Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Asger Olsen

Arbejdspapir*

7. februar 1994

Data for arbejdstid og timeløn

Resumé:

Datakonstruktionen af Hgn og lna eftergås. Hgn bør nok rettes i årene før 1966.

---

hgn.jao

Nøgleord: Hgn Arbejdstid lna

I oplægget til den nye faktorefterspørgselsblok benyttes konsekvent antallet af præsterede arbejdstimer som mål for indsatsen af arbejdskraft i de enkelte erhverv. I ADAMs databank er beskæftigelsen i erhvervene imidlertid kun opgjort i antal beskæftigede personer (fordelt på arbejdere og funktionærer). Omregningen fra beskæftigede personer til præsterede arbejdstimer finder sted ud fra den antagelse, at den gennemsnitlige arbejdstid for alle beskæftigede i alle erhverv er lig med den gennemsnitlige arbejdstid for arbejdere i industrien, *Hgn*.[1]

Arbejdstidsvariablen *Hgn* bliver således en meget vigtig variabel for det fremtidige datagrundlag for ADAM, hvor den jo hidtil har spillet en temmelig inferiør rolle. Da visse af bevægelserne i den nuværende *Hgn* ser noget mystiske ud, er datakonstruktionen af *Hgn* gået efter. Ved samme lejlighed er konstruktionen af *lna* gået efter, da kilden er den samme, nemlig *industristatistikken* for årene 1947-89.[2]

De grundlæggende vanskeligheder med industristatistikken som kilde for tidsserier består i, at antallet af virksomheder, der er omfattet af statistikken, ændres med jævne mellemrum. Disse ændringer betyder dog sjældent noget væsentligt for *Hgn* og *lna*, der jo er gennemsnitsstørrelser opgjort hhv. pr. beskæftiget og pr. arbejdstime. Som hovedregel findes der overlappende opgørelser i år med store ændringer i dækningsgraden, således at kædning er mulig. Dette gælder især årene 1961, 1964, 1965, 1970, 1976 og 1985.

I figur 1 er rekonstruerede serie for *Hgn* sammenlignet med serien i ADAMBK.

Det ses, at de to serier ligner hinanden udmærket, men at der er problemer i årene 1949, 1957 samt 1960-66. Forskellene kan spores til modelgruppepapirerne HD 9. august 1978 og 30. april 1979, og henvisningen er "foreløbige tal fra Søren Larsen". Søren erindrer dog ikke noget om disse tal.

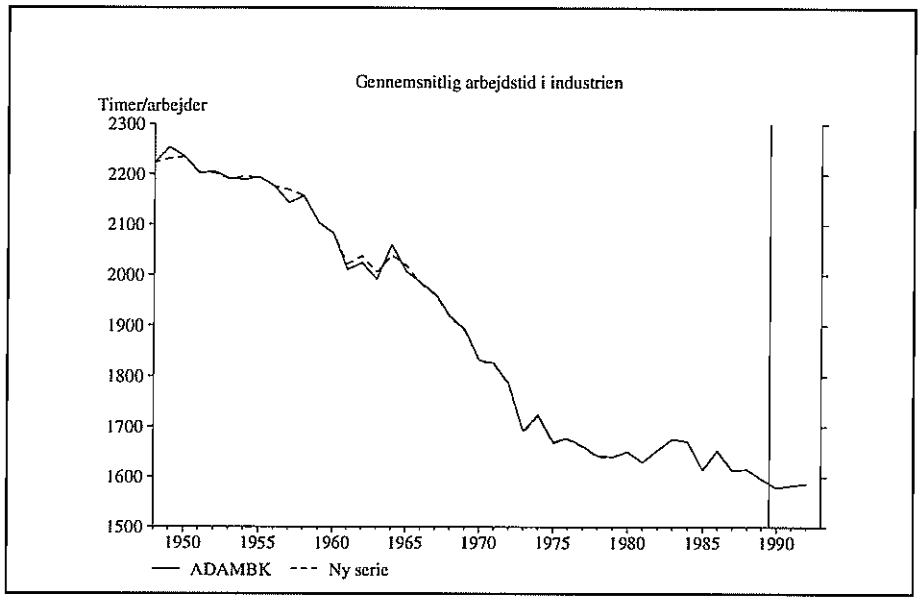
Det mystiske "dyk" i ADAMBK-serien i 1963 går igen i den nye serie. I modsætning til de andre "dyk" i serien kan dette ikke forklares ved en storkonflikt (i årene 1956, 1961, 1973 og 1985). Spørger man industristatistikken for 1963 om særlige forhold i dette år, fås følgende orakelsvar:

---

[1]Jf. modelgruppepapir TTH & PBR 11. januar 1992: Data til modellering af udbudssiden i ADAM.

[2]Datakonstruktionen af den nuværende *Hgn* er beskrevet i modelgruppepapirer af HD 9. august 1978 og 30. april 1979. Konstruktionen af den nuværende *lna* er beskrevet i et modelgruppepapir KS 3. november 1987.

Figur 1.



"For 1962 og tidligere år er det gennemsnitlige antal arbejdere beregnet som et gennemsnit af antal ansatte arbejdere ved begyndelsen af hver af årets 12 måneder, medens der ved beregningen for 1963 er benyttet antal ansatte arbejdere ved udgangen af de enkelte måneder. Ændringen er foretaget, fordi der ved de månedlige beskæftigelsesopgørelser benyttes ultimotal. I beregningen af gennemsnit for 1963 indgår månederne juli og december ikke."

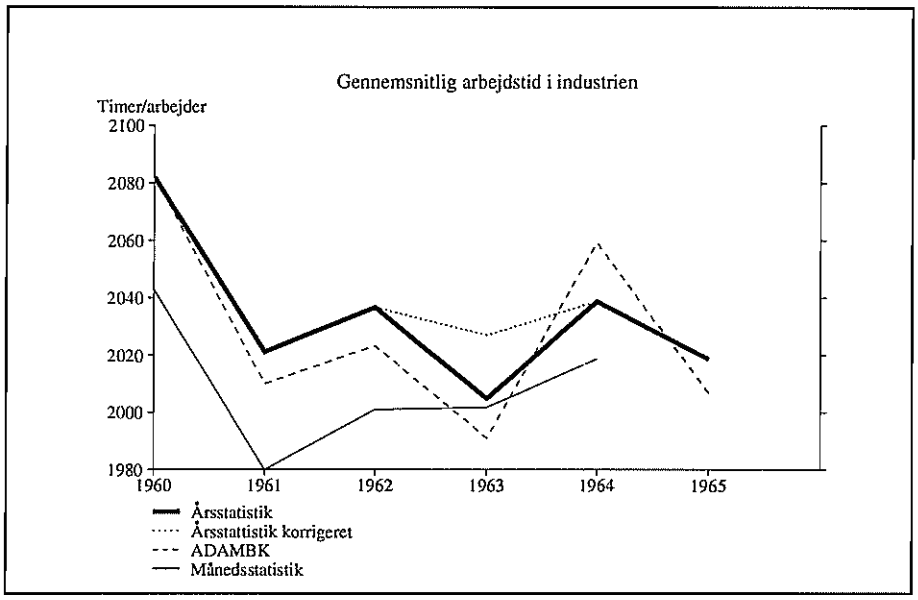
Et studium af månedstallene for antal ansatte arbejdere ultimo måneden afslører, at tallet for december 1963 er ekstremt lavt, hvilket må tilskrives "tvungen juleferie uden løn" på grund af en brat konjunkturtilbagegang i 2. halvår 1963. Tallet afspejler ret klart *ikke* den reelle beskæftigelse i december måned 1963, og det er antagelig dette forhold, man har søgt korrigeret ved at undlade at bruge tallene for juli og december i udregningen af årsgennemsnittet. Men da disse to måneder rent sæsonmæssigt har en lav beskæftigelse, bliver det således korrigerede årsniveau til gengæld for højt - og dermed bliver den gennemsnitlige arbejdstid for lav.

I figur 2 sammenholdes *Hgn* fra årsstatistikken med den tilsvarende opgørelse ud fra årsgennemsnit af den månedlige statistik. På figuren er angivet, hvorledes en skønnet korrektion af årsstatistikkens *Hgn* på 1 pct. op i 1963 synes at stemme bedre med månedsstatistikkens forløb. Denne størrelsesorden af korrektionen bekræftes af beregninger for 1963 hhv. med og uden månederne juli og december. Det er vel en smagssag, om man vil acceptere en sådan korrektion. Bemærk, at hvis ikke beskæftigelsen *Qna* i ADAMBK er korrigeret tilsvarende, fås det bedste samlede antal arbejdstimer ved at benytte den ukorrigerede *Hgn*.

Tilbage står, at der i princippet kan være en niveauforskel på tallene før 1963 og tallene fra og med 1963 på grund af overgangen fra primo- til ultimo-opgørelse af beskæftigelsen. Især juledagene kan give et andet sæsonmønster og dermed et andet årsniveau. Men her er vi nok definitivt i småtings-

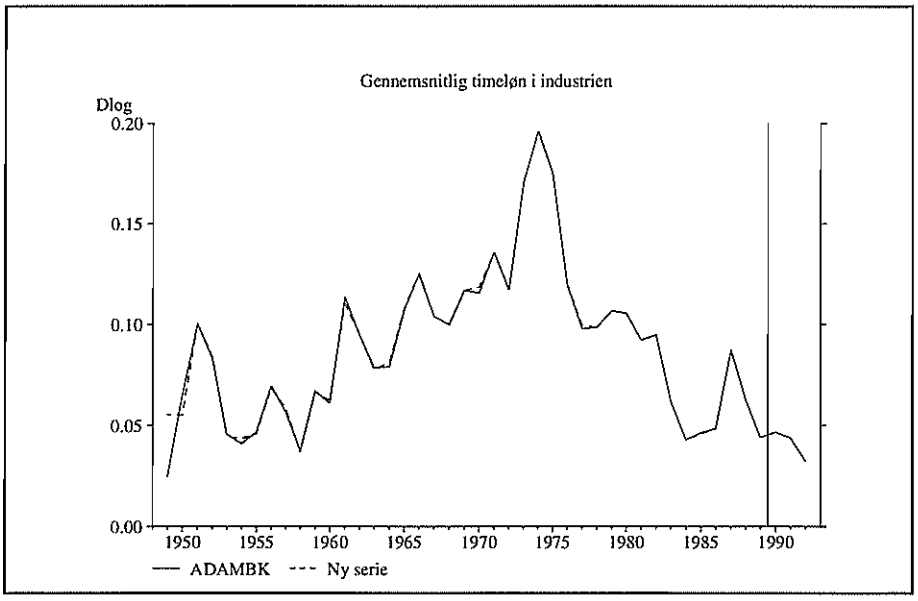
afdelingen.

Figur 2.



Gennemgangen af konstruktionen af timelønnen, *lna*, giver ikke anledning til bemærkninger (bortset fra tallet i 1948), jf. figur 3. De meget små forskelle i ny og gammel serie skyldes alene forskelle i måden at korrigere databrud på (den nye serie er kædet, mens den gamle blot lægger niveauerne i forlængelse af hinanden).

Figur 3.



De viste serier for *Hgn* og *lna* dannes ved at afvikle AREMOS programmet INDUSTRI.CMD fra direktoriet F:\ADAMBK\INDUSTRI. Tallene fra industristatistikken forsynes fra PRN-filer.

Bilag. Rekonstruerede serier for *Hgn* og *lna*.

År	*Hgn*	*Hgn korrigeret*	*lna*
1948	2222.11		2.69
1949	2230.97		2.85
1950	2233.98		3.01
1951	2204.22		3.33
1952	2201.24		3.62
1953	2190.05		3.78
1954	2195.21		3.95
1955	2193.81		4.14
1956	2175.64		4.43
1957	2168.62		4.70
1958	2156.80		4.88
1959	2103.67		5.21
1960	2082.01		5.55
1961	2021.20		6.19
1962	2036.71		6.81
1963	2004.86	2025	7.36
1964	2038.79		7.99
1965	2018.71		8.90
1966	1982.15		10.08
1967	1959.42		11.19
1968	1915.09		12.37
1969	1889.73		13.90
1970	1829.96		15.65
1971	1823.65		17.92
1972	1784.40		20.16
1973	1689.16		23.90
1974	1722.24		29.09
1975	1667.43		34.65
1976	1674.99		39.06
1977	1660.23		43.15
1978	1640.42		47.63
1979	1639.24		52.99
1980	1649.88		58.89
1981	1629.32		64.58
1982	1652.97		71.01
1983	1675.71		75.55
1984	1670.63		78.86
1985	1614.67		82.56
1986	1652.63		86.67
1987	1614.46		94.58
1988	1615.44		100.71
1989	1595.84		105.24

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Asger Olsen

Arbejdspapir

23. november 1993

Sektorpriser og selvstændige

Resumé:

I dette papir præsenteres nogle strøtanker omkring bestemmelsen af sektorpriser i næste ADAM version. Et af de hjørner, som tages op, er behandlingen af selvstændige. Forfatteren er efterhånden træt af at støde på dem lige under overfladen i forskellige afkroge af ADAM. Han overvejer derfor at adoptere dem én gang for alle, men indrømmer, at det er lidt langt ude. Der peges dog på en temmelig simpel løsning.

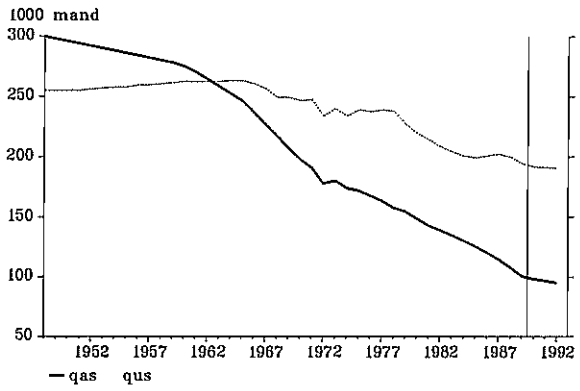
selvst.jao

Nøgleord: Selvstændige, sektorpriser

1. Selvstændige i ADAM

Der findes to variabler for selvstændige i ADAM: Selvstændige i landbrug, *Qas*, og selvstændige i byerhverv, *Qus*. Begge er eksogene, og med god grund, jf. figur 1.

Figur 1. Selvstændige i landbrug og byerhverv



Det fremgår af figuren, at antallet af selvstændige i landbruget er stort, trendmæssigt faldende, og uden væsentlige tegn på konjunkturfølsomhed. Antallet af selvstændige i byerhverv er ligeledes trendmæssigt faldende fra omkring 1965, men her spores måske en ganske svag konjunkturafhængighed. Der er dog alt i alt ikke noget, der frister til en modellering af *Qas* og *Qus*.

Antallene af selvstændige indgår kun udtrykkeligt i modellens identiteter, hvor de nærmest har karakter af fyld i definitionerne af *Q*- og *U*-aggregater. Antallet af selvstændige fordelt på erhverv optræder imidlertid implicit flere forskellige steder i ADAM:

- I bestemmelsen af "personlig restindkomst", *Yrp*, hvor restindkomsten i de enkelte erhverv sammenvejes ved hjælp af faste vægte, der primært afspejler andelen af selvstændige i erhvervet. Variablen *Yrp* indgår i skattebestemmelsen. Den kunne desuden indgå i en eventuel bestemmelse af særskilte balancer for husholdnings- og selskabssektoren, ligesom den har en potentiel rolle i forbrugsbestemmelsen.

- I datakonstruktionen for user cost til næste modelversion, hvor de selvstændiges restindkomst i hvert ADAM-erhverv splittes i en "imputeret løn" og en "rest-restindkomst". Opsplitningen er ikke nødvendig i den daglige opdatering, men indgik i beslutningsgrundlaget for at bestemme erhvervsspecifikke "risikopræmier" for kapitalens aflønning.

- I sektorprisrelationerne, hvor restindkomsten for selvstændige antages at være proportional med den øvrige restindkomst.

Desuden kunne antallet af selvstændige i erhvervene optræde som tabelvariabler med henblik på tabellering af erhvervenes samlede beskæftigelse.

Selvstændiges andel af beskæftigelsen i de enkelte erhverv er vist i bilag 1 i modelgruppepapiret *Usercost-udtrykket i udbudsprojektet....*, PBR+TTH+KTH, 9 april 1993 (de tilsvarende andele af restindkomsten er vist i papiret *Om opdeling af restindkomst mv.*, PUD 23. august 1993). For flertallet af erhvervene er beskæftigelsen af selvstændige så lille, at den uden videre kan ignoreres. Den er således for praktiske formål 0 i erhvervene *e, ng, ne, nn, nt, qf, qs, h* og *o*, samt måske i *nk*. Beskæftigelsen af selvstændige er derimod af væsentlig betydning i erhvervene *a, b, qh, qt* og *qq*, hvor andelen er mellem ca. 12 og 95 pct. I de resterende erhverv er beskæftigelsen af selvstændige af mindre betydning, men ikke helt 0; det gælder erhvervene *nf, nb, nm, nq* samt måske *nk*.

I fremskrivninger med modellen giver den summariske behandling af selvstændige ingen problemer: Da der ikke er væsentlig konjunktur i antallet af selvstændige, tabes der ikke noget ved at fremskrive dem eksogent under ét.

Den manglende hensyntagen til beskæftigelsen af selvstændige i sektorprisrelationerne og i bestemmelsen af *Yrp* kan imidlertid give anledning til skævheder i modellens parametre. Det faldende antal selvstændige siden midten af 1960'erne betyder for eksempel, at antagelsen om konstante koefficienter i *Yrp*-ligningen er empirisk tvivlsom. Dette kan vi nu nok godt leve med, da *Yrp* kun har en ganske lille betydning i modellen.

Problemet er værre i sektorprisrelationerne, navnlig i de erhverv, hvor restindkomsten til selvstændige udgør mellem 25 og 70 pct. af restindkomsten, nemlig *b, qh, qt* og *qq* (*pxa* er jo heldigvis eksogen). Problemerne med en uforklaret "drift" i restindkomstkvoterne i mange erhverv kan passende bringes i erindring. Disse problemer tages op i afsnittet om sektorpriser nedenfor.

Da de selvstændige således synes at dukke op i mange forskellige sammenhænge kunne det være nærliggende at adoptere i ADAM dem én gang for alle. Motivet skulle være at reducere antallet af underforståede sammenhænge på bekostning af nogle ekstra modelvariabler.

Et forslag kunne være at indføre dem i modellen som eksogene variabler af gruppe C. Herefter kunne fordelingen af restindkomst mellem selvstændige og selskaber i *Yrp*-ligningen ske ved bidrag af typen

$$\ldots + kfaktor_j \cdot Yr_j \cdot Q_j s/(Q_j + Q_j s) \qquad (1)$$

hvor $kfaktor_j$ defineres residualt, således at bidraget er identisk med personlig restindkomst i erhverv *j*. Det samme bidrag anvendes som udtryk for den personlige restindkomst i sektorprisligningerne. Denne løsning koster $2 \times 18 = 36$ eksogene "gruppe C" variabler, men ingen ligninger. Til gengæld vil det noget kringlede ydtryk (1) optræde $2 \times 18 = 36$ steder i modellen.

Korrektionsfaktorerne kan evt. erstattes af konstante parametre, således at skitsen kun medfører 18 nye variabler - ligningen vil alligevel opfange den trend, der skyldes det faldende antal selvstændige. Endelig kan skitsen begrænses til kun at omfatte de 5-10 erhverv, der har et antal selvstændige af betydning. Dette vil dog nok kræve en restgruppe bestående af selvstændige i de resterende erhverv.

Det mest reelle ville måske være at indføre personlige restindkomster i erhvervene som modelvariabler, Yrp_j, og benytte ligninger af typen (1) til at bestemme dem. Dette koster 19 ligninger og 19 endogene variabler ekstra, men til gengæld vil ligningerne for Yrp og sektorpriserne blive meget lettere at læse. Det er nok denne løsning, der minimerer det samlede antal af tegn i ligningerne.

Endelig kan vi jo bare lade de selvstændige være i fred, som de er, og spare både variabler og ligninger.

2. Sektorpriser

De nuværende sektorprisrelationer i ADAM er karakteriseret ved, at priserne dannes ved en fast mark-up på de variable enhedsomkostninger. Relationerne kan med en vis anstrengelse fortolkes som resultatet af en optimerende adfærd fra producenternes side, jf. ADAM-bogens kapitel 9, nemlig som et udtryk for den gammelkendte profitmaksimeringsbetingelse

$$p_e(1+\frac{1}{\gamma}) = \mathrm{MC}(w,p_{wp},...) \tag{1}$$

MC Marginalomkostninger
w Løn
p_{wp} pris på materialer mv.
γ efterspørgselens priselasticitet

På langt sigt bliver marginalomkostningerne i ADAM lig med de optimale gennemsnitsomkostninger, på grund af det konstante skalaafkast. Omkostningsudtrykket i ADAM indeholder imidlertid ikke user cost, og derfor kan ADAM-ligningerne bedst opfattes som udtryk for en kortsigtsoptimering (selv om kapitalapparatet så strengt taget burde indgå i stedet).

Med den nye faktorefterspørgselsblok bliver det efter alt at dømme muligt at opstille sammenhængende udtryk for marginalomkostninger på kort og langt sigt. Prisligningerne bør derfor skæres over grundskitsen

$$\Delta p = \alpha_1 \Delta \mathrm{SRMC}^*(w, p_{wp}, K, fX) - \beta [\, p - \alpha_2 \frac{C^*(w, p_{wp}, u)}{fX} \,] \qquad (2)$$

$SRMC^*$	Optimale kortsigtede marginalomkostninger (for givet K)
C^*/fX	Optimale enhedsomkostninger (=langsigtede marginalomkostninger)

Andre forhold, som fx konkurrentprisen, kan medtages på ændringsform, men de bør ikke indgå i fejlkorrektionsleddet, med mindre vi andetsteds i modellen indfører ligninger, der kan "holde snor" i erhvervenes rentabilitet.

Bemærk, at "kapacitetseffekter" her er indbygget i udtrykket for kortsigtsomkostningerne, *SRMC*, idet knaphed på kapitalapparat vil betyde, at *SRMC* overstiger de langsigtede gennemsnitsomkostninger. Afvigelser fra den "optimale" kapacitetseffekt kan opfanges, hvis ændringen i K/K^v-forholdet (eller C^*/fX) inddrages på højresiden i (2).

I den konkrete specifikation bør vi være opmærksomme på to forhold, der har generet mange brugere af prisligninger i praksis:

- Prisligningen bør være specificeret således, at kortsigtet "labour hoarding" ikke giver perverse priseffekter, som fx. faldende priser i konjunkturopgangsfasen

- Tilpasningen til langsigtet ligevægt bør ikke være så hurtig, at fx. et rentefald giver anledning til et kortsigtet prisfald.

Den nye ambition om at inddrage alle omkostningskomponenter i prisdannelsen på langt sigt vil nok give anledning til andre småkrøller, ikke mindst omkring de selvstændige. Vi erindrer, at sammenhængen mellem samlede omkostninger, *TC*, og produktionsværdi, *X*, fremover vil være:

$$X = TC + \text{selvstændiges indkomst} + \text{selskabers rene profit} \qquad (3)$$

idet selskabernes rene profit defineres residualt.

Sektorprisen er defineret som $px = X/fX$. Da omkostningerne, *TC*, bestemmes i faktorblokken i næste modelversion,[1] vil prisligningernes funktion således alene blive at bestemme den rene profit og de selvstændiges indkomst. Dette forhold er for så vidt ikke nyt, men det vil sikkert blive tydeligere i næste modelversion.

Mens (2) levererer en udmærket model for den langsigtede rene profit, nemlig at den rene profit udgør en konstant andel af gennemsnitsomkostningerne, fordi

[1]Her ses af enkelhedsgrunde bort fra den manglende bestemmelse af omkostningerne til bygningskapital

"monopoliseringsgraden" er konstant, kan den vanskeligt rumme en model for selvstændiges indkomst. Dette skyldes, at de selvstændiges andel af beskæftigelsen og restindkomsten er faldet markant siden 1966 og vil være "endogen" i fremskrivninger. Dette fænomen er indtil videre ignoreret i prisrelationerne, fordi det ikke er skønnet at betyde noget særligt. Dette kan dog åbenlyst ikke være tilfældet i alle erhverv. I det følgende gås derfor lidt nærmere ind i, hvordan problemet kan håndteres.

2.1 Udrensning af selvstændige eller imputering af løn?

Den antagelse om selvstændige, der ligger lige for, er at *inputforbrug og omkostninger i det enkelte erhverv er uafhængig af fordelingen af produktionen på selvstændige og selskaber i erhvervet* (bortset, selvfølgelig, fra fordelingen på løn og "profit"). Antagelsen er givetvis ikke realistisk, for de selvstændige må formodes at have en mindre kapitalintensiv, og sikkert også en mindre råvareintensiv, produktion. Til gengæld er det klart den enkleste antagelse, der kan gøres, og den bliver vel allerede underforstået i øjeblikket. I praksis er der næppe andre mulige antagelser.

Men lad os foreløbig antage, at de selvstændige og selskaberne

- sætter samme pris *px*
- betaler samme råvarepriser *pxmx*
- har samme user cost *uc* pr. enhed kapital
- har samme råvarekvote *axmx* og kapitalkvote *akx*

Produktion, produktionsfaktorer og omkostninger opdeles nu i hhv. de selvstændiges og selskabernes del, med indeks hhv. *p* og *s*:

$$
\begin{aligned}
fX &= fX_s + fX_p \\
px &= px_s = px_p \\
pxmx &= pxmx_s = pxmx_p \\
uc &= uc_s = uc_p
\end{aligned}
$$

Der vil da gælde, at de selvstændiges andel af produktion, varekøb og kapital i faste priser er den samme:

$$\frac{fXmx_p}{fXmx} = \frac{axmx \cdot fX_p}{axmx \cdot fX} = \frac{fX_p}{fX} = \frac{K_p}{K} = b_p$$

Da priserne er ens for selvstændige og selskaber vil andelen også være den samme i løbende priser...

$$b_p = \frac{pxmx \cdot fXmx_p}{pxmx \cdot fXmx} = \frac{Xmx_p}{Xmx} = \frac{X_p}{X} = \frac{C_{Kp}}{C_K}$$

og minsandten også for BFI i løbende og faste priser...

$$\frac{X_p - Xmx_p}{X - Xmx} = \frac{Yf_p}{Yf} = \frac{fYf_p}{fYf} = b_p$$

Hvis vi kender de selvstændiges restindkomst, Yr_p (lig med deres BFI Yf_p), kan vi altså benytte forholdet $b_p = Yr_p/Yf$ som fordelingsnøgle til at fordele produktion og køb af produktionsfaktorer på selvstændige og selskaber.

Identiteten (3) kan nu opskrives separat for selvstændige og selskaber:

$$X_p = b_p \cdot (C_m + C_e) + Y_{rp} \tag{3.a}$$

$$X_s = (1-b_p) \cdot (C_m + C_e + C_k) + C_l + \textit{selskabers profit} \tag{3.b}$$

idet $X_p = b_p \cdot X$ og tilsvarende $X_s = (1-b_p) \cdot X$. Selskabsprofitten defineres residualt af (3.b).

Prisligningen estimeres for selskaber, og udgangspunktet fås ved at dividere (3.b) med $fX_s = (1-b_p) \cdot fX$:

$$px = \frac{C_m + C_e + C_k + \frac{C_l}{(1-b_p)}}{fX} + \frac{\textit{selskabers profit}}{fX} \tag{4}$$

Nettoresultatet af anstrengelserne er altså, at lønomkostningerne skal opjusteres med faktoren $1/(1-b_p)$. Under de givne antagelser kunne man altså lige så godt i stedet have imputeret en løn til de selvstændige - men vel at mærke på en sådan måde, at lønsummens andel af BFI blev den samme hos selskaber og selvstændige. Dette er nemlig hovedindholdet af (4).

Samme metode burde antagelig anvendes i faktorefterspørgselsligningerne. Det *må* være lidt kikset at smide de selvstændiges indkomst ud af omkostningerne uden at fjerne deres del af produktion og faktorefterspørgsel. Heldigvis fylder de selvstændige ikke ret meget i fremstillingserhvervene.

Hvad stiller vi op med ikke-stationær profit?

Tilbage står, at selskabsprofitten - med det held vi plejer at have - nok alligevel vil vise sig at være ikke-stationær, selv efter rensning for faldet i selvstændige. Hvad skal vi stille op med det? Gode forslag er velkomne. Jeg kan ikke umiddelbart finde på andet end...(jeg tør næsten ikke nævne det) ... polynomiske trends.

2.3 Arbejdstid

Når nu alligevel gryden er sat over, bør vi måske tænke over *arbejdstidens* rolle i modellen. Mens den ovenfor nævnte "labour hoarding" er den ene kilde til varierende timeproduktivitet i nuværende ADAM, er arbejdstiden pr. mand den anden: Den kortsigtede elasticitet af timeproduktiviteten med hensyn til såvel arbejdstidsændringer som produktionsændringer er på ca. 1/3. Men mens effekten af produktionsændringer er væk allerede året efter, er virkningen af arbejdstidsændringer permanent, hvilket vist nærmest må være en fejl.

Den nye skitse til faktorblok opererer grundlæggende med arbejdstimer som mål for indsatsen af arbejdskraft, og dette levner ikke plads til eksotiske effekter af labour hoarding og arbejdstid. Men hoarding effekten er så nødvendig, empirisk set, at Thomsen har fundet det nødvendigt at tage særligt hensyn til den i sine ligninger i form af et ekstra D(*fX*)-led i ligningen for arbejdskraft.

Spørgsmålet er, om ikke dette led kunne erstattes af et D(*fX/Hnn*)-led, således at arbejdstiden stadig kommer til at spille en rolle for den kortsigtede timeproduktivitet. Når alt kommer til alt er det jo det samme fænomen, vi søger at beskrive ved disse sving i timeproduktiviteten: Nemlig, at virksomhederne er utilbøjelige til at ændre deres beskæftigelse *i antal mand* - på grund af besværet ved dette. Om ændringen i "mandebehovet" kommer fra en uventet produktionsstigning eller fra en nedsættelse af arbejdstiden er vel ligegyldigt?

Endelig skal vi være opmærksom på, at arbejdstidens rolle i modellen antagelig vil blive øget: Ændringer i arbejdstiden vil slå umiddelbart og fuldt ud i ledigheden og derigennem påvirke statsfinanser, løndannelse m.m.

Måske er tiden inde til at tage en mindre runde om, hvordan vi egentlig ser arbejdstiden rolle i nye udgaver af ADAM.

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Asger Olsen

Arbejdspapir*

24. august 1993

Konkurrentpriser og efterspørgselsvariabler for eksporten

Resumé:

Nogle forskellige muligheder for valg af konkurrentprisudtryk og efterspørgsels-variabel i eksportrelationerne opstilles. Det betyder næppe ret meget, hvilket udtryk vi vælger.

De indtil nu bedste præsenteres og kommenteres, og resultaterne af nogle præliminære estimationer af efterspørgselsrelationer vises.

prisvagt.jao

Nøgleord: Eksport, konkurrentpriser, efterspørgselsudtryk, sammenvejning

I et tidligere papir er forskellige muligheder for modellering af eksporten beskrevet. En afprøvning af disse muligheder kræver, at der defineres et efterspørgselsudtryk og et konkurrentprisudtryk for "udlandet" for hver varegruppe.

I praksis skal disse udtryk dannes ved sammenvejning af hhv. en efterspørgsels- og en konkurrentprisvariabel for hvert aftagerland:

$$R(fE_e)=\sum_j we_j \cdot R(fD_j) \tag{1}$$

$$R(pe_e)=\sum_j we_j \cdot R(pd_j) \tag{2}$$

fE_e Efterspørgselsudtryk for dansk eksport
pe_e Konkurrentprisudtryk for dansk eksport
we_j Andel af dansk eksport, der går til land j
fD_j Efterspørgselsvariabel ("marked") i land j
pd_j Konkurrentprisvariabel i land j

Vægtene we_j, der afspejler sammensætningen af Danmarks eksport på aftagerlande, kan enten være faste andele (kort: *Faste vægte*) eller variable, men et år laggede andele (kort: *Løbende vægte*).

Uanset om der anvendes faste eller løbende vægte i sammenvejningen skal der tages stilling til indholdet af aftagerlandenes efterspørgselsvariabler fD_j og konkurrentprisvariabler pd_j. De to variabler bør ikke vælges uafhængigt af hinanden, da teorien strengt taget kræver, at produktet af efterspørgsels- og konkurrentprisvariabel giver værdien af efterspørgselen, m.a.o. skal variablerne opfylde, at $D_j=fD_j \cdot pd_j$.[1] Konkret ligger det væsentligste problem nok i afgrænsningen: Skal der tages udgangspunkt i aftagerlandets *samlede* efterspørgsel, dvs. inklusive efterspørgselen efter landets egen produktion, eller kan vi nøjes med at bruge aftagerlandets import som efterspørgselsvariabel?

1. Forskellige muligheder belyst for industrieksporten

I det følgende forsøges problemerne belyst for varegruppen *"industrivarer"*, konkret defineret som SITC-grupperne 5-9, eksklusive skibe og fly. For denne varegruppe har Nationalbanken opstillet en *handelsmatrix* for året 1989 i forbindelse med beregningen af indekset for effektiv kronekurs. Handelsmatricen $\mathbf{D}=\{d_{ij}\}$ er defineret ved

d_{ij} = leverancen af "industrivarer" fra land i til anvendelse i land j

[1]Både pris og mængde kan evt. renses for Danmarks bidrag. I Armington-modellen er dette dog ligegyldigt p.g.a. den anvendte CES-funktionsform.

Den samlede efterspørgsel i land j kan her findes som $d_j=\Sigma_i d_{ij}$. Diagonalelementerne, d_{jj}, er således *hjemmemarkedsleverancerne* (egenleverancerne) på hvert enkelt marked, mens elementerne d_{ij} $(i \neq j)$ er *udenrigshandelsstrømme*.[2] Importefterspørgselen i land j kan opgøres som $m_j=d_j-d_{jj}$.

Mens udenrigshandelsstrømmene d_{ij} $(i \neq j)$ kan opgøres relativt let ud fra fx OECD's databanker, er det vanskeligere at opgøre egenleverancerne d_{jj} på en hermed konsistent måde. Dette skyldes typisk, at aftagerlandets egen produktion ikke foreligger opdelt på samme måde som udenrigshandelen. Efter nogle krumspring er det dog lykkedes for Nationalbanken at opgøre egenleverancerne af industrivarer for 1989.[3]

Den således opgjorte handelsmatrix for 1989 er vist i bilag 1. Med udgangspunkt i bl. a. denne matrix forsøges en vurdering af de forskellige muligheder for valg af efterspørgsels- og konkurrentprisudtryk.

Efterspørgselsudtrykket

Efterspørgselsudtrykket er en sammenvejning af de enkelte aftagerlandes efterspørgselsvariabel, jf. (1), uanset om denne opgøres som landets import af eller samlet efterspørgsel efter industrivarer. Det væsentligste problem vedrørende sammenvejningen er, om der skal benyttes faste eller løbende vægte.

I figur 1 vises resultatet af at benytte henholdsvis faste og løbende vægte, idet aftagerlandenes import er benyttet som efterspørgselsvariabel. Det fremgår, at der ikke er væsentlig forskel på de to serier, idet vægtene ikke bevæger sig ret meget. De er faktisk forbløffende stabile, jf. bilag 2. Der spores dog en svag tendens til langsigtet mervækst i den serie, der er dannet ud fra løbende vægte.

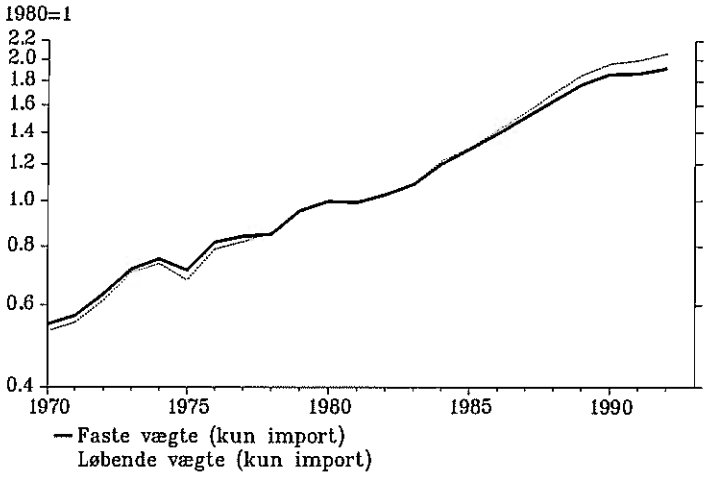
Der er endnu ikke opstillet efterspørgselsudtryk, der omfatter hjemmemarkedsleverancer for de enkelte aftagerlande, da det er temmelig besværligt at gøre det, jf. ovenfor. Det vil i giver fald blive på stærkt aggregerede varegrupper.

---

[2]Hvert element d_{ij} kan i princippet opgøres på to måder: Enten som den del af leverandørlandets *eks*port, der går til land j, eller som den del af aftagerlandets *im*port, der kommer fra leverandørland i. Ideelt set burde de to opgørelsesmetoder føre til det samme resultat, men det er langt fra tilfældet i praksis. Normalt opgøres handelsstrømmene derfor fra importsiden, fordi tolderne antages at holde mere nidkært øje med importen end med eksporten.

[3]Jf. Christian Ølgård: Revision af vægtene i det effektive kronekursindeks. Danmarks Nationalbank, Økonomisk Statistisk kontor, 2. januar 1992.

Figur 1. Forskellige eksportefterspørgselsudtryk, industrivarer.



Konkurrentprisudtrykket

Udtrykket for konkurrentpriser er på samme måde som efterspørgselsudtrykket en sammenvejning af konkurrentpriserne på de enkelte aftagerlandes markeder, jf (2). Igen kan der benyttes enten faste eller løbende vægte i sammenvejningen, og igen er der spørgsmålet om, hvorvidt prisen på aftagerlandets hjemmeleverance skal medregnes. Endelig er der et mere dybtgående teoretisk problem i, hvordan konkurrentpriserne egentlig måles.

Vi vil her holde fast i det nyttige teoretiske krav, at produktet af konkurrentpris- og efterspørgselsvariabel skal give værdien af efterspørgselen i hvert aftagerland. Dette efterlader egentlig kun den implicitte deflator for efterspørgselsvariablen som mulig konkurrentprisvariabel. Hvis eksempelvis aftagerlandenes import benyttes som efterspørgselsvariabel, bliver konkurrentprisvariablen lig med den tilsvarende importdeflator.

Nogle går et skridt videre og vil bestemme efterspørgselsdeflatoren i hvert land ved en sammenvejning af leverandørlandenes priser, dvs. at (2) suppleres med

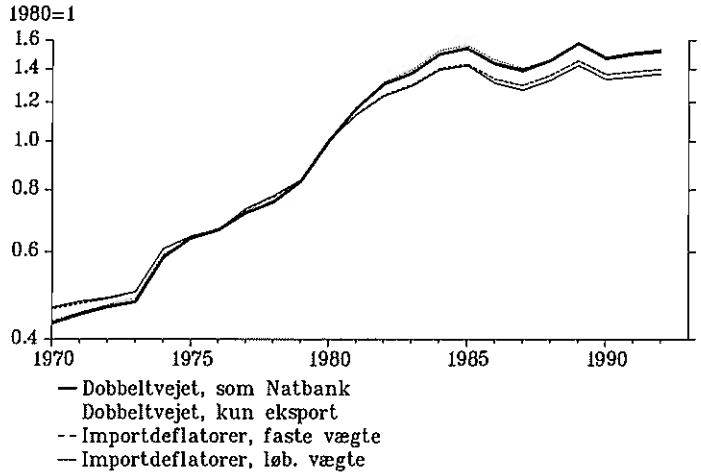
$$R(pd_j)=\sum_i wd_{ij} \cdot R(p_i) \qquad (3)$$

p_i Pris på land i's produktion
wd_{ij} Andel af efterspørgslen i land j, der leveres af land i
pd_j Efterspørgselsdeflator i land j

Vægtene wd_{ij} kan fås fra handelsmatricen, idet $wd_{ij}=d_{ij}/d_j$. Når (3) indsættes i (2) fås et såkaldt *dobbeltvejet* konkurrentprisindeks. Normalt benyttes eksportpriser for p_i i sådanne beregninger, uanset om der er tale om eksport- eller hjemmemarkedsleverancer, og det må være ensbetydende med en forudsætning om, at ingen lande prisdiskriminerer mellem eksport- og hjemmemarked.

I figur 2 er vist fire mulige beregninger af konkurrentprisindekset: Der er vist to "dobbeltvejede" indeks henholdsvis med og uden hjemmeleverancer, idet landenes eksportpriser er benyttet for p_i, jf. (3). Disse dobbeltvejede indeks er af datamæssige grunde beregnet med med faste vægte we_j og wd_{ij}. Desuden er vist to indeks, beregnet ved at anvende aftagerlandenes importdeflatorer for pd_j i (2) under anvendelse af henholdsvis faste og løbende vægte we_j.

Figur 2. Forskellige konkurrentprisudtryk, industrivarer



Det ses, at de to "dobbeltvejede" indeks ligner hinanden til forveksling. Det er med andre ord stort set ligegyldigt for konkurrentprisudviklingen, om aftagerlandenes hjemmeleverance medtages eller ej.

Desuden ligner de to "importdeflator"-indeks også hinanden til forveksling. Igen kan det altså konstateres, at vi vinder uhyre lidt ved at benytte løbende vægte i sammenvejningen.

Til gengæld er der markant forskel på de "dobbeltvejede" indeks på den ene side og "importdeflator"-indeksene på den anden side. Dette er i god overensstemmelse med indeksteorien: De lande, hvis varer stiger mest i pris, oplever faldende markedsandele, og derfor stiger importdeflatorerne ikke så meget som de rene (dobbeltvejede) fastvægtsindeks, beregnet ud fra (3).[4]

Konklusion

Alt i alt ser det ikke ud til, at det præcise valg af vægte i sammenvejningen af udlandsvariabler er særlig kritisk. Dette skal nok først og fremmest forklares ved den høje grad af internationalisering, der gør både priser og mængder i de forskellige lande stærkt indbyrdes afhængige. Det nemmeste er at bruge faste

[4]Blot er det lidt pudsigt, at en tilsvarende effekt ikke kan ses på sammensætning af den danske eksport på aftagerlande - i hvert fald ikke med det blotte øje.

vægte, men da vi nu *har* indsamlet de løbende vægte, og da de kan opdateres automatisk ud fra DSTB, kan det næppe skade at bruge løbende vægte. Og så har vi da garderet os imod *den* indvending.

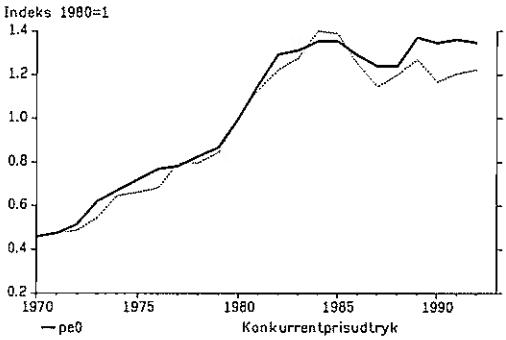
Konkurrentprisudtrykket bør være en sammenvejning af deflatorer for aftagerlandenes efterspørgsel, og langt det nemmeste er at bruge aftagerlandenes *import* som efterspørgselsvariabel. Det vil være besværligt at prøve at sammenstykke statistik over landenes egenleverancer: I praksis vil man være nødt til at trække industrieksporten fra industriproduktionen for hvert aftagerland, og de to tal stammer typisk fra forskellige statistiksystemer, i hvilke bl. a. fastprisberegningerne foretages efter forskellige principper. Samtidig er der ikke meget, der tyder på, at seriernes statistiske egenskaber vil afhænge særlig kritisk af det konkrete valg af efterspørgselsudtryk.

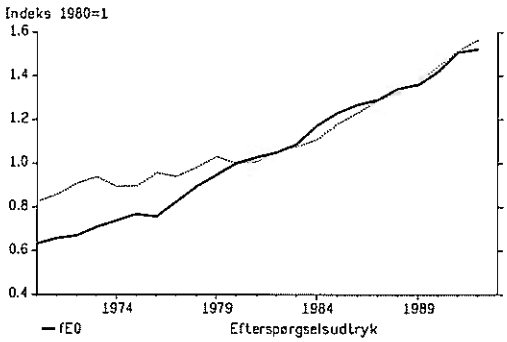
2. Hvordan ser de beregnede udtryk ud?

I det følgende gives en oversigt over de vigtigste egenskaber ved de konstruerede markeds- og konkurrentprismål, og mulighederne for at estimere langsigtede eksportrelationer undersøges ved hjælp af nogle helt præliminære estimationer. Det er endnu ikke muligt at foretage mere raffinerede analyser, da der endnu ikke foreligger udtryk for erhvervenes marginalomkostninger.

Fødevarer, SITC 0

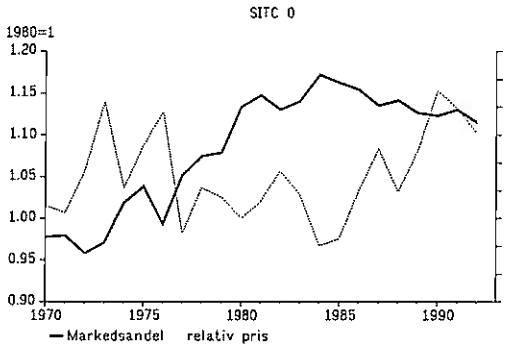
Denne gruppe er relativt stor, især for Danmark. Den internationale statistik dækker summen af SITC-afsnittene 0 og 1, men da 1 er langt den mindste, er der set bort fra dette.





Eksportpris og konkurrentpris er tæt sammenfaldende trods et ret ujævnt forløb: Der er tale om en ret høj prisvækst frem til omkring 1982, hvorefter der er tale om en tendens til konstante eller ligefrem faldende priser. Dollarfaldet i 1985 slår kendeligt svagere igennem på den danske eksportpris end på konkurrentprisen, således at den relative pris på fødevareeksporten har været høj siden 1986.

Både markedsudtryk og eksportmængde er præget af en forholdsvis jævn vækst i et moderat tempo, omkring 3 pct. årligt i gennemsnit. I perioden 1973-79 sker der dog en kraftig mervækst i den danske eksport - en mervækst, som næppe kan forklares af de relative priser. Der er muligvis tale om eftervirkninger af EF-tilslutningen.



Hvis den viste udvikling i markedsandel og relativ pris overhovedet skal kunne fortolkes inden for rammerne af en simpel eksportmodel, må vi nok tage hensyn til udbudseffekter som følge af forbedrede EF-priser i periodens begyndelse, evt ved at tage hensyn til Sipe0. Udviklingen mod periodens slutning kunne tyde på en vis priselasticitet, men stor synes den ikke at være.

Nogle præliminære estimationer på tallene fra figuren er vist i tabel 1. Der er tale om estimationer i niveau, da vi primært er interesserede i relationens langsigtede egenskaber. Ved fri estimation af en helt simpel loglineær efterspørgselsfunktion fås en efterspørgselselasticitet på 1.44 og en langsigtet priselasticitet på -1.83. Dette stemmer nogenlunde med, hvad vi kunne forvente på baggrund af tidligere erfaringer. Den høje efterspørgselselasticitet slås dog fuldstændig ihjel, hvis der inkluderes en 2. grads tidstrend på ligningens højreside, og det er jo ikke just betryggende. Hvis efterspørgselselasticiteten bindes til 1, hvilket er det eneste rimelige på langt sigt, falder både forklaringsgrad og estimeret priselasticitet mærkbart. Der synes stadig at være brug for en tidstrend.

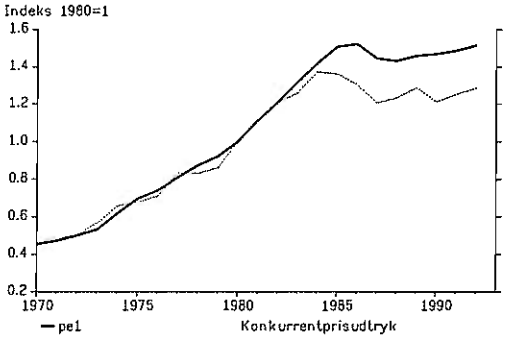
Tabel 1. Præliminære estimationer, SITC 0

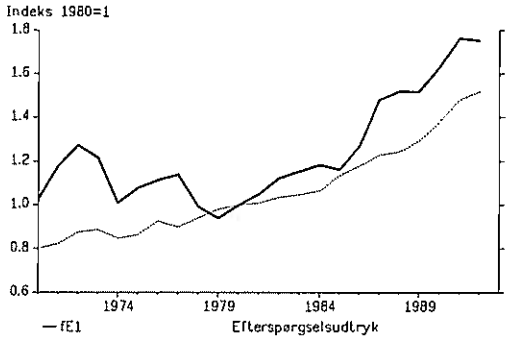
Marked (elasticitet)	Relativ pris, ulagget (elasticitet)	Relativ pris, Σ laggede (elasticitet)	Kvadratisk trend (med/uden)	Spredning
(-0.05)	-0.37	-0.56	med	0.018
1.44	-1.03	-0.80	uden	0.049
1*	-0.52	(-0.26)	med	0.027
1*	-0.55	(-0.76)	uden	0.089

Anm: Markering med * angiver, at parameteren er bundet. Markering i () angiver, at estimatet har en insignifikant t-værdi. Estimationerne er i niveau med 3 Almon-lags i de laggede priser.

Drikkevarer og tobak, SITC 1

Denne gruppe er plaget af aggregeringsproblemer, da den internationale statistik kun findes for summen af SITC afsnittene 0 og 1, og da SITC 1 er langt den mindste. Der er set bort fra dette problem.

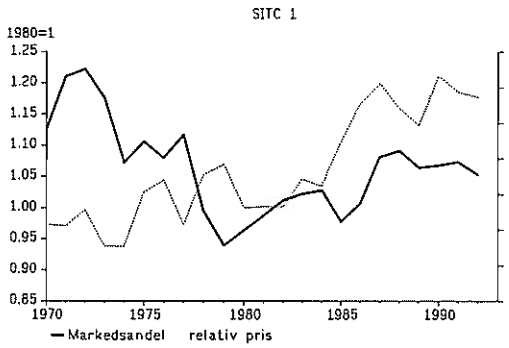




Eksportpris og konkurrentpris følges tæt ad til omkring 1984 med vækstrater omkring 8-9 pct, men heller ikke her slår dollarfaldet fuldt ud i eksportprisen. Der synes også at være tale om en vis forsinkelse. Resultatet er en omkring 10 pct. højere relativ pris på eksporten i hele perioden 1985-92.

Markedsudtrykket vokser nogenlunde jævnt med vækstrater på 2-5 pct. årligt, men med en stærkere vækst mod periodens slutning. Eksportudviklingen er betydeligt mere volatil, uden at dette kan forklares ud fra de relative priser. Det skal bemærkes, at der for denne varegruppe er sket en kraftig ændring i markedsstrukturen, idet andelen af eksporten til England, Belgien og lande uden for OECD-området er faldet, mens andelen til Tyskland er steget voldsomt. Der kan blandt andet være tale om grænsehandel, fx salg af danske cigaretter i Flensborg, men der må også være tale om, at fx det engelske marked nu forsynes fra engelske licensbryggerier, mens der før i tiden var tale om egentlig eksport.

Alt i alt en udvikling, der ikke virker særlig modelvenlig.



Tabel 2. Præliminære estimationer, SITC 1

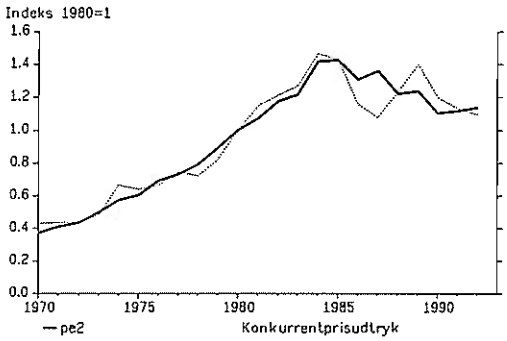
Marked (elasticitet)	Relativ pris, ulagget (elasticitet)	Relativ pris, Σ laggede (elasticitet)	Kvadratisk trend (med/uden)	Spredning
(-0.50)	(+0.19)	(+0.51)	med	0.066
(0.74)	(-0.19)	(+0.86)	uden	0.094
1*	(-0.01)	(+0.28)	med	0.071
1*	(-0.39)	(+0.44)	uden	0.092

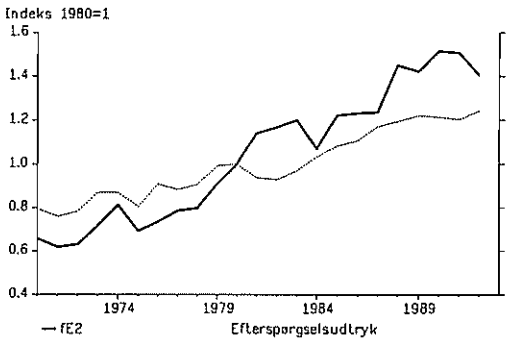
Anm: Markering med * angiver, at parameteren er bundet. Markering i () angiver, at estimatet har en insignifikant t-værdi. Estimationerne er i niveau med 3 Almon-lags i de laggede priser.

De præliminære estimationer tyder heller ikke på, at denne gruppe kan estimeres meningsfyldt.

Råmaterialer, SITC 2+4

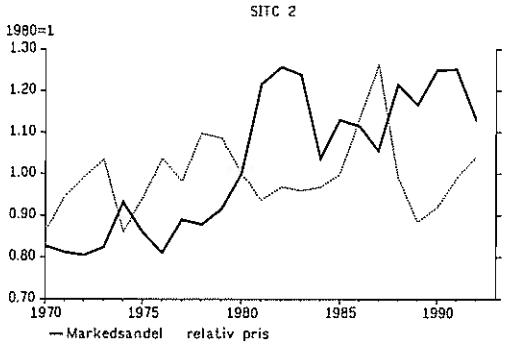
Eksporten af SITC 2 kan være påvirket af, at København i løbet af perioden er blevet vært for vistnok verdens største auktion af pelsskind.





Eksportpris og konkurrentpris følges temmelig tæt ad, med det efterhånden velkendte forløb: Pæne stigninger på knap 10 pct. om året frem til 1984, derefter en faldende tendens. Men hvor dollarfaldet normalt synes at give en permanent stigning i den relative pris, synes der her at være tale om en tilpasning af den danske eksportpris ned til niveauet for konkurrentprisen.

Markedsudtrykket viser en markant lavere vækst end de øvrige varegrupper, knap 2 pct. om året i gennemsnit. Den danske eksport vokser til gengæld markant hurtigere end markedet, især i perioden 1979-82.



Den meget stationære relative pris indikerer, at denne varegruppe er den mest oplagte kandidat til en "verdensmarkedsprismodel" med fuldkommen konkurrence. En videre analyse af dette er imidlertid ikke mulig, før der foreligger udtryk for marginalomkostningerne. De præliminære estimationer af efterspørgselsfunktioner ser nogenlunde ud, som de plejer.

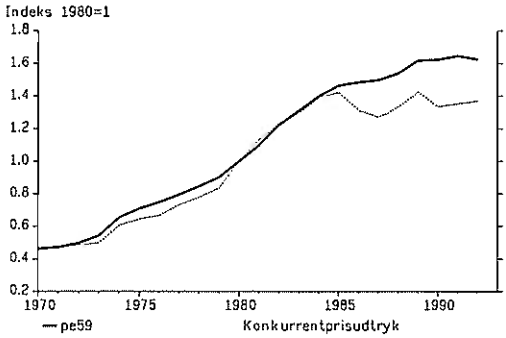
Tabel 3. Præliminære estimationer, SITC 2

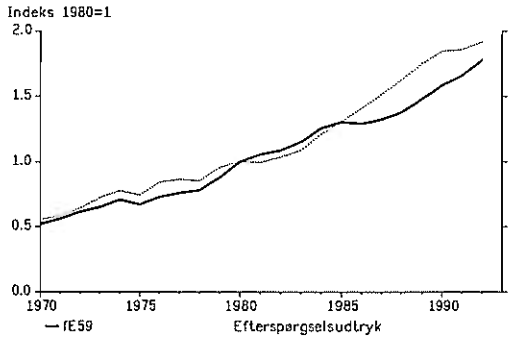
Marked (elasticitet)	Relativ pris, ulagget (elasticitet)	Relativ pris, Σ laggede (elasticitet)	Kvadratisk trend (med/uden)	Spredning
(+0.02)	(-0.43)	(+0.38)	med	0.068
(1.82)	(-0.58)	(+0.04)	uden	0.110
1*	(-0.60)	(-0.02)	med	0.073
1*	(-0.38)	(+0.58)	uden	0.150

Anm: Markering med * angiver, at parameteren er bundet. Markering i () angiver, at estimatet har en insignifikant t-værdi. Estimationerne er i niveau med 3 Almon-lags i de laggede priser.

Industrivarer, SITC 5-9

Og så til den klart vigtigste gruppe: Industrivarerne:

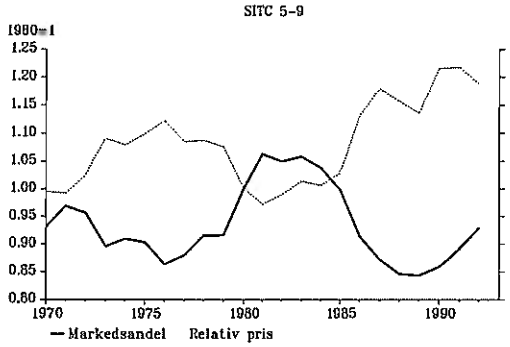




Eksportpris og konkurrentpris følges pænt ad frem til 1985, dog stiger konkurrentprisen noget mere i årene 1979-80. Dollarfaldet betyder imidlertid, at konkurrentprisen falder markant i 1985, mens eksportprisen kun påvirkes ganske lidt. Resultatet er en betydelig stigning i eksportens relative pris - en stigning, der giver anledning til en permanent højere relativ pris på industrieksporten i hele perioden 1985-92.

Markedsudtrykket har et roligt voksende forløb med ret høje vækstrater på omkring 6 pct. i gennemsnit. Eksporten udvikler sig nogenlunde parallelt pånær en betydelig merstigning i årene 1980-81 og en markant stagnation i årene 1985-87.

Disse bevægelser i eksportens markedsandel afspejler ret nøje nogle tilsvarende bevægelser i den relative pris. Og dette skyldes vel at mærke ikke deflateringsfejl, da de markante bevægelser kommer fra henholdsvis *konkurrenternes* priser og de *danske* eksportmængder. Der synes således at være gode muligheder for at finde en velbestemt priselasticitet, selv om figuren ikke tyder på, at denne elasticitet er særlig stor:



Billedet i de præliminære estimationer er velkendt: En høj efterspørgselselasticitet, der dog let kan slås ihjel med en trend, og desuden temmelig små priselasticiteter. Her er alle elasticiteter dog signifikante og har rigtigt fortegn.

Tabel 4. Præliminære estimationer, SITC 5-9

Marked (elasticitet)	Relativ pris, ulagget (elasticitet)	Relativ pris, Σ laggede (elasticitet)	Kvadratisk trend (+/-)	Spredning
0.39	-0.91	-0.32	+	0.020
1.10	-1.06	(-0.22)	-	0.035
1*	-1.22	-0.30	(+)	0.030
1*	-0.88	(-0.10)	-	0.043

Anm: Markering med * angiver, at parameteren er bundet. Markering i () angiver, at estimatet har en insignifikant t-værdi. Estimationerne er i niveau med 3 Almon-lags i de laggede priser.

Introduktion af udbudseffekter kan måske give højere priselasticiteter.

Bilag 1. Nationalbankens handelsmatrix. Indskannet og sumtjekket.

DANMARKS NATIONALBANK Den 2. januar 1992
Økonomisk-Statistisk Kontor - CØ

Markedsandelsmatrix baseret på industrivarehandel 1989 (RaV er "resten af verden").

\Til Fra	USA	GBR	DEU	SWE	NOR	FRA	BLX	CHE	NLD	ITA	FIN	ISL	AUT	ESP	PRT	CAN	JPN	IRE	GRC	AUS	NZL	RaV
USA	89,1	4,9	2,0	3,4	3,1	2,1	6,7	3,2	7,2	1,2	1,6	9,6	1,0	1,4	1,7	31,4	1,5	13,4	2,3	6,9	6,2	22,8
GBR	0,7	65,8	2,1	4,2	5,2	2,6	7,6	3,3	6,6	1,5	2,7	6,0	1,2	1,8	3,8	0,9	0,2	36,9	3,3	2,1	3,1	8,1
DEU	1,1	8,3	77,1	11,8	9,6	9,2	24,6	18,3	22,2	6,6	8,2	8,6	22,9	5,1	9,4	1,2	0,5	9,6	12,8	2,3	1,7	13,1
SWE	0,2	1,4	0,7	59,3	12,9	0,5	1,9	1,0	1,9	0,4	6,7	6,4	0,8	0,5	1,0	0,4	0,1	1,7	0,8	0,6	0,5	1,4
NOR	0,0	0,4	0,2	2,4	52,9	0,1	0,3	0,2	0,6	0,1	0,9	5,0	0,1	0,1	0,2	0,1	0,0	0,3	0,3	0,1	0,1	0,5
FRA	0,4	3,6	3,2	2,7	2,0	70,4	12,6	5,3	5,3	3,5	1,8	1,8	1,9	3,6	6,6	0,6	0,2	3,3	4,4	0,8	0,6	7,3
BLX	0,2	2,3	2,4	1,8	1,8	3,6	20,4	1,7	9,1	1,3	1,3	1,3	1,3	1,0	1,9	0,2	0,1	1,9	2,0	0,3	0,3	2,8
CHE	0,2	1,1	1,5	1,0	0,9	1,1	1,2	53,8	1,2	1,0	0,8	1,0	2,3	0,5	1,2	0,2	0,1	0,6	1,3	0,4	0,4	2,6
NLD	0,1	2,2	2,1	1,9	2,4	1,6	11,8	1,3	33,3	0,9	1,3	4,0	1,1	0,8	1,7	0,2	0,0	2,6	1,8	0,3	0,5	2,8
ITA	0,5	2,8	3,1	2,3	1,8	4,6	4,7	5,4	3,3	80,8	2,0	3,2	4,1	2,9	5,5	0,6	0,2	2,5	10,3	1,0	0,8	6,3
FIN	0,1	0,6	0,3	3,8	2,3	0,2	0,4	0,3	0,6	0,1	68,6	1,3	0,3	0,2	0,3	0,1	0,0	0,7	0,4	0,2	0,2	1,3
ISL	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	47,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
AUT	0,0	0,4	1,5	0,8	0,6	0,3	0,8	2,1	0,8	0,6	0,5	0,5	60,5	0,3	0,4	0,1	0,0	0,3	0,8	0,1	0,1	1,3
ESP	0,1	0,9	0,6	0,4	0,6	1,5	1,1	0,4	1,0	0,8	0,3	0,3	0,2	80,1	6,9	0,1	0,0	1,2	1,2	0,1	0,1	1,5
PRT	0,0	0,3	0,3	0,6	0,8	0,3	0,4	0,2	0,4	0,1	0,4	0,4	0,2	0,6	57,5	0,0	0,0	0,4	0,2	0,0	0,1	0,2
CAN	2,8	0,4	0,1	0,3	0,3	0,1	0,5	0,2	0,8	0,1	0,2	0,3	0,1	0,1	0,1	60,5	0,1	0,6	0,1	0,5	0,7	1,1
JPN	4,2	2,9	2,3	2,8	2,2	1,2	3,9	2,6	4,4	0,7	2,5	2,3	1,8	1,0	1,6	3,1	96,8	5,0	2,6	7,1	8,3	25,2
IRE	0,1	1,3	0,3	0,4	0,4	0,3	0,8	0,3	0,8	0,2	0,2	0,1	0,2	0,1	0,2	0,0	0,0	19,1	0,1	0,1	0,1	0,2
GRC	0,0	0,1	0,2	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	55,2	0,0	0,0	0,2
AUS	0,1	0,2	0,0	0,0	0,1	0,0	0,1	0,2	0,2	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,2	0,2	0,0	0,1	76,1	8,0	1,2
NZL	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,9	68,3	0,1
Ialt	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Bilag 2. Danmarks eksport af varer fordelte på SITC-kategorier og lande.

I dette bilag vises den danske eksports sammensætning på aftagerlande i perioden 1976-1992. Først vises sammensætningen for hvert af de 1-cifrede SITC-afsnit. I den sidste bilagstabel vises sammensætningen af eksporten af "industrivarer", defineret som summen af SITC-afsnittene 5-9.

Generelt er eksporten præget af ret store andele til nabolandene Tyskland, Sverige, Norge og England, men også af en stor andel til lande uden for OECD. Den generelle tendens er en stigende andel til EF-lande, især Tyskland, og en mindre andel til Sverige og Norge. Andelen til lande uden for OECD svinger og er højest i midten af perioden. Dette afspejler nok udviklingen i dollarkursen.

SITC 5-9: Eksportandelene til de forskellige aftagerlande synes meget stabile. De væsentligste tendenser er, at andelen af eksport til EF-lande, især Tyskland er stigende, mens andelen af eksport til lande uden for OECD er faldende. Desuden viser andelene af eksport til Sverige og Norge en svagt faldende tendens.

SITC 0: Andelen af eksporten af SITC 0 til England er stærkt faldende, mens andelen til de øvrige EF-lande er stigende. Andelen til Japan er stærkt stigende og udgør i 1992 knap 10 pct. Andelen til USA er højest i midten af perioden, hvilket antagelig afspejler dollarkursudviklingen. Der er en betydelig andel til lande uden for OECD, primært OPEC-lande og Østeuropa.

SITC 1: Andelen af eksport til Tyskland er stærkt stigende og udgør ved periodens slutning over 40 pct (grænsehandel?). Modstykket til dette er et fald i den ellers usædvanligt store andel til England og Belgien og i andelen til lande uden for OECD (primært Grønland og Østeuropa). Udviklingen kan afspejle, at lokale "datterbryggerier" i høj grad har erstattet egentlig eksport.

SITC 2: Andelen til Tyskland er stor og stabil, knap 30 pct. Vægtene virker temmelig stabile.

SITC 3: Sverige tager det meste. Tysklands andel er stigende, men også stærkt svingende.

SITC 5: Stabile og spredte andele. dog med et betydeligt fald i andelen til Sverige i begyndelsen af perioden.

SITC 6: Kraftig stigning i den tyske andel og i andelen til øvrige EF-lande. Andelen til Sverige og lande uden for OECD er faldende.

SITC 7: Der er en markant, men faldende andel til lande uden for OECD (bl. a. Kina), op til 30 pct. Andelen til Tyskland er stigende.

SITC 8: Andelen til Tyskland er stigende, især i slutningen af perioden, mens andelen til Sverige er svagt faldende.

Danmarks eksport af varer fordelt på SITC-kategorier og aftagerlande

SITC 0

	AUS	AUT	BLX	CAN	CHE	DEU	ESP	FIN	FRA	GBR	GRC	ICE	IRE	ITA	JPN	NLD	NOR	NZL	POR	SWE	TUR	USA	REST
1976	.00	.00	.02	.00	.02	.17	.00	.00	.04	.30	.00	.00	.00	.09	.02	.02	.03	.00	.00	.06	.00	.08	.11
1977	.00	.00	.02	.00	.02	.18	.00	.01	.04	.26	.00	.00	.00	.11	.03	.03	.03	.00	.00	.06	.00	.08	.14
1978	.00	.00	.02	.00	.02	.19	.00	.00	.05	.25	.00	.00	.00	.11	.03	.03	.02	.00	.00	.05	.00	.06	.13
1979	.00	.00	.02	.00	.02	.19	.01	.00	.05	.26	.01	.00	.00	.11	.04	.02	.02	.00	.00	.05	.00	.05	.13
1980	.00	.00	.02	.00	.01	.19	.01	.01	.06	.26	.01	.00	.00	.11	.03	.02	.02	.00	.00	.04	.00	.04	.15
1981	.00	.00	.01	.00	.02	.16	.01	.01	.05	.24	.02	.00	.00	.11	.06	.02	.02	.00	.00	.04	.00	.05	.15
1982	.00	.00	.02	.00	.01	.19	.01	.01	.06	.25	.02	.00	.00	.12	.02	.02	.02	.00	.00	.04	.00	.06	.15
1983	.00	.00	.02	.00	.02	.19	.01	.01	.06	.22	.01	.00	.00	.10	.03	.02	.02	.00	.00	.04	.00	.08	.15
1984	.00	.00	.02	.01	.01	.16	.01	.01	.05	.19	.01	.00	.00	.09	.07	.02	.02	.00	.00	.04	.00	.11	.17
1985	.00	.00	.02	.01	.01	.17	.01	.01	.05	.18	.01	.00	.00	.09	.08	.02	.02	.00	.00	.04	.00	.12	.14
1986	.00	.00	.02	.01	.01	.17	.01	.01	.07	.17	.01	.00	.00	.10	.08	.02	.02	.00	.00	.04	.00	.10	.13
1987	.00	.00	.03	.01	.02	.17	.01	.01	.07	.16	.01	.00	.00	.11	.10	.03	.02	.00	.00	.04	.00	.09	.12
1988	.00	.00	.02	.01	.01	.17	.01	.01	.07	.17	.02	.00	.00	.10	.11	.03	.02	.00	.01	.04	.00	.07	.12
1989	.00	.00	.02	.00	.01	.16	.01	.01	.07	.17	.02	.00	.00	.10	.11	.03	.03	.00	.01	.04	.00	.05	.14
1990	.00	.00	.02	.00	.01	.19	.02	.01	.08	.16	.01	.00	.00	.10	.08	.03	.02	.00	.01	.04	.00	.05	.14
1991	.00	.00	.02	.01	.01	.20	.02	.01	.08	.15	.01	.00	.00	.09	.09	.04	.02	.00	.01	.04	.00	.05	.13
1992	.00	.00	.02	.01	.01	.21	.03	.01	.08	.15	.02	.00	.00	.09	.10	.03	.02	.00	.01	.05	.00	.04	.13

SITC 1

	AUS	AUT	BLX	CAN	CHE	DEU	ESP	FIN	FRA	GBR	GRC	ICE	IRE	ITA	JPN	NLD	NOR	NZL	POR	SWE	TUR	USA	REST
1976	.01	.01	.13	.01	.03	.15	.00	.02	.03	.14	.00	.01	.00	.02	.00	.01	.02	.00	.00	.07	.00	.05	.28
1977	.01	.01	.12	.01	.03	.18	.00	.02	.03	.05	.00	.01	.00	.01	.00	.02	.03	.00	.00	.05	.00	.05	.38
1978	.01	.01	.12	.01	.03	.27	.00	.02	.03	.03	.00	.01	.00	.02	.01	.02	.03	.00	.00	.06	.00	.06	.26
1979	.01	.01	.11	.01	.03	.26	.00	.02	.04	.03	.00	.01	.00	.03	.01	.02	.03	.00	.00	.07	.00	.05	.24
1980	.01	.01	.11	.01	.04	.28	.00	.01	.04	.02	.00	.01	.00	.02	.01	.02	.03	.00	.00	.10	.00	.05	.22
1981	.02	.00	.09	.01	.04	.27	.00	.01	.04	.02	.00	.01	.00	.03	.00	.01	.03	.00	.00	.10	.00	.05	.24
1982	.02	.00	.07	.01	.05	.26	.00	.01	.03	.02	.00	.01	.00	.04	.00	.02	.04	.00	.00	.09	.00	.06	.25
1983	.01	.00	.07	.01	.04	.26	.00	.01	.03	.03	.01	.01	.00	.05	.00	.02	.04	.00	.00	.09	.00	.06	.24
1984	.02	.00	.06	.01	.03	.27	.00	.01	.03	.03	.01	.01	.00	.05	.01	.02	.04	.01	.00	.09	.00	.06	.23
1985	.02	.00	.05	.01	.04	.30	.00	.01	.02	.03	.01	.01	.00	.05	.01	.02	.05	.00	.00	.08	.00	.05	.22
1986	.00	.00	.05	.01	.03	.34	.01	.01	.03	.03	.01	.01	.00	.06	.00	.01	.06	.00	.00	.08	.00	.05	.20
1987	.00	.00	.05	.01	.03	.37	.00	.01	.02	.03	.01	.01	.00	.07	.00	.01	.05	.00	.00	.07	.00	.04	.21
1988	.00	.00	.04	.01	.03	.40	.01	.01	.03	.04	.01	.01	.00	.08	.00	.01	.04	.00	.00	.06	.00	.03	.16
1989	.00	.00	.05	.00	.04	.39	.01	.01	.03	.04	.02	.01	.00	.10	.00	.01	.03	.00	.00	.07	.00	.04	.13
1990	.00	.00	.03	.00	.03	.42	.01	.01	.03	.04	.03	.01	.00	.12	.00	.01	.03	.00	.00	.07	.00	.03	.11
1991	.00	.00	.03	.00	.02	.46	.01	.01	.03	.04	.02	.01	.00	.13	.00	.01	.03	.00	.00	.06	.00	.03	.11
1992	.00	.00	.03	.00	.02	.43	.01	.01	.03	.04	.02	.01	.00	.15	.00	.01	.04	.00	.00	.07	.00	.03	.11

SITC 2

	AUS	AUT	BLX	CAN	CHE	DEU	ESP	FIN	FRA	GBR	GRC	ICE	IRE	ITA	JPN	NLD	NOR	NZL	POR	SWE	TUR	USA	REST
1976	.00	.01	.02	.02	.02	.28	.01	.02	.06	.11	.00	.00	.00	.07	.01	.04	.04	.00	.00	.14	.00	.07	.06
1977	.00	.01	.02	.01	.03	.29	.01	.02	.06	.10	.00	.00	.00	.07	.01	.04	.04	.00	.00	.14	.00	.08	.06
1978	.00	.01	.02	.01	.03	.29	.01	.03	.06	.11	.00	.00	.00	.08	.02	.03	.04	.00	.00	.13	.00	.07	.06
1979	.00	.01	.01	.02	.04	.30	.01	.03	.07	.10	.00	.00	.00	.08	.03	.03	.03	.00	.00	.11	.00	.06	.05
1980	.00	.01	.01	.01	.06	.36	.01	.04	.07	.10	.00	.00	.00	.05	.02	.03	.03	.00	.00	.09	.00	.05	.05
1981	.00	.01	.01	.02	.07	.34	.01	.03	.06	.11	.00	.00	.00	.04	.04	.03	.03	.00	.00	.08	.00	.07	.05
1982	.00	.01	.01	.02	.06	.33	.01	.04	.06	.10	.00	.00	.00	.03	.04	.02	.03	.00	.00	.09	.00	.07	.07
1983	.00	.01	.01	.02	.05	.30	.01	.03	.05	.12	.00	.00	.00	.04	.02	.04	.03	.00	.00	.09	.00	.07	.08
1984	.00	.01	.01	.01	.04	.29	.01	.03	.05	.12	.00	.00	.00	.04	.02	.06	.04	.00	.00	.11	.00	.07	.09
1985	.00	.01	.02	.01	.04	.34	.01	.04	.04	.10	.00	.00	.00	.04	.02	.03	.03	.00	.00	.10	.00	.06	.10
1986	.00	.01	.01	.01	.04	.32	.01	.03	.05	.10	.00	.00	.00	.04	.02	.04	.04	.00	.00	.11	.00	.05	.11
1987	.00	.01	.01	.01	.05	.26	.01	.03	.05	.10	.00	.00	.00	.04	.02	.04	.06	.00	.00	.11	.00	.07	.12
1988	.00	.01	.01	.01	.05	.28	.01	.04	.05	.09	.00	.00	.00	.05	.02	.05	.06	.00	.00	.12	.00	.04	.10
1989	.00	.01	.02	.01	.04	.29	.01	.03	.06	.09	.00	.00	.00	.05	.02	.05	.04	.00	.00	.13	.00	.04	.09
1990	.00	.01	.03	.00	.03	.30	.01	.03	.07	.10	.00	.00	.00	.05	.02	.07	.03	.00	.00	.12	.00	.03	.09
1991	.00	.01	.03	.00	.05	.28	.01	.03	.08	.09	.00	.00	.00	.05	.02	.05	.04	.00	.00	.11	.00	.03	.10
1992	.00	.01	.02	.01	.05	.27	.01	.03	.07	.09	.00	.00	.00	.05	.02	.05	.04	.00	.00	.12	.00	.03	.12

Danmarks eksport af varer fordelt på SITC-kategorier og aftagerlande

SITC 3

	AUS	AUT	BLX	CAN	CHE	DEU	ESP	FIN	FRA	GBR	GRC	ICE	IRE	ITA	JPN	NLD	NOR	NZL	POR	SWE	TUR	USA	REST
1976	.00	.00	.00	.00	.00	.05	.00	.01	.00	.06	.00	.00	.01	.02	.00	.02	.11	.00	.00	.65	.00	.00	.06
1977	.00	.00	.00	.00	.00	.03	.00	.01	.00	.05	.00	.00	.00	.03	.00	.02	.15	.00	.00	.61	.00	.01	.07
1978	.00	.00	.00	.00	.00	.05	.00	.01	.02	.10	.00	.00	.00	.00	.00	.02	.08	.00	.00	.64	.00	.00	.08
1979	.00	.00	.01	.00	.00	.04	.00	.01	.03	.16	.00	.00	.00	.00	.00	.06	.06	.00	.00	.54	.00	.00	.11
1980	.00	.00	.00	.00	.00	.14	.00	.00	.03	.13	.00	.00	.00	.01	.00	.02	.07	.00	.00	.50	.00	.00	.09
1981	.00	.00	.00	.00	.00	.16	.00	.01	.00	.05	.00	.01	.00	.00	.00	.04	.06	.00	.00	.59	.00	.00	.08
1982	.00	.00	.00	.00	.00	.19	.00	.01	.00	.09	.00	.00	.00	.00	.00	.01	.09	.00	.01	.50	.00	.00	.10
1983	.00	.00	.01	.00	.01	.21	.00	.00	.10	.11	.00	.00	.01	.00	.00	.10	.03	.00	.00	.35	.00	.00	.07
1984	.00	.00	.00	.00	.00	.23	.00	.00	.03	.17	.00	.00	.00	.00	.00	.01	.03	.00	.00	.45	.00	.00	.07
1985	.00	.00	.01	.00	.00	.16	.00	.00	.00	.14	.00	.00	.00	.00	.00	.05	.04	.00	.00	.52	.00	.00	.06
1986	.00	.00	.01	.00	.00	.24	.00	.00	.00	.11	.01	.00	.01	.00	.00	.03	.06	.00	.00	.48	.00	.01	.06
1987	.00	.00	.00	.00	.00	.21	.00	.00	.01	.12	.00	.00	.00	.00	.00	.05	.11	.00	.00	.42	.00	.01	.04
1988	.00	.00	.01	.00	.00	.17	.00	.00	.02	.10	.00	.00	.00	.01	.00	.04	.12	.00	.00	.46	.00	.01	.06
1989	.00	.00	.00	.00	.00	.14	.00	.00	.02	.10	.00	.00	.00	.02	.00	.05	.07	.00	.02	.48	.00	.02	.06
1990	.00	.00	.00	.00	.00	.20	.00	.00	.00	.05	.00	.00	.00	.05	.00	.06	.06	.00	.00	.53	.00	.01	.04
1991	.00	.00	.00	.00	.00	.23	.00	.04	.01	.10	.01	.00	.00	.04	.00	.04	.09	.00	.00	.39	.00	.01	.05
1992	.00	.00	.00	.00	.00	.19	.00	.05	.02	.11	.00	.00	.00	.05	.00	.07	.09	.00	.00	.34	.00	.01	.05

SITC 5

	AUS	AUT	BLX	CAN	CHE	DEU	ESP	FIN	FRA	GBR	GRC	ICE	IRE	ITA	JPN	NLD	NOR	NZL	POR	SWE	TUR	USA	REST
1976	.01	.01	.01	.01	.02	.10	.02	.04	.04	.07	.01	.01	.01	.03	.02	.04	.09	.00	.01	.17	.00	.06	.20
1977	.01	.01	.02	.01	.03	.11	.02	.04	.05	.07	.01	.01	.01	.02	.02	.04	.09	.00	.01	.15	.00	.07	.21
1978	.01	.01	.01	.01	.02	.11	.02	.03	.05	.08	.01	.01	.01	.03	.02	.04	.08	.00	.01	.14	.00	.06	.20
1979	.01	.01	.02	.01	.03	.12	.02	.04	.05	.09	.01	.01	.01	.03	.03	.04	.07	.00	.01	.14	.00	.06	.19
1980	.01	.01	.01	.01	.02	.11	.02	.04	.05	.09	.01	.01	.01	.03	.03	.04	.07	.00	.00	.14	.00	.07	.21
1981	.01	.01	.01	.01	.02	.10	.02	.04	.05	.09	.01	.01	.01	.03	.03	.04	.07	.00	.01	.13	.00	.09	.22
1982	.01	.01	.01	.01	.02	.11	.02	.03	.06	.09	.01	.01	.01	.03	.03	.05	.07	.00	.01	.12	.00	.08	.22
1983	.01	.01	.02	.01	.02	.10	.02	.03	.05	.09	.01	.01	.01	.03	.03	.05	.06	.00	.00	.11	.00	.09	.21
1984	.01	.01	.02	.01	.02	.10	.02	.03	.05	.09	.01	.01	.01	.03	.03	.05	.06	.00	.00	.11	.00	.10	.22
1985	.01	.01	.02	.01	.02	.10	.02	.03	.05	.10	.01	.01	.01	.03	.04	.04	.06	.00	.00	.11	.00	.10	.21
1986	.01	.01	.02	.01	.02	.10	.03	.04	.05	.10	.01	.01	.01	.03	.05	.05	.06	.00	.01	.11	.00	.09	.18
1987	.01	.01	.02	.01	.02	.10	.03	.04	.06	.10	.01	.01	.01	.03	.05	.05	.06	.00	.01	.11	.01	.08	.18
1988	.01	.01	.02	.01	.02	.10	.03	.04	.06	.10	.01	.01	.01	.03	.05	.05	.06	.00	.00	.11	.00	.08	.18
1989	.01	.01	.02	.01	.02	.09	.03	.04	.06	.10	.01	.01	.01	.03	.05	.05	.05	.00	.01	.12	.00	.09	.18
1990	.01	.01	.02	.01	.02	.11	.03	.04	.06	.09	.01	.01	.01	.04	.04	.05	.06	.00	.01	.12	.00	.06	.19
1991	.01	.01	.02	.01	.02	.12	.03	.04	.06	.09	.01	.01	.01	.03	.05	.04	.05	.00	.01	.11	.00	.07	.19
1992	.01	.01	.02	.01	.02	.12	.03	.04	.06	.10	.01	.01	.01	.03	.06	.05	.05	.00	.01	.10	.01	.08	.18

SITC 6

	AUS	AUT	BLX	CAN	CHE	DEU	ESP	FIN	FRA	GBR	GRC	ICE	IRE	ITA	JPN	NLD	NOR	NZL	POR	SWE	TUR	USA	REST
1976	.00	.02	.01	.00	.02	.15	.00	.04	.03	.08	.00	.01	.00	.01	.00	.03	.12	.00	.00	.28	.00	.03	.13
1977	.00	.02	.02	.00	.02	.17	.00	.03	.03	.09	.00	.01	.00	.01	.00	.04	.11	.00	.00	.24	.00	.03	.15
1978	.00	.02	.02	.00	.02	.19	.00	.03	.04	.10	.00	.01	.01	.02	.00	.05	.10	.00	.00	.21	.00	.03	.14
1979	.00	.02	.02	.00	.02	.22	.00	.03	.04	.11	.00	.01	.00	.02	.00	.05	.09	.00	.00	.20	.00	.02	.12
1980	.00	.02	.02	.00	.02	.24	.00	.03	.05	.10	.00	.01	.00	.02	.00	.05	.10	.00	.01	.19	.00	.02	.11
1981	.00	.01	.02	.00	.02	.22	.00	.03	.04	.11	.00	.01	.01	.02	.00	.05	.09	.00	.00	.16	.00	.03	.16
1982	.00	.01	.02	.00	.02	.21	.00	.03	.05	.12	.00	.01	.01	.01	.00	.05	.10	.00	.00	.17	.00	.02	.14
1983	.00	.01	.02	.00	.02	.21	.00	.03	.04	.11	.00	.01	.01	.01	.00	.05	.13	.00	.00	.14	.00	.03	.16
1984	.00	.01	.02	.01	.02	.20	.00	.03	.04	.12	.00	.01	.01	.01	.00	.04	.12	.00	.00	.16	.00	.04	.16
1985	.01	.01	.03	.01	.02	.20	.00	.03	.04	.12	.00	.01	.01	.02	.01	.04	.11	.00	.01	.17	.00	.04	.12
1986	.00	.01	.03	.01	.02	.21	.01	.03	.05	.12	.01	.01	.01	.02	.01	.05	.12	.00	.01	.16	.00	.03	.10
1987	.00	.01	.02	.01	.02	.22	.01	.03	.05	.12	.01	.01	.01	.02	.01	.05	.11	.00	.01	.16	.00	.03	.10
1988	.00	.01	.03	.01	.02	.22	.01	.03	.05	.13	.01	.01	.01	.02	.01	.06	.09	.00	.01	.17	.00	.02	.09
1989	.00	.01	.03	.01	.02	.22	.01	.04	.05	.13	.01	.01	.01	.02	.01	.06	.08	.00	.01	.18	.00	.02	.08
1990	.00	.01	.03	.00	.02	.24	.01	.03	.05	.11	.00	.01	.01	.02	.01	.06	.07	.00	.01	.19	.00	.02	.08
1991	.00	.01	.03	.01	.02	.29	.01	.02	.05	.10	.00	.01	.01	.02	.01	.06	.07	.00	.01	.16	.00	.02	.09
1992	.00	.02	.03	.00	.02	.32	.02	.02	.05	.09	.00	.01	.01	.02	.01	.06	.07	.00	.01	.14	.00	.02	.10

Danmarks eksport af varer fordelt på SITC-kategorier og aftagerlande

SITC 7

	AUS	AUT	BLX	CAN	CHE	DEU	ESP	FIN	FRA	GBR	GRC	ICE	IRE	ITA	JPN	NLD	NOR	NZL	POR	SWE	TUR	USA	REST
1976	.01	.01	.02	.01	.01	.10	.01	.03	.05	.16	.00	.00	.01	.02	.01	.04	.06	.00	.00	.13	.01	.04	.27
1977	.01	.02	.02	.01	.01	.11	.01	.02	.05	.10	.01	.01	.01	.02	.01	.04	.07	.00	.01	.13	.01	.03	.31
1978	.01	.01	.02	.01	.02	.13	.01	.02	.05	.09	.01	.01	.01	.02	.01	.05	.07	.00	.01	.12	.00	.04	.29
1979	.01	.01	.02	.01	.02	.14	.01	.03	.05	.10	.01	.00	.01	.02	.01	.05	.06	.00	.01	.13	.00	.04	.26
1980	.01	.01	.02	.01	.02	.14	.01	.03	.06	.10	.01	.00	.01	.03	.01	.04	.06	.00	.01	.12	.00	.04	.25
1981	.01	.01	.02	.01	.02	.11	.01	.03	.05	.09	.01	.01	.01	.02	.01	.03	.06	.00	.01	.10	.01	.04	.33
1982	.01	.01	.02	.01	.02	.12	.01	.03	.06	.09	.01	.01	.01	.02	.01	.04	.07	.00	.01	.11	.00	.05	.31
1983	.01	.01	.02	.01	.01	.12	.01	.03	.05	.10	.01	.00	.01	.02	.01	.04	.06	.02	.00	.10	.00	.08	.29
1984	.01	.01	.02	.01	.02	.11	.01	.03	.05	.10	.00	.01	.01	.02	.01	.03	.06	.00	.00	.10	.00	.11	.28
1985	.01	.01	.02	.01	.02	.11	.01	.03	.05	.10	.01	.01	.01	.02	.01	.04	.07	.00	.00	.10	.00	.12	.26
1986	.01	.01	.02	.01	.02	.12	.01	.03	.05	.10	.00	.01	.01	.02	.01	.04	.08	.00	.01	.11	.00	.09	.23
1987	.01	.01	.02	.01	.02	.14	.02	.03	.06	.10	.01	.01	.01	.03	.01	.06	.07	.00	.01	.11	.00	.06	.20
1988	.01	.01	.02	.01	.02	.14	.02	.03	.06	.09	.01	.01	.01	.03	.01	.04	.07	.00	.01	.11	.00	.05	.23
1989	.01	.01	.02	.01	.02	.14	.03	.03	.07	.10	.01	.00	.01	.03	.02	.04	.05	.00	.01	.12	.00	.05	.20
1990	.01	.01	.02	.01	.02	.17	.02	.03	.06	.08	.01	.00	.01	.03	.01	.05	.06	.00	.01	.12	.01	.05	.21
1991	.01	.01	.02	.00	.02	.21	.02	.03	.05	.08	.01	.00	.01	.04	.01	.06	.05	.00	.01	.10	.01	.05	.21
1992	.01	.01	.02	.00	.02	.23	.02	.02	.05	.08	.01	.00	.01	.02	.01	.04	.06	.00	.01	.09	.01	.05	.24

SITC 8

	AUS	AUT	BLX	CAN	CHE	DEU	ESP	FIN	FRA	GBR	GRC	ICE	IRE	ITA	JPN	NLD	NOR	NZL	POR	SWE	TUR	USA	REST
1976	.01	.02	.01	.02	.02	.15	.01	.02	.04	.08	.00	.01	.00	.02	.01	.03	.14	.00	.00	.21	.00	.09	.11
1977	.01	.02	.01	.02	.02	.16	.01	.02	.04	.07	.00	.01	.00	.01	.01	.04	.16	.00	.00	.19	.00	.08	.12
1978	.01	.02	.02	.02	.02	.17	.01	.02	.04	.08	.00	.01	.00	.01	.02	.04	.15	.00	.00	.17	.00	.09	.11
1979	.01	.01	.02	.01	.02	.17	.01	.02	.04	.08	.00	.01	.00	.02	.02	.05	.14	.00	.00	.18	.00	.08	.11
1980	.01	.01	.03	.01	.03	.18	.01	.02	.04	.07	.00	.01	.00	.02	.01	.06	.13	.00	.00	.17	.00	.09	.10
1981	.01	.01	.03	.01	.03	.17	.01	.02	.04	.08	.00	.01	.00	.02	.02	.06	.14	.00	.00	.16	.00	.08	.11
1982	.01	.01	.02	.01	.02	.16	.01	.02	.05	.08	.00	.01	.00	.02	.01	.04	.15	.00	.00	.15	.00	.09	.11
1983	.01	.01	.02	.01	.02	.17	.01	.02	.04	.09	.00	.01	.00	.02	.02	.04	.14	.00	.00	.14	.00	.12	.11
1984	.01	.01	.01	.01	.02	.16	.01	.02	.04	.09	.00	.01	.00	.02	.02	.04	.14	.00	.00	.14	.00	.15	.11
1985	.01	.01	.02	.01	.02	.14	.01	.02	.04	.09	.00	.01	.00	.02	.02	.04	.15	.00	.00	.14	.00	.15	.10
1986	.01	.01	.01	.01	.03	.16	.01	.03	.04	.09	.00	.01	.00	.02	.02	.04	.16	.00	.00	.14	.00	.12	.09
1987	.01	.01	.02	.01	.03	.17	.01	.03	.04	.09	.00	.01	.00	.02	.02	.04	.14	.00	.00	.15	.00	.10	.10
1988	.01	.01	.02	.01	.03	.20	.01	.03	.05	.10	.00	.01	.00	.03	.02	.04	.12	.00	.00	.15	.00	.08	.07
1989	.01	.01	.02	.01	.03	.21	.01	.03	.05	.11	.00	.01	.00	.03	.02	.04	.10	.00	.00	.15	.00	.08	.07
1990	.01	.01	.02	.01	.03	.23	.01	.03	.05	.10	.00	.01	.00	.03	.02	.04	.10	.00	.00	.15	.00	.07	.07
1991	.01	.02	.02	.01	.03	.28	.01	.03	.05	.08	.00	.01	.00	.03	.02	.05	.10	.00	.00	.14	.00	.06	.07
1992	.01	.02	.02	.01	.03	.29	.01	.02	.04	.09	.00	.01	.00	.03	.02	.04	.10	.00	.00	.14	.00	.06	.07

SITC 5-9

	AUS	AUT	BLX	CAN	CHE	DEU	ESP	FIN	FRA	GBR	GRC	ICE	IRE	ITA	JPN	NLD	NOR	NZL	POR	SWE	TUR	USA	REST
1976	.01	.02	.02	.01	.02	.12	.01	.03	.04	.12	.00	.01	.01	.02	.01	.04	.09	.00	.00	.18	.00	.05	.20
1977	.01	.02	.02	.01	.02	.13	.01	.03	.04	.09	.01	.01	.01	.02	.01	.04	.10	.00	.00	.17	.00	.05	.22
1978	.01	.02	.02	.01	.02	.15	.01	.02	.05	.09	.01	.01	.01	.02	.01	.05	.10	.00	.00	.15	.00	.05	.20
1979	.01	.01	.02	.01	.02	.16	.01	.03	.05	.09	.01	.01	.01	.02	.01	.05	.09	.00	.00	.16	.00	.05	.19
1980	.01	.01	.02	.01	.02	.17	.01	.03	.05	.09	.01	.01	.01	.02	.01	.05	.09	.00	.01	.15	.00	.05	.18
1981	.01	.01	.02	.01	.02	.15	.01	.03	.05	.09	.01	.01	.01	.02	.01	.04	.09	.00	.00	.13	.00	.05	.23
1982	.01	.01	.02	.01	.02	.15	.01	.03	.05	.09	.01	.01	.01	.02	.01	.04	.09	.00	.01	.13	.00	.06	.21
1983	.01	.01	.02	.01	.02	.15	.01	.03	.05	.10	.01	.01	.01	.02	.01	.04	.09	.01	.00	.12	.00	.08	.20
1984	.01	.01	.02	.01	.02	.14	.01	.03	.04	.10	.00	.01	.01	.02	.01	.04	.09	.00	.00	.12	.00	.10	.20
1985	.01	.01	.02	.01	.02	.13	.01	.03	.04	.10	.01	.01	.01	.02	.02	.04	.10	.00	.00	.12	.00	.11	.18
1986	.01	.01	.02	.01	.02	.14	.01	.03	.05	.10	.01	.01	.01	.02	.02	.04	.11	.00	.00	.13	.00	.09	.16
1987	.01	.01	.02	.01	.02	.16	.01	.03	.05	.10	.01	.01	.01	.03	.02	.05	.10	.00	.01	.13	.00	.07	.15
1988	.01	.01	.02	.01	.02	.16	.02	.03	.06	.10	.01	.01	.01	.03	.02	.05	.09	.00	.01	.13	.00	.06	.16
1989	.01	.01	.02	.01	.02	.17	.02	.04	.06	.11	.01	.01	.01	.03	.02	.05	.07	.00	.01	.14	.00	.06	.14
1990	.01	.01	.02	.01	.02	.19	.02	.03	.05	.09	.01	.01	.01	.03	.02	.05	.07	.00	.01	.14	.00	.05	.15
1991	.01	.01	.02	.01	.02	.23	.02	.03	.05	.09	.01	.01	.01	.03	.02	.05	.07	.00	.01	.13	.00	.05	.15
1992	.01	.01	.02	.00	.02	.24	.02	.02	.05	.08	.01	.01	.01	.02	.02	.05	.07	.00	.01	.11	.00	.05	.16

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir*

Asger Olsen

1. juni 1993

Mulige eksportmodeller til ADAM

Resumé:

I dette papir gennemgås forskellige typer af modeller for eksporten. I afsnit 1 gennemgås de to standardmodeller, som passende kan betegnes den "efterspørgselsdrevne" og den "udbudsdrevne" eksportmodel. I afsnit 2 udvides modellerne til at omfatte samspillet mellem adskilte hjemme- og eksportmarkeder. I afsnit 3 behandles den dynamiske tilpasning. I afsnit 4 gennemgås efterspørgselsfunktionen nærmere, og i afsnit 5 belyses nogle grundtræk ved marginalomkostningsfunktionen på kort og langt sigt. I afsnit 6 skitseres det videre arbejde.

eksport.jao

Nøgleord: Eksport

1. Grundmodellen

Modelleringen af eksport tager udgangspunkt i den almindelige model for bestemmelse af pris og produktion. I dette afsnit antages, at eksporten udgør hele produktionen. For enkelheds skyld antages funktionerne at være loglineære.

Eksportpris og -mængde bestemmes ud fra en efterspørgselsfunktion og en profitmaksimeringsbetingelse:

Efterspørgselsfunktion:

$$fE = \alpha\, fY_u^{\beta}\left(\frac{p_e}{p_u}\right)^{\gamma} \tag{1}$$

fE Eksport i faste priser
p_e Eksportpris
fY_u Global efterspørgsel i faste priser
p_u Konkurrentpris på eksportmarkedet

Profitmaksimering:

$$p_e\left(1+\frac{1}{\gamma}\right) = \mathrm{MC}(w,p_{wp},u,fE,K) \tag{2}$$

MC Marginalomkostninger
w Løn
p_{wp} pris på materialer mv.
u Usercost
K Kapitalapparat

Venstresiden i profitmaksimeringsbetingelsen er marginalindtægten, og den er jo lig med marginalomkostningerne MC, som her er angivet som funktion af både usercost og af kapitalapparatet (på langt sigt indgår kapitalapparatet ikke i marginalomkostningerne, fordi det er en funktion af de øvrige variabler, og på kort sigt indgår usercost ikke, fordi kapitalapparatet er fast).

Modellen (1) og (2) er simultan: Eksporten afhænger af eksportprisen, der afhænger af marginalomkostningerne, der igen er en funktion af niveauet for eksporten. I det reducerede system afhænger såvel eksportmængde som -pris derfor af samtlige eksogene variabler:

$$fE = \mathrm{fE}(fY_u,p_u,w,p_{wp},u,K) \tag{3}$$
$$p_e = \mathrm{pe}(fY_u,p_u,w,p_{wp},u,K) \tag{4}$$

I en videre sammenhæng må også løn og usercost afhænge af eksportniveauet, men det vil vi indtil videre se bort fra. Derimod er det, for et lille land som

Danmark, rimeligt at antage, at den globale efterspørgsel og konkurrentprisen er reelt eksogene størrelser.

Det er klart, at modellen (1) og (2) ikke kan estimeres konsistent med OLS på grund af simultaniteten. Til gengæld er der rigeligt med instrumentvariabler: Variablerne w, u, p_{wp} og K kan bruges som instrumenter i estimationen af (1), mens fY_u og p_u kan benyttes i estimationen af (2).

Estimationer af modellen ved hjælp af instrumentvariabler er imidlertid ikke så almindelige. I stedet gøres normalt nogle forenklende antagelser, der gør det muligt at estimere (1) og (2) med OLS. Den ene hovedvariant antager fuldstændig elastisk udbud, således at efterspørgselsfunktionen kan estimeres med OLS. Den anden hovedvariant antager fuldstændig elastisk efterspørgsel, således at en udbudsfunktion kan estimeres med OLS.

1.1 Den "efterspørgselsdrevne" modelvariant

Estimationen af (1) og (2) kan forenkles betydeligt, hvis det antages, at marginalomkostningerne er uafhængige af eksportniveauet (en tilstrækkelig betingelse for dette er, at der er konstant skalaafkast). Under denne antagelse specialiserer (2) til

$$p_e(1+\frac{1}{\gamma}) = \mathrm{MC}(w,p_{wp},u) \tag{2.a}$$

Sammen med efterspørgselsfunktionen (1) giver (2.a) det reducerede system

$$p_e = \mathrm{p_e}(\mathrm{MC}(w,p_{wp},u)) \tag{5}$$
$$fE = \mathrm{fE}(fY_u,p_u,\mathrm{MC}(w,p_{wp},u)) \tag{6}$$

Antagelsen om niveau-uafhængige marginalomkostninger giver en rekursiv modelstruktur, idet eksportprisen nu er helt uafhængig af konkurrentpris og global efterspørgsel. Den rekursive struktur gør, at modellen uden videre kan estimeres med OLS.

Det er denne grundskitse, der ligger bag ADAMs nuværende eksportrelationer og bag estimationen af de mest anvendte eksportpriselasticiteter.

I almindelighed er den "efterspørgselsdrevne" eksportmodel (1) og (2.a) langt den mest anvendte i empiriske arbejder, og den er estimeret i et utal af varianter for alle industrialiserede lande. Den generelle erfaring er, at modellen knap og nap giver en acceptabel beskrivelse af eksportudviklingen, men at[1]

- "indkomstelasticiteten" β estimeres i overkanten af den størrelse, man på

[1]Se fx. oversigten i Goldstein og Khan(1985).

forhånd ville forvente, dvs. ofte markant større end 1

- priselasticiteten γ estimeres numerisk i underkanten af den forventede størrelse, dvs. typisk i omegnen af -1

Problemstillingen genkendes vist umiddelbart fra ADAMs importrelationer.

De "for høje" indkomstelasticiteter i estimationerne forklares ofte med, at den globale efterspørgselsudvikling udvikler sig trendmæssigt, og at den derfor - statistisk set - opfanger en tendens til stigende international arbejdsdeling over tiden.

De "for lave" priselasticiteter i estimationerne forklares hyppigst ved målefejl i data og ved, at eksportprisen i virkeligheden er en voksende funktion af eksporten, i hvert fald på kort sigt (jf. den generelle model (1) og (2)). En sådan *simultanitet* mellem fE og p_e vil give en bias opad i OLS-estimerede priselasticiteter, dvs. i retning af 0. Begrundelserne for, at p_e er afhængig af fE, er

- *Marginalomkostningerne er ikke konstante.* På kort sigt, hvor *kapitalapparatet* ikke kan udvides, kan marginalomkostningerne ikke være konstante: En forøgelse af eksporten ud over det niveau, der svarer til fuld udnyttelse af kapitalapparatet, vil ikke kunne finde sted uden en ekstraordinær indsats af de variable produktionsfaktorer og dermed med øgede marginalomkostninger. Tilsvarende vil en forøgelse af eksporten også i det lange løb resultere i en forøgelse af *lønsatsen*. Endelig er der muligheden for *faldende skalaafkast*, der også i det lange løb vil give stigende priser ved stigende eksport.

- *Prisdannelsen sker ikke ud fra profitmaksimering.* Det kan tænkes, i hvert fald på kort sigt, at eksportørerne lader eksportprisen følge konkurrentprisen snarere end marginalomkostningerne. Dette kunne ske ud fra et ønske om at fastholde markedsandele, frem for at maksimere profitten.

Det kan således være nødvendigt at bruge mere sofistikerede estimationsmetoder for at få priselasticiteter af en mere troværdig størrelse. Problemet med stigende marginalomkostninger er økonometrisk set det tungeste, og det vil blive taget op senere. Problemet med en direkte "konkurrentpriseffekt" i eksportprisdannelsen kan let løses, enten ved at estimere eksportligningen på reduceret form (6) direkte, eller ved at benytte MC som instrumentvariabel i estimationen (hvilket reelt er det samme).[2]

[2]Se Knudsen(1989)

1.2. Den "udbudsdrevne" model

En anden måde at forenkle estimationen af grundmodellen (1) og (2) på er at antage *fuldkommen konkurrence* på eksportmarkedet, dvs. at lade efterspørgselens priselasticitet $\gamma \rightarrow -\infty$.

Da (1) også kan skrives

$$\left(\frac{fE}{\alpha f Y_u^{\beta}}\right)^{\frac{1}{\gamma}} = \frac{p_e}{p_u} \tag{7}$$

ses, at for $\gamma \rightarrow -\infty$ specialiserer efterspørgselsfunktionen til

$$p_e = p_u \tag{8}$$

Det reducerede system af (8) og (2) bliver, såfremt $\partial MC/\partial fE \neq 0$ (dvs. at der ikke er konstant skalaafkast), (8) og

$$fE = \mathrm{fE}(p_u, w, p_{wp}, u, K) \tag{9}$$

som er *udbudsfunktionen* for fE. Det er karakteristisk for denne model, at

- eksportprisen p_e er lig med konkurrentprisen p_u, som her er en verdensmarkedspris ("law of one price").
- den globale efterspørgsel fY_u har ingen direkte virkning, hverken på eksportpris eller eksporteret mængde (men verdensmarkedsprisen p_u vil vel afhænge af fY_u).

Da der ikke er simultanitet i modellen, kan den estimeres konsistent med OLS. I en videre modelsammenhæng kommer der dog igen simultanitet via løndannelsen.

Den udbudsdrevne model er ikke nær så hyppigt anvendt i empiriske arbejder som den efterspørgselsdrevne model, undtagen for meget specifikke råvarer, der handles på internationale børser, som fx råolie og hvede.[3] Den væsentligste grund hertil er, at "law of one price" i en række undersøgelser er næsten entydigt empirisk falsificeret, selv på et meget disaggregeret niveau, og selv for ret homogene varer.[4] Langt de fleste af disse undersøgelser vedrører dog USAs eksport. Antagelsen om fuldkommen konkurrence er imidlertid meget benyttet i modeller af "små åbne økonomier". I BOF3 og BOF4 er eksporten modelleret efterspørgselsdrevet på kort sigt, mens den er tvunget til at opfylde

[3]Se fx. Basevi(1973).

[4]Se fx. oversigten i Goldstein og Khan(1985). Danske resultater findes i Nielsen(1984) og Jeppesen(1985).

antagelserne i den udbudsdrevne model på langt sigt.[5]

Bortset fra, at "law of one price" er dårligt empirisk funderet, rejser den udbudsdrevne model også nogle andre problemer:

- Det anses af mange for urealistisk, at den *globale efterspørgselsudvikling er uden direkte betydning for eksporten*, i hvert fald på det korte sigt (dette er fx årsagen til, at BOF kører efterspørgselsdrevet på kort sigt).

- Modellen kræver *faldende skalaafkast*, for at eksporten er determineret. Men selv med faldende skalaafkast er det næppe realistisk, at væksten i eksporten ophører, når $p_u=MC$. Det er simpelt hen et problem at få "vækst nok" i modeller af denne type, fordi de mangler "vækst-generatoren" fY_u.

- Hvis varen ikke handles på en international børs, men derimod på forskellige delmarkeder, kan *transportomkostninger* gøre, at eksportøren står over for en skrå efterspørgselskurve (og dermed bliver prisfast-sætter), selv om der er fuldkommen konkurrence på alle enkeltmarkeder. Ved at sætte prisen ned er det simpelt hen muligt for eksportøren at *åbne* nye markeder, hvor han tidligere ikke var konkurrencedygtig på grund af transportomkostningerne. Den udbredte tendens til samhandel med nabolande viser i almindelighed, at transportomkostningerne har en væsentlig betydning. Bemærk, at denne tankegang kan begrunde, at eksportforøgelser som følge af prisnedsættelser kommer i "klumper", når den kritiske pris for åbning af et nyt delmarked nås.

Det alvorligste problem i ADAM-sammenhæng ligger nok i skalaafkastet, da ADAM jo har konstant skalaafkast. Dette gør, at eksporten fundamentalt set er ubestemt i den udbudsdrevne model: Eksporten vil på *langt sigt* vokse uden grænser, så længe $p_u>MC$, og den vil falde mod 0, så længe $p_u<MC$. På langt sigt vil kun løndannelsen trække i retning af ligevægt, og den tager jo sin tid om at virke. Modellen vil derfor selv ved små ændringer af konkurrentprisen kunne generere voldsomme sving i eksporten. En løsning på dette kunne være at erstatte ligevægtsbetingelsen (2) med en tilpasningsmekanisme:

$$\Delta fE = \lambda(p_u\text{-}MC) \tag{10}$$

som jo er i ligevægt, når $p_u=MC$. Konstruktionen genkendes umiddelbart fra den nuværende Wfbz-relation i ADAM. Det er også en variant af denne model, der anvendes som langsigtsmodel i BOF.

På *kort sigt* vil eksporten være begrænset opad af det givne kapitalapparat, idet MC stiger med udnyttelsen af kapitalapparatet. Hvis et højt niveau for p_u imidlertid fastholdes over længere tid, vil investeringerne gå i gang, MC falder

[5]Se Bank of Finland(1985) og Bank of Finland(1990).

til sit langsigtsniveau, og eksporten begynder igen at vokse. I sidste instans vil det være arbejdsmarkedet, der via stigende lønninger skal sikre, at MC stiger til p_u, således at væksten i eksporten ophører.[6]

Også i denne model vil det altså gælde, at på (meget) langt sigt er $MR=MC$, således at profitten er maksimeret (og lig med 0). Men ligningerne for eksportmarkedet sikrer ikke dette, clearingen sker via løndannelsen.

Selv om denne skitse ikke er uden problemer, er den vel heller ikke fundamentalt utiltalende?

1.3. Sammenfatning

Ovenstående gennemgang kan sammenfattes i følgende skema:

Tabel 1: Oversigt over modelvarianter

γ Skalaafkast	γ endelig (eksportører prisfastsætter)	$\gamma = -\infty$ (fuldkommen konkurrence)
Faldende ⇔ MC vokser med fE	$p_e = p_u(\frac{fE}{\alpha f Y_u^{\beta}})^{\frac{1}{\gamma}}$ $p_e = \mu \cdot \mathrm{MC}(\mathrm{fe},..)$ Simultan	$p_e = p_u = MC$ $fE = \mathrm{fE}(p_u, w, p_{wp}, u, K)$ OLS konsistent (pånær lønsimultanitet)
Konstant ⇔ MC uafhængig af fE	$p_e = p_u(\frac{fE}{\alpha f Y_u^{\beta}})^{\frac{1}{\gamma}}$ $p_e = \mu \cdot MC$ OLS konsistent (pånær lønsimultanitet)	$p_e = p_u$ $\Delta fE = \lambda(p_u - MC)$ OLS konsistent (pånær lønsimultanitet)

I ADAM er der konstant skalaafkast, og derfor er kun de to nederste kvadranter interessante på langt sigt.

Hvis eksportørerne er prisfastsættere, vil modellen relativt hurtigt indstille sig

[6] I et *steady state* forløb vil eksportvæksten således være bestemt af produktivitetsstigningen.

i ligevægt med maksimeret profit og efterspørgselsfunktionen opfyldt. Hvis derimod eksportefterspørgselskurven er meget elastisk, så vil små sving i priserne kunne kræve meget store ændringer i produktionen, før en ny ligevægt har indstillet sig. Dette giver en langt trægere tilpasning mod profitmaksimering, dels fordi tilpasning opad typisk skal ske via udbygning af kapitalapparatet, dels fordi det kun er løndannelsen, der kan sikre ligevægten i det lange løb.

Det ser ud som om, at man kan komme langt i retning af at identificere den rigtige langsigtede grundmodel med en kointegrationsanalyse af især priserne og lønnen. Alle modellerne ender i sidste ende med, at $MR=MC$, så dette bør kunne eftervises. Hvis markedsandelen fE/fY_u er I(1), mens den relative pris p_e/p_u er stationær, vil vi have en god indikation af at modellen i 4. kvadrant er relevant, selv om dette fænomen også vil kunne skyldes en udvidet international arbejdsdeling. Hvis markedsandel og relativ pris er integrerede af samme orden, er dette en indikation af modellen i 3. kvadrant.

På kort sigt kan det vise sig nødvendigt at tage hensyn til kapacitetseffekter fra kapitalapparatet, mens effekterne via lønrelationen nok er så træge, at man kan se bort fra dem som kilde til simultanitetsbias. Hvis eksporten modelleres disaggregeret, vil lønsimultanitet næppe heller være noget problem.

2. Samspillet mellem hjemmemarked og eksportmarked

I afsnit 1 sondrede vi ikke mellem hjemmemarked og eksportmarked. En del af litteraturen omhandler imidlertid netop de særlige forhold, der skyldes samspillet mellem adskilte hjemme- og eksportmarkeder. Et eksempel er den velkendte tese om, at en kraftig vækst i den hjemlige efterspørgsel "crowder" eksporten ud. Denne type effekter hører dog fortrinsvis hjemme på det korte sigt, hvor kapitalapparatet ikke kan udvides.

De almindeligst anførte grunde til, at der kan være forskel på prisen på hjemmemarkedet og eksportmarkedet er, at der kan være toldbarrierer, tekniske og kulturelle handelshindringer (fx sproglige), transportomkostninger samt en almindelig chauvinistisk tendens hos de hjemlige agenter til at foretrække indenlandske produkter og handelspartnere. Forsyningssikkerheden er normalt også større for indenlandske produkter. Alle disse forhold trækker i retning af, at konkurrencen er mindre, og prisen højere, på hjemmemarkedet end på eksportmarkedet.

En meget anvendt model, der tager hensyn til forskellen på hjemme- og eksportmarked blev introduceret af Goldstein og Khan(1978). De erstatter profitmaksimeringsbetingelsen (2) med en "udbudsfunktion":

$$fE^s = fX^*(\frac{pe}{pd})^\delta \tag{11}$$

fE^s Eksportudbud
fX^* Produktionskapacitet
p_d Hjemmemarkedspris

Eksportefterspørgselen, fE^d, bestemmes på normal vis af (1), og modellen lukkes med en ligevægtsbetingelse, $fE^s=fE^d$, eller , alternativt, med en partiel tilpasning mod ligevægt.

"Udbudsfunktionen" forstås bedst som en slags transformationskurve: Når eksportprisen stiger relativt til hjemmemarkedsprisen, øges den andel af produktionskapaciteten, der ønskes udbudt til eksport. I mange artikler optræder hjemmemarkedsprisen p_d nu nærmest som en proxy for marginal-omkostningerne.

Goldstein og Khans model udgør et simultant system, der som regel estimeres med 2SLS, 3SLS eller FIML. Værdien af dette er nu nok begrænset, så længe både hjemmemarkedspris og produktionskapacitet er eksogene i modellen. Problemerne i dette er påpeget i en meget citeret artikel af Aspe og Giavazzi(1982).[7] De opstiller separate efterspørgselsfunktioner for eksport- og hjemmemarked ud fra standardteorien for et diskriminerende monopol. Modellen rummer dog mageligt antagelser om fuldkommen konkurrence på eksportmarkedet ($\gamma_e=-\infty$) og/eller hjemmemarkedet ($\gamma_d=-\infty$):

$$fD = \alpha_d\, fY^{\beta_d}(\frac{p_d}{p_u})^{\gamma_d} \tag{12}$$

$$fE = \alpha_e\, fY_u^{\beta_e}(\frac{p_e}{p_u})^{\gamma_e} \tag{13}$$

$$p_d(1+\frac{1}{\gamma_d}) = \mathrm{MC}(w,p_{wp},u,fX,K) \tag{14}$$

$$p_e(1+\frac{1}{\gamma_e}) = \mathrm{MC}(w,p_{wp},u,fX,K) \tag{15}$$

$$fX = fD + fE \tag{16}$$

[7]En tilsvarende model, udledt på basis af omkostningsfunktioner, er anvendt i mange varianter af S. Holly, fx i Dinenis og Holly(1991).

fD Efterspørgsel på hjemmemarkedet
fY Indkomstvariabel for hjemmemarkedet
fX Produktion

I følge denne model er forholdet mellem eksportpris og hjemmemarkedspris givet ved

$$\frac{p_e}{p_d} = \frac{1+\frac{1}{\gamma_d}}{1+\frac{1}{\gamma_e}} \tag{17}$$

Hvis efterspørgselsfunktionerne – som her – er loglineære, og parametrene γ_e og γ_d følgelig er konstante, er prisforholdet (17) konstant. Bag Goldstein og Khans model ligger derfor enten en antagelse om, at efterspørgselsfunktionernes priselasticiteter er variable, eller en antagelse om, at priserne ikke sættes, så de maksimerer profitten.[8]

Et interessant specialtilfælde kommer frem, hvis der antages fuldkommen konkurrence, dvs. at $\gamma_e=\gamma_d=-\infty$. I dette tilfælde er der ikke basis for at sondre mellem hjemmemarked og eksportmarked, og der vil ikke kunne forekomme eksport og import samtidig: Hvis produktionen er større end den indenlandske efterspørgsel, eksporteres overskudsudbudet. I modsat fald må overskudsefterspørgselen dækkes af import.[9]

Hvis konkurrencen i stedet antages at være hårdest på eksportmarkedet, dvs. at $|\gamma_e| > |\gamma_d|$, så vil hjemmemarkedsprisen altid være højere end eksportprisen, og den indenlandske efterspørgsel vil altid blive opfyldt først, hvorefter den overskydende produktion eksporteres. Antagelsen indebærer således, at et stød til den indenlandske efterspørgsel umiddelbart vil "crowde" en tilsvarende mængde eksport ud. Hvorvidt stødet også giver anledning til en prisændring afhænger af, om *MC* stiger med produktionsniveauet.[10]

Den sidstnævnte antagelse om højere hjemmemarkedspris er bekvem, fordi den giver mulighed for at lade hele den indenlandske efterspørgsel "løbe rundt"

---

[8]En forklaring kunne være, at G+K implicit antager fuldkommen konkurrence på eksportmarkedet, således at $p_e=p_u$. Tilpasningen af MC til dette prisniveau kan antages at være meget langsom - eller ikke-eksisterende på grund af konstant skalaafkast. Men i dette tilfælde er efterspørgselsfunktionen i hvert fald ikke defineret som i (13).

[9]Strengt taget er fordelingen af produktionen på hjemmemarked og eksport ubestemt i en sådan fuldkommen konkurrence model. Det antages dog normalt, at hjemmemarkedet forsynes først på grund af marginalt lavere transportomkostninger eller lignende.

[10]I enkelte artikler, fx. Dinenis og Holly(1991), indføres en transformationselasticitet mellem eksport- og hjemmemarkedsleverancer, måske fordi den totale og øjeblikkelige crowding-out i systemet (12)-(15) forskrækker dem. Det samme kunne antagelig opnås med lidt lags.

som sædvanlig. Udbudseffekterne henvises så at sige til eksportmarkedet.

3. Dynamisk tilpasning

Antagelsen om konstant skalaafkast i ADAM sikrer en rimeligt simpel modelstruktur på langt sigt. Men den simple model kompliceres på kort sigt af en række ekstra mekanismer. Disse mekanismer må enten modelleres eller beskrives ved en eller anden form for tilpasningsrelation.[11]

Den simpleste form for dynamisering er en partiel tilpasning, fx

$$Dp_e = \lambda(p_e^* - p_{e,-1}) \tag{18}$$

p_e^* langsigtet ligevægtsniveau for eksportprisen.

Denne formulering er dog næppe velegnet til at beskrive den forventede simultanitet i kortsigtsbestemmelsen af priser og mængder. Tilpasningsmodellen (18) lader sig dog let generalisere:

$$\begin{bmatrix} Dp_e \\ DfE \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_{pp} & \lambda_{pf} \\ \lambda_{fp} & \lambda_{ff} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} p_e^* - p_{e,-1} \\ fE^* - fE_{-1} \end{bmatrix} \tag{19}$$

Denne model er fx brugt af Jensen og Knudsen(1992). For $\lambda_{pf}=\lambda_{fp}=0$ klasker (19) sammen til almindelig partiel tilpasning.

En lidt mere generel formulering fås i fejlkorrektionsmodellen:

$$\begin{bmatrix} Dp_e \\ DfE \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_{pp} & \theta_{pf} \\ \theta_{fp} & \theta_{ff} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} Dp_e^* \\ DfE^* \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \lambda_{pp} & \lambda_{pf} \\ \lambda_{fp} & \lambda_{ff} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} p_e - p_e^* \\ fE - fE^* \end{bmatrix}_{-1} \tag{20}$$

I denne "rene" form er den eneste forskel fra (19), at 1. års effekten estimeres uafhængigt af den øvrige tilpasning. For $\theta_{ij}=\lambda_{ij}$ klasker (20) sammen til den simplere formulering (19). Spørgsmålet er dog, om ikke nogle af tilpasningsmekanismerne er så væsentlige, at de kræver en egentlig modellering. En sådan modellering af kortsigtsdynamikken fås, hvis ligning (20) suppleres med ændringer i en eller flere af systemets eksogene variabler.

I litteraturen nævnes en række kortsigtseffekter, der kan tænkes at være væsentlige, og som groft kan inddeles i forhold, der vedrører udbudssiden, efterspørgselssiden eller den ligevægtsskabende mekanisme.

[11]Dette afsnit bygger i høj grad på Aurikko(1985).

Udbudssiden

Den væsentligste kortsigtsmekanisme på udbudssiden er, at marginalomkostningerne må antages at være en voksende funktion af fE: Kapitalapparatet kan ikke øges på kort sigt, og derfor vil en vækst i fE give anledning til en stigende kapacitetsudnyttelse (mindre K/K^n-forhold). Så længe der er ledig kapacitet, kan produktionsforøgelsen muligvis ske uden ekstraomkostninger, men når der er tæt ved fuld kapacitetsudnyttelse, må marginalomkostningerne antages at stige kraftigt. en "uventet" forøgelse af eksportefterspørgselen vil altså sandsynligvis kræve en højere pris og resultere i en mindre mængdestigning på kort sigt, end langsigtsmodellen tilsiger.

Hertil kommer, at en "uventet" forøgelse af hjemmemarkedsefterspørgselen kan have en direkte "crowding-out"-virkning på eksporten i situationer med høj kapacitetsudnyttelse. Hjemmemarkedsefterspørgselen, eller i hvert fald uventet kraftige ændringer i den, kunne således indgå som ekstra variabel i bestemmelsen af både p_e og fE på kort sigt.[12]

Efterspørgselssiden

På efterspørgselssiden antages det normalt, at eksportmarkedet er temmelig lang tid om at "opdage" prisændringer, således at den langsigtede priselasticitet er væsentlig højere end den kortsigtede. Heri kan også ligge en antagelse om, at en betydelig del af den mængdestigning, der følger af en prisnedsættelse, sker på nye markeder, og at der derfor skal bruges tid og omkostninger på etablering.[13]

Efterspørgselselasticiteten antages derimod ofte at være større på kort sigt end på langt sigt. Dette er nok mest en empirisk observation, der har vist sig ganske sejglivet, jf. ADAMs importrelationer, men den kan begrundes med trægheder i importlandets udbud.

---

[12]Her skal der dog tages hensyn til, at *im*porten allerede er antaget at bære en del af kortsigtstilpasningen via den høje kortsigtede efterspørgselselasticitet.

[13]På dette punkt kan der sågar tænkes at være en *asymmetri*, således at det er betydelig lettere at ryge ud af et marked efter en prisstigning, end det er at komme ind på det efter et prisfald. Dette forhold kan begrunde, at eksportørerne på kort sigt sætter prisen med betydelig hensyntagen til konkurrentpriserne, for at holde markedsandelen, selv på bekostning af profitten. Argumentet er nok bedre ved fald i konkurrentpriserne end ved stigninger. En sådan "hysteresis" anføres ofte som en af grundene til, at USA's handelsunderskud fortsat er stort, trods betragtelige devalueringer, se fx. Ohno(1990)

Ligevægtsmekanismen

En del forfattere mener at kunne observere empirisk, at priserne bevæger sig for lidt og for langsomt til, at de kan antages at cleare markedet på kort sigt. Dels er der en række almindeligt kendte trægheder i prisdannelsen, som fx informationslag, kontraktlag og transportlag, dels kan der være omkostninger forbundet med at ændre priserne. Alt dette trækker i retning af en relativt langsom tilpasning af prisen til ligevægtsniveauet.

Hertil kommer argumentet nævnt ovenfor, at eksportørerne på kort sigt kan have en tendens til at lade prisen følge konkurrentprisen, i et forsøg på at holde markedsandelen konstant. Dette argument forudsætter, at tilpasningen i efterspørgselsfunktionen er relativt hurtig, men indebærer til gengæld, at tilpasningen i retning af profitmaksimering er langsom. Desuden kunne man prøve at inkludere Dp_u i kortsigtsbestemmelsen af eksportprisen. Argumentet er måske lidt i modstrid med formodningen om, at priselasticiteten i efterspørgselen er væsentligt større på langt sigt end på kort sigt. Argumentet forekommer bedst i forbindelse med konkurrenceevneforskydninger, der skyldes stærkt svingende valutakurser, mens det nok har mindre vægt i forbindelse med mere grundlæggende ændringer i inflationstakten.

Trægt bevægelige priser kan dog også simpelthen skyldes, at der er tæt ved fuldkommen konkurrence på eksportmarkedet. En meget flad efterspørgselskurve på verdensmarkedet vil i sig selv give relativt stabile priser, men stærkt svingende mængder for den enkelte eksportør. Dette kan til gengæld gøre det nødvendigt at indføre tilpasningslags i udbuddet, jf. den "Wfbz-lignende" model i den fjerde kvadrant i tabel 1.

Alt i alt må spørgsmålet om dynamisk tilpasning nok først og fremmest afgøres empirisk.

4. Nærmere om efterspørgselsfunktionen

Efterspørgselsfunktionen er her antaget at have følgende udseende, jf. (1):

$$fE = \alpha\, fY_u^{\beta}\left(\frac{p_e}{p_u}\right)^{\gamma}$$

hvor efterspørgselselasticiteten β formodes at være tæt på 1, og priselasticiteten $\gamma < -1$.

Da det i virkeligheden er svært at forestille sig andet på langt sigt, antages det i mange arbejder simpelthen at $\beta = 1$, således at efterspørgselsfunktionen bestemmer *markedsandelen*:

$$\frac{fE}{fY_u} = \alpha(\frac{p_e}{p_u})^\gamma \tag{21}$$

Det ses, at parameteren α kan tolkes som markedsandelen i prisbasisåret, hvor den relative pris jo er 1. På *kort sigt* giver det dog ofte en empirisk forbedring at tillade, at β er større end 1. Dette problem kan enten løses som i ADAMs nuværende *im*portrelationer, dvs. med en relation af typen

$$\frac{fE}{fY_u} = \alpha\ (\frac{fY_u}{fY_{ue}})^\beta(\frac{p_e}{p_u})^\gamma \tag{22}$$

fY_{ue} forventet værdi af fY_u

eller det kan løses ved hjælp af en fejlkorrektionsformulering. Erfaringerne med denne type relationer - også med ADAMs importrelationer - giver dog anledning til at frygte, at estimationer af denne type ligning giver utroværdigt små langsigtede priselasticiteter, i hvert fald når den estimeres med enkeltligningsmetoder som fx Granger-Engle metoden.

Specifikationen (21)/(22) skal uddybes nærmere på punkterne

- Funktionsform
- Valg af grundlæggende "indkomstvariabel"
- Valg af grundlæggende konkurrentprisvariabel
- Sammenvejning af indkomst- og konkurrentprisvariabler for de enkelte lande til aggregerede størrelser

Funktionsform

I (21)/(22) er valgt en loglineær funktionsform (Cobb-Douglas, om man vil). I litteraturen ses CES-funktionen mindst lige så ofte anvendt. Dette skyldes ikke mindst, at Armington(1969) har leveret et helstøbt grundlag for verdenshandelsmodeller, baseret på CES-formen.

Ligning (21) kan imidlertid opfattes som en (god) approksimation til CES-formen. Den til (21) svarende ligning i det "rene" CES-tilfælde er[14]

$$\frac{fE}{fY_u - fE} = \alpha(\frac{p_e}{p_u})^\gamma \tag{23}$$

heraf ses umiddelbart, at det for et lille land som Danmark, hvis markedsandel

[14]Konkurrentprisen p_u i (23) skal også være renset for bidrag fra eksportprisen p_e. I den mere helstøbte Armington-model, hvor mange lande bidrager med eksport til hvert aftagerland, skal fY_u i (21) opfattes som en approksimation til det teoretisk korrekte CES-aggregat af de enkelte eksportørers bidrag til det samlede marked. Pointen, at for et lille land er CES-formuleringen og (21) praktisk talt sammenfaldende, holder dog uændret.

er meget lille på langt de fleste markeder, er praktisk taget ligegyldigt, om vi vælger den ene eller den anden funktionsform. Her foreslås det at beholde den simple loglineære formulering, der også svarer bedst til specifikationen af ADAMs importligninger.

Efterspørgselsfunktionen foreslås ofte estimeret på størrelser målt i løbende priser. En af grundene til dette er en formodning om store målefejl på dekomponeringen af udenrigshandelsstrømme i pris- og mængdekomponenter. Argumentet er, at handelsstrømmen er opgjort nogenlunde pålideligt i værdi (for det har toldvæsenet jo en interesse i at kontrollere), men at opsplitningen af beløbet i en pris og en mængde er statistisk meget usikker. I en ligning som (21) betyder dette, at en målefejl på fx +10% på prisen automatisk bliver til en målefejl på -10% på mængden. I estimationer af (21) vil priselasticiteten γ således som følge af denne type målefejl blive skæv i retning af -1. Ligning (21) kan imidlertid let omformuleres til at gælde størrelser i løbende priser, hvis den multipliceres med p_e/p_u:

$$\frac{E}{Y_u} = \alpha\left(\frac{p_e}{p_u}\right)^{\gamma+1} \tag{24}$$

(idet $Y_u = fY_u \cdot p_u$ og $E = fE \cdot p_e$). Hvis ligningen estimeres i logaritmer - og det er det normale - vil den imidlertid give eksakt det samme estimat for γ som (21).

På denne baggrund foreslås det, at vi fortsat holder os til variabler i faste priser, men dette er næppe væsentligt.

Indkomstvariablen

Hidtil har vi ikke nærmere konkretiseret "indkomstvariablen" for udlandet, fY_u. I litteraturen benyttes enten udlandets BNP, udlandets samlede efterspørgsel (=BNP+import) eller udlandets samlede import. Uanset hvilket udtryk vi vælger, vil der i praksis være tale om en sammenvejning af "indkomster" for de enkelte aftagerlande. I det følgende diskuteres efterspørgselen efter dansk eksport til et enkelt af disse lande (vi vil senere vende tilbage til spørgsmålet om valget af sammenvejningsprocedure).

Den principielt rigtige størrelse at tage udgangspunkt i er vel aftagerlandets samlede efterspørgsel (brugen af BNP er nok et shortcut for efterspørgselen, som vi ikke behøver at tage principielt op). Men brugen af aftagerlandets samlede *import* som indkomstvariabel er alligevel meget udbredt. Dette skyldes nok først og fremmest, at data for importen i mange lande er lettere tilgængelige end data for den samlede efterspørgsel. Desuden er importtallene opgjort efter samme principper og grupperinger som eksporten.

Det kan imidlertid udmærket være både teoretisk korrekt og modelteknisk mest

hensigtsmæssigt at benytte aftagerlandets import som indkomstvariabel.[15] Dette kræver, at aftagerlandets efterspørgselsfunktion er *separabel*, således at efterspørgselen bestemmes i en to-trins procedure: Først fordeles efterspørgselen på de to grupper: Indenlandsk produktion og samlet import. I andet trin bestemmes så importen fra de enkelte lande ud fra den samlede import og leverandørlandenes relative priser. En sådan antagelse om separabilitet ligger implicit bag enhver analyse af markedsandele.

Konsekvensen af at bruge aftagerlandets samlede import som indkomstudtryk er imidlertid, at eksportprisændringer ikke forårsager ændringer i aftagerlandets samlede importkvote. Med andre ord gør man implicit den noget kunstige antagelse, at Danmark ikke konkurrerer med aftagerlandet på dets eget marked. Konkret kunne man frygte, at især de store valutakursbevægelser i forhold til England, Sverige og Norge får for lille en vægt i konkurrentprisindekset, hvis denne skitse anvendes.

Til gengæld giver dette mulighed for at tage særligt hensyn til udvidelse af den internationale arbejdsdeling, der traditionelt har givet en betydelig mervækst i importen i forhold til væksten i BNP. En sådan eksogen mervækst kan passende antages at ligge i relationen for aftagerlandets *samlede* import (idet fordelingen af importen på leverende land næppe kan antages at afhænge af en generelt udvidet arbejdsdeling).[16] Et tilsvarende argument kan anføres omkring den høje efterspørgselselasticitet på kort sigt (det er med andre ord lettere at antage $\beta=1$, hvis importen anvendes som indkomstvariabel).

Konkurrentprisvariablen

Det teoretisk rigtige valg af konkurrentprisvariabel for et givet aftagerland afhænger af, hvorledes dets efterspørgselsfunktion er specificeret. Det teoretisk rigtige konkurrentprisindeks skal opfylde at

$$p_u = Y_u / fY_u^* \tag{25}$$

fY_u^* er det teoretisk rigtige mængdeindeks for det pågældende type efterspørgselsfunktion, jf. Armington(1969).

I CES-udgaven af Armington-modellen bliver fY_u^* således et CES-indeks af importen fra de enkelte leverandørlande. I praksis vælges dog ofte et almindeligt fastprisindeks for aftagerlandets samlede import som indkomstvariabel, og dermed bliver den implicitte deflator for aftagerlandets samlede import det logiske valg af konkurrentprisindeks. Dette valg af mængde- og prisindeks kan vel bedst ses som en approksimation til de teoretisk korrekte

[15]Jf. Armington(1969).

[16]Selv om faldende transportomkostninger over tiden dog kan tænkes at give en forskydning i retning af fjernere markeder.

indeks.

Sammenvejning af de enkelte landes efterspørgsel og pris

Givet valget af indkomst- og konkurrentprisvariabel for hvert aftagerland udledes i dette afsnit en procedure til at danne aggregerede indkomst- og konkurrentprisudtryk for det samlede udland. Dette gøres ved at opstille efterspørgselsfunktionen for hvert enkelt aftagerland og derefter summere over landene. Det resulterende udtryk, som bliver temmelig indviklet, lineariseres og forenkles.

Antag, at efterspørgselsfunktionen for dansk eksport i faste priser til land j ser således ud:

$$fE_j = \alpha_j \, fD_j^{\beta_j} \left(\frac{pe}{pd_j}\right)^{\gamma_j} \tag{26}$$

dvs. at den samlede eksportefterspørgsel er

$$fE = \sum_j fE_j = \sum_j \alpha_j \, fD_j^{\beta_j} \left(\frac{pe}{pd_j}\right)^{\gamma_j} \tag{27}$$

Dette giver

$$dfE = \sum_j \frac{\partial fE_j}{\partial fD_j} dfD_j + \sum_j \frac{\partial fE_j}{\partial (pe/pd_j)} d(pe/pd_j) \tag{28}$$

$\Leftrightarrow$

$$dfE = \sum_j \beta_j \frac{fE_{j0}}{fD_{j0}} dfD_j + \sum_j \gamma_j \frac{fE_{j0}}{pe_0/pd_{j0}} d(pe/pd_j) \tag{29}$$

idet fx fE_0 betegner et udgangsniveau og $dfE=fE-fE_0$. Hvis vi antager, at hhv. efterspørgsels- og priselasticiteterne er ens i alle lande, dvs. at $\beta_j=\beta$ og $\gamma_j=\gamma$ for alle j, fås[17]

$$dfE = \beta \sum_j \frac{fE_{j0}}{fD_{j0}} dfD_j + \gamma \sum_j \frac{fE_{j0}}{pe_0/pd_{j0}} d(pe/pd_j) \tag{30}$$

eller, idet vi benytter notationen $RfX=dfX/X_o$,

[17]Antagelsen om, at elasticiteterne er ens over landene, giver en stor forenkling, men den kan let undværes. Hvis et lands β_j fx er dobbelt så stor som gennemsnittet, skal landets vægt blot fordobles i (30).

$$RfE = \beta\sum_j \frac{fE_{j0}}{fE_0} RfD_j + \gamma\sum_j \frac{fE_{j0}}{fE_0} R(pe/pd_j) \tag{31}$$

I ADAM-sammenhæng er det naturligt at identificere udgangsniveauerne med de et år laggede niveauer og R-størrelserne med relative årlige ændringer.[18]

Med andre ord skal indkomstudtrykket dannes ved at sammenveje vækstraterne i de enkelte landes indkomstvariabel med det pågældende lands laggede andel af dansk eksport i faste priser.[19]

Konkurrentprisvariablen dannes tilsvarende.

5. Nærmere om marginalomkostningerne

Specifikationen af marginalomkostningerne i ADAM tages for givet i denne sammenhæng. De fastlægges andetsteds. Men marginalomkostningernes samspil med ligningerne for eksportmængde og -pris skal kort behandles.

Antagelsen om konstant skalaafkast i ADAM betyder, at i optimum er marginalomkostningerne, MC^*, lig med enhedsomkostningerne, ATC^* (og altså uafhængige af produktionsomfanget):

$$MC^*(w,p_{wp},u,fX) = \mathrm{ATC}^*(w,p_{wp},u) \tag{32}$$

På kort sigt, hvor kapitalapparatet må betragtes som en given størrelse, vil marginalomkostningerne derimod være en voksende funktion af produktionen:

$$\left.\begin{aligned} SMC &= \mathrm{SMC}(w,p_{wp},K/K^g) \\ K^g &= \mathrm{K}^g(w,p_{wp},u,fX) \end{aligned}\right\} \Rightarrow \quad SMC = \mathrm{SMC}(w,p_{wp},\mathrm{u},K,fX) \tag{33}$$

Det gælder således, i hvert fald for de almindeligt forekommende typer af omkostningsfunktioner, at

---

[18]Bemærk, at efterspørgselsfunktionen for eksporten til land j kan formuleres ækvivalent i løbende priser:

$$E_j = \alpha_j\, D_j^{\beta_j} pd_j^{-(\gamma_j+\beta_j)} pe^{\gamma_j+1}$$

som fører til ligningen

$$RE = \beta\sum_j \frac{E_{j0}}{E_0} RD_j + (1+\gamma)\sum_j \frac{E_{j0}}{E_0} Rpe - (\beta+\gamma)\sum_j \frac{E_{j0}}{E_0} Rpd_j$$

der i det meget realistiske tilfælde $\beta=1$ er helt analog til udtrykket i faste priser. Den eneste forskel er, at eksponenten til den relative pris er øget med 1.

[19]Da vi er nødt til at antage, at eksportprisen er den samme til alle eksportlande, er vægtene ens i løbende og faste priser.

$K > K^v$ (rigelig kapacitet) $\Rightarrow$ $SMC < MC^*$
$K = K^v$ (optimum) $\Rightarrow$ $SMC = MC^*$
$K < K^v$ (kapacitetspres) $\Rightarrow$ $SMC > MC^*$

Hvis omkostningsfunktionen overholder kravet om, at for $K=K^v$ er $SMC=MC^*=\text{ATC}^*$, er det ligegyldigt, hvilket omkostningsudtryk vi anvender i den langsigtede bestemmelse af eksportpris og -mængde. Det er også denne egenskab, der skal sikre, at profitten er 0, når $MR=MC$.

Effekten på eksportpris og -mængde af de stigende marginalomkostninger kan enten modelleres som en del af den generelle tilpasning, jf. (20), eller den kan formuleres udtrykkeligt i modellen. I sidstnævnte tilfælde kan det måske være en fordel at omformulere SMC til at være en funktion af de optimale enhedsomkostninger og K/K^v-forholdet:

$$SMC = \text{ATC}^* \cdot f(K/K^v) \tag{34}$$

hvor $f(1)=1$. Denne formel vil kun gælde approksimativt, undtagen i Cobb-Douglas tilfældet, men til gengæld kan den være lettere at håndtere i simultane estimationer, og arbejdet behøver i øvrigt ikke at afvente en nærmere afklaring af faktorefterspørgselsprojektet. Til gengæld vil der kunne opstå afstemnings-problemer senere hen.

Selve spørgsmålet om, hvordan forholdet mellem kortsigtede og optimale omkostninger afhænger af kapacitetsudnyttelsen, kan måske klare en bemærkning. Forhåndsformodningen ville antagelig være, at sammenhængen er svag, så længe kapaciteten er rigelig, men at kortsigtsomkostningerne stiger kraftigt, når K^v overstiger K. Desværre er det nok sådan, at de almindeligt brugte former for produktionsfunktioner, med deres høje grad af separabilitet i faktorefterspørgselen, ikke er gode til at reproducere dette forhold.[20]

6. Hvordan gribes det empiriske arbejde an?

Som udgangspunkt for det videre arbejde har vi et par faste holdepunkter

- Det konstante skalaafkast på langt sigt
- Profitmaksimeringsbetingelsen på langt sigt, dvs. at $p_e=\mu \cdot MC$, som er opfyldt i alle kendte modelvarianter. I tilfældet med en meget priselastisk efterspørgsel kan tilpasningen dog tage meget lang tid, og den må i sidste instans gå via løndannelsen.

Man kunne håbe, at en kointegrationsanalyse af den relative pris p_e/p_u og markedsandelen kunne bidrage til en afklaring af, om der er fuldkommen

[20]Dette er måske et punkt, hvor translog funktionen kan vise sig at være stærk på grund af sine 2. ordens parametre.

konkurrence på eksportmarkedet på langt sigt. Hvis dette er tilfældet, ligger den "Wfbz-lignende" specifikation lige for. Hvis fuldkommen konkurrence må afvises, kan vi estimere en langsigtet efterspørgselsrelation på normal vis.

Erfaringerne med denne type relationer viser imidlertid, at det er ganske svært at opnå høje langsigtede priselasticiteter i en sådan efterspørgselsrelation, i hvert fald når den estimeres med OLS eller almindelig Granger-Engle metode. Det kunne her forsøges med mere raffinerede estimationsmetoder. Jensen og Knudsen(1992) opnår en pænt høj elasticitet ved at benytte Johansen metoden på ligningerne for eksportpris og -mængde under ét, men prisen synes at være, at der ikke tages hensyn til langsigtsbåndet $p_e = \mu \cdot MC$.

På *kort sigt* er der næppe de samme problemer. Allerede de nuværende eksportpriselasticiteter er vel ikke urimeligt lave som kortsigtselasticiteter. Man Man kunne også her forsøge at tage hensyn til kortsigtede simultanitets-problemer stammende fra K/K^v forholdet eller løndannelsen, men det er nok mindre vigtigt i denne sammenhæng. Især virkningen over løndannelsen må antages at være så langsom, at den kan ignoreres.

Kortsigtselasticiteterne bliver dog vigtigere, hvis analysen af det lange sigt ikke giver nogen klar konklusion. I så fald kan det blive nødvendigt at låse langsigtselasticiteterne til at være lig med kortsigtselasticiteterne, som det fx viste sig nødvendigt i de nuværende importrelationer.

Endelig lægger hele dette papir op til en selvstændig bestemmelse af eksportpriserne, idet der bør tillades en højere effekt af konkurrentpriserne i bestemmelsen af p_e end i hjemmemarkedsprisen. Men der er vel ikke noget problem i at have to prisrelationer for hvert erhverv, så længe det anvendte marginalomkostningsudtryk er det samme, og så længe langsigtsbåndet $p = \mu \cdot MC$ holder i begge tilfælde. Brugermæssigt vil en egentlig eksport-prisligning i hvert fald nok være populær.

Litteratur

Armington, P.S.(1969): A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production, *IMF Staff Papers*, Vol 26, pp 159-178.

Aspe, P; Giavazzi, F. (1982): The Short Run Behaviour of Prices and Output in the Exportables Sector, *The Journal of International Economics*, Vol. 12, pp 83-93.

Aurikko, E. (1985): Testing Disequilibrium Adjustment Models for Finnish Exports of Goods, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol 47, No 1, pp 33-50

Bank of Finland(1985): *The BOF3 Quarterly Model of the Finnish Economy*. Helsinki.

Bank of Finland(1990): *The BOF4 Quarterly Model of the Finnish Economy*. Helsinki.

Basevi, G.(1973): Commodity Trade Equations in Project LINK, I R. Ball(red): *The International Linkage of National Economic Models*, North Holland, Amsterdam.

Dinenis, E.; Holly, S. (1991): Trade, Supply and Prices, *Economic Modelling*, Vol. 8, pp 537-545

Goldstein, M; Khan, M.S. (1978): The Supply and Demand for Exports: A Simultaneous Approach, *Review of Economics and Statistics*, 62, pp. 275-286.

Goldstein, M; Khan, M.S. (1985): *Income and Price Effects in Foreign Trade*, i R.W. Jones; P. B. Khenen(1985): *Handbook of International Economics*, Vol 2, North Holland, Amsterdam.

Jeppesen, Elizabeth Gram (1985): Eksportmodeller, Stor opgave, april 1985, Økonomsik Institut, Københavns Universitet.

Nielsen, Gert Aage (1984): En empirisk analyse af dansk eksport, Licentiat-afhandling nr. 20, Økonomisk Institut, Københavns Universitet.

Knudsen, D. (1989): Estimation af industrieksportens priselasticitet, *National-økonomisk Tidsskrift*, bind 127 nr. 2, pp 213-228.

Jensen, L. S.; Knudsen, D. (1992): Multivariat analyse af udenrigshandelens priselasticiteter. I *Symposium i anvendt statistik*, UNI•C, København.

Ohno, K. (1990): Exchange Rate Fluctuations, Pass-Through, and Market Share. *IMF Staff Papers*, Vol. 37, No. 2, pp 294-310.

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir*

Asger Olsen
Jakob Hald

24. maj 1993

CES omkostningsfunktioner på kort og langt sigt

Resumé:

I papiret gennemregnes sammenhængen mellem minimumsomkostningsfunktioner på kort og langt sigt i de relativt simple Cobb-Douglas og CES tilfælde. Papiret indeholder beregninger, der i bøgerne springes over som "tedious manipulations", og er oprindeligt skrevet til egen opbyggelse, men det kan måske have en bredere interesse til opslagsbrug.

Hovedresultatet er, ikke uventet, at forholdet mellem omkostningerne på kort og langt sigt primært er en funktion af forholdet mellem faktisk og ønsket kapital-apparat, (K/K^{θ}). For $K=K^{\theta}$ er kort- og langsigtsomkostningerne sammenfaldende, og dette gælder vel at mærke både gennemsnits- og marginalomkostninger.

cdces.jao

Nøgleord: Cobb-Douglas CES omkostningsfunktion

1. Cobb-Douglas Omkostningsfunktioner

1.1. Langt sigt

Problem: Minimer $c(w,u,q,L,K,M) = wL + qM + uK$
over L,K,M under $y = \alpha L^{\beta}M^{\delta}K^{\gamma}$

Lagrangefunktion: $\mathcal{L} = wL + qM + uK + \mu^*(y - \alpha L^{\beta}M^{\delta}K^{\gamma})$

$$\begin{aligned}
\partial\mathcal{L}/\partial L &= w - \mu^*\beta\alpha L^{\beta-1}M^{\delta}K^{\gamma} = w - \mu^*\beta y/L = 0 \Leftrightarrow L^* = \mu^*\beta y/w \\
\partial\mathcal{L}/\partial M &= q - \mu^*\beta\alpha L^{\beta}M^{\delta-1}K^{\gamma} = q - \mu^*\delta y/M = 0 \Leftrightarrow M^* = \mu^*\delta y/q \\
\partial\mathcal{L}/\partial K &= u - \mu^*\gamma\alpha L^{\beta}M^{\delta}K^{\gamma-1} = u - \mu^*\gamma y/K = 0 \Leftrightarrow K^* = \mu^*\gamma y/u \\
\partial\mathcal{L}/\partial\mu^* &= y - \alpha L^{\beta}M^{\delta}K^{\gamma} = 0
\end{aligned}$$

Det ses umiddelbart, at fx

$$\frac{L^*}{K^*} = \frac{u/\gamma}{w/\beta}$$

(dvs. at det optimale faktorforhold er lig med de produktivitetskorrigerede aflønninger).

Vi har

$$y = \alpha\left(\frac{\mu^*\beta y}{w}\right)^{\beta}\left(\frac{\mu^*\delta y}{q}\right)^{\delta}\left(\frac{\mu^*\gamma y}{u}\right)^{\gamma}$$

$\Leftrightarrow$

$$y = \alpha(\mu^* y)^{\beta+\delta+\gamma}\left(\frac{\beta}{w}\right)^{\beta}\left(\frac{\delta}{q}\right)^{\delta}\left(\frac{\gamma}{u}\right)^{\gamma}$$

$\Leftrightarrow$

$$\mu^* = y^{-1}\left[\left(\frac{y}{\alpha}\right)\left(\frac{w}{\beta}\right)^{\beta}\left(\frac{q}{\delta}\right)^{\delta}\left(\frac{u}{\gamma}\right)^{\gamma}\right]^{\frac{1}{\beta+\delta+\gamma}}$$

($\beta+\delta+\gamma$ er homogenitetsgraden).

Det optimale kapitalapparat er således

$$K^* = \mu^* y\frac{\gamma}{u} = \frac{\gamma}{u}\left[\left(\frac{y}{\alpha}\right)\left(\frac{w}{\beta}\right)^{\beta}\left(\frac{q}{\delta}\right)^{\delta}\left(\frac{u}{\gamma}\right)^{\gamma}\right]^{\frac{1}{\beta+\delta+\gamma}}$$

(og tilsvarende for L^* og M^*)

Minimumomkostningsfunktionen bliver

$$C^*(y,w,q,u) = wL^*+qM^*+uK^* = \mu^*\beta y + \mu^*\delta y + \mu^*\gamma y = \mu^* y(\beta+\delta+\gamma)$$

Bemærk, at $\partial C^*/\partial y = \mu^*$, dvs. at Lagrangemultiplikatoren μ^* kan tolkes som de optimale marginalomkostninger. Desuden er

$$\mu^* = \frac{C^*(y,w,q,u)}{y} \cdot \frac{1}{\beta+\delta+\gamma}$$

altså, at μ^* også kan skrives som enhedsomkostningerne, korrigeret for skalaafkastet.

Hvis der er konstant skalaafkast, dvs at $\beta+\delta+\gamma=1$, er de optimale marginalomkostninger μ^* konstante og lig med de optimale enhedsomkostninger:

$$\mu^* = \alpha^{-1}(\frac{w}{\beta})^{\beta}(\frac{q}{\delta})^{\delta}(\frac{u}{\gamma})^{\gamma} = \frac{C^*(y,w,q,u)}{y} = konstant$$

Det optimale kapitalapparat er, stadig under konstant skalaafkast,

$$K^* = y\alpha^{-1}(\frac{w}{\beta})^{\beta}(\frac{q}{\delta})^{\delta}(\frac{u}{\gamma})^{\gamma-1} = C^*(y,w,q,u)\cdot\frac{\gamma}{u}$$

1.2. Kort sigt

På kort sigt er K given. Problemet er herefter:

Problem: Minimer $c(w,u,q,L,K,M) = wL + qM + uK$
over L,M under $y = \alpha L^{\beta}M^{\delta}K^{\gamma}$

Lagrangefunktion: $\mathcal{L} = wL + qM + uK + \mu(y - \alpha L^{\beta}M^{\delta}K^{\gamma})$

$$\begin{aligned}
\partial\mathcal{L}/\partial L &= w - \mu\beta\alpha L^{\beta-1}M^{\delta}K^{\gamma} &&= w - \mu\beta y/L \quad \Leftrightarrow L^+ = \mu\beta y/w \\
\partial\mathcal{L}/\partial M &= q - \mu\beta\alpha L^{\beta}M^{\delta-1}K^{\gamma} &&= q - \mu\delta y/M \quad \Leftrightarrow M^+ = \mu\delta y/q \\
\partial\mathcal{L}/\partial\mu &= y - \alpha L^{\beta}M^{\delta}K^{\gamma} = 0
\end{aligned}$$

idet toptegnet $^+$ bruges til at angive de optimale værdier på kort sigt.

Det ses umiddelbart, at for de variable faktorer gælder stadig:

$$\frac{L^+}{M^+} = \frac{q/\delta}{w/\beta}$$

samt at sammenhængen mellem efterspørgslen efter variable produktionsfaktorer på kort og langt sigt er

$$\frac{L^+}{L^*} = \frac{M^+}{M^*} = \frac{\mu}{\mu^*}$$

Vi har

$$y = \alpha(\frac{\mu\beta y}{w})^\beta(\frac{\mu\delta y}{q})^\delta K^\gamma$$

$\Leftrightarrow$

$$y = \alpha\mu^{\beta+\delta}y^{\beta+\delta}(\frac{\beta}{w})^\beta(\frac{\delta}{q})^\delta K^\gamma$$

$\Leftrightarrow$

$$\mu = y^{-1}[(\frac{y}{\alpha})(\frac{w}{\beta})^\beta(\frac{q}{\delta})^\delta K^{-\gamma}]^{\frac{1}{\beta+\delta}}$$

Den optimale arbejdskraftefterspørgsel på kort sigt er således

$$L^+ = \mu y\frac{\beta}{w} = \frac{\beta}{w}\ [(\frac{y}{\alpha})(\frac{w}{\beta})^\beta(\frac{q}{\delta})^\delta K^{-\gamma}]^{\frac{1}{\beta+\delta}}$$

Kortsigtsminimumomkostningsfunktionen bliver således

$SC^*(y,w,q,u,K) = wL^+ + qM^+ + uK = \mu\beta y + \mu\delta y + uK = \mu y(\beta+\delta) + uK$

dvs at

$$\mu = \frac{SC^*(y,w,q,u,K) - uK}{y} \cdot \frac{1}{\beta+\delta}$$

altså, at μ er lig med de *variable* enhedsomkostninger, opskaleret med faktoren $1/(\beta+\delta)$.

Det ses, at de optimale *kortsigtsmarginalomkostninger* er

$SMC^* = \partial SC^*/\partial y = \mu$.

1.3 Sammenhængen mellem kort og langt sigt

Marginalomkostningerne på kort sigt kan skrives

$$\mu = y^{-1}[(\frac{y}{\alpha})(\frac{w}{\beta})^{\beta}(\frac{q}{\delta})^{\delta}]^{\frac{1}{\beta+\delta}}(K\frac{u}{\gamma})^{-\frac{\gamma}{\beta+\delta}}(\frac{u}{\gamma})^{\frac{\gamma}{\beta+\delta}}$$

$$\mu = y^{-1}(\mu^{*}y)^{\frac{\beta+\delta+\gamma}{\beta+\delta}}(K\frac{u}{\gamma})^{-\frac{\gamma}{\beta+\delta}}$$

$$\mu = \mu^{*^{(1+\frac{\gamma}{\beta+\delta})}}(\frac{K}{y}\frac{u}{\gamma})^{-\frac{\gamma}{\beta+\delta}}$$

Forholdet mellem marginalomkostningerne på kort og langt sigt er således

$$\frac{\mu}{\mu^{*}} = (\mu^{*}\frac{y}{K}\frac{\gamma}{u})^{\frac{\gamma}{\beta+\delta}} = (\frac{K^{*}}{K})^{\frac{\gamma}{\beta+\delta}}$$

dvs en funktion af K/y forholdet, eller af forholdet K^{*}/K, alt efter smag.

Forholdet mellem arbejdskraftefterspørgselen på kort sigt, $L^{+}=\mu y\beta/w$, og den optimale arbejdskraftefterspørgsel, $L^{*}=\mu^{*}y\beta/w$, er således også

$$\frac{L^{+}}{L^{*}} = \frac{\mu}{\mu^{*}} = (\frac{K^{*}}{K})^{\frac{\gamma}{\beta+\delta}}$$

Det følger trivielt, at for $K=K^{*}$ er:

$$\begin{aligned} \mu &= \mu^{*} \quad \Leftrightarrow \quad \partial SC^{*}(y,w,q,u,K^{*})/\partial y = \partial C^{*}(y,w,q,u)/\partial y \\ L^{+} &= L^{*} \\ M^{+} &= M^{*} \end{aligned}$$

og at

$$\min_{K}\{SC^{*}(y,w,q,u,K)\} = SC^{*}(y,w,q,u,K^{*}) = C^{*}(y,w,q,u)$$

2. CES omkostningsfunktioner

2.1. Langt sigt

Problem: Minimer $c(w,u,q,L,K,M) = wL + qM + uK$
over L,K,M under $y = \alpha(\beta L^{-\varrho} + \gamma K^{-\varrho} + \delta M^{-\varrho})^{-\lambda/\varrho}$

hvor $\beta+\gamma+\delta=1$. Parameteren λ er homogenitetsgraden (normalt=1).

Lagrangefunktion: $\mathcal{L} = wL + qM + uK - \mu^* [y - \alpha(\beta L^{-\varrho} + \gamma K^{-\varrho} + \delta M^{-\varrho})^{-\lambda/\varrho}]$

$$\begin{aligned}
\partial\mathcal{L}/\partial L &= w - \mu^*\lambda y^{(1+\varrho/\lambda)}\alpha^{-\varrho/\lambda}\beta L^{-(1+\varrho)} &&= 0\\
\partial\mathcal{L}/\partial M &= q - \mu^*\lambda y^{(1+\varrho/\lambda)}\alpha^{-\varrho/\lambda}\delta M^{-(1+\varrho)} &&= 0\\
\partial\mathcal{L}/\partial K &= u - \mu^*\lambda y^{(1+\varrho/\lambda)}\alpha^{-\varrho/\lambda}\gamma K^{-(1+\varrho)} &&= 0\\
\partial\mathcal{L}/\partial \mu^* &= y - \alpha(\beta L^{-\varrho} + \gamma K^{-\varrho} + \delta M^{-\varrho})^{-\lambda/\varrho} &&= 0
\end{aligned}$$

hvoraf de optimale faktorefterspørgsler er

$$L^* = [\mu^*\lambda y \frac{y}{\alpha}^{\frac{\varrho}{\lambda}} \frac{\beta}{w}]^{\frac{1}{1+\varrho}}$$

$$M^* = [\mu^*\lambda y \frac{y}{\alpha}^{\frac{\varrho}{\lambda}} \frac{\delta}{q}]^{\frac{1}{1+\varrho}}$$

$$K^* = [\mu^*\lambda y \frac{y}{\alpha}^{\frac{\varrho}{\lambda}} \frac{\gamma}{u}]^{\frac{1}{1+\varrho}}$$

Det ses umiddelbart, at de optimale faktorforhold er fx

$$\frac{L^*}{M^*} = (\frac{q/\delta}{w/\beta})^{\frac{1}{1+\varrho}}$$

(Jf. Cobb-Douglas funktionen, som klart ses at være et specialtilfælde).

Lagrangemultiplikatoren μ^* bestemmes af

$$y = \alpha(\beta L^{*-\varrho} + \gamma K^{*-\varrho} + \delta M^{*-\varrho})^{-\lambda/\varrho}$$

$\Leftrightarrow$

$$y = \alpha[(\mu^*\lambda y \frac{y}{\alpha}^{\frac{\varrho}{\lambda}})^{-\frac{\varrho}{1+\varrho}}[\beta(\frac{\beta}{w})^{-\frac{\varrho}{1+\varrho}} + \delta(\frac{\delta}{q})^{-\frac{\varrho}{1+\varrho}} + \gamma(\frac{\gamma}{u})^{-\frac{\varrho}{1+\varrho}}]]^{-\frac{\lambda}{\varrho}}$$

$\Leftrightarrow$

$$y = (\mu^*\lambda y\frac{y}{\alpha}^{\frac{\varrho}{\lambda}})^{\frac{\lambda}{1+\varrho}}[\beta(\frac{w}{\beta})^{\frac{\varrho}{1+\varrho}}+\delta(\frac{q}{\delta})^{\frac{\varrho}{1+\varrho}}+\gamma(\frac{u}{\gamma})^{\frac{\varrho}{1+\varrho}}]^{-\frac{\lambda}{\varrho}}$$

hvoraf vi finder μ^*:

$$\mu^* = y^{-1}\lambda^{-1}(\frac{y}{\alpha})^{\frac{1}{\lambda}}[\beta(\frac{w}{\beta})^{\frac{\varrho}{1+\varrho}}+\delta(\frac{q}{\delta})^{\frac{\varrho}{1+\varrho}}+\gamma(\frac{u}{\gamma})^{\frac{\varrho}{1+\varrho}}]^{\frac{1+\varrho}{\varrho}}$$

eller, formuleret ved hjælp af substitutionselasticiteten $\sigma=1/(1+\varrho)$.[1]

$$\mu^* = y^{-1}\lambda^{-1}(\frac{y}{\alpha})^{\frac{1}{\lambda}}[\beta(\frac{w}{\beta})^{1-\sigma}+\delta(\frac{q}{\delta})^{1-\sigma}+\gamma(\frac{u}{\gamma})^{1-\sigma}]^{\frac{1}{1-\sigma}}$$

De optimale faktorefterspørgsler bliver

$$L^* =(\frac{w}{\beta})^{-\sigma}(\frac{y}{\alpha})^{\frac{1}{\lambda}}[\beta(\frac{w}{\beta})^{1-\sigma}+\delta(\frac{q}{\delta})^{1-\sigma}+\gamma(\frac{u}{\gamma})^{1-\sigma}]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}$$

$$M^* =(\frac{q}{\delta})^{-\sigma}(\frac{y}{\alpha})^{\frac{1}{\lambda}}[\beta(\frac{w}{\beta})^{1-\sigma}+\delta(\frac{q}{\delta})^{1-\sigma}+\gamma(\frac{u}{\gamma})^{1-\sigma}]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}$$

$$K^* =(\frac{u}{\gamma})^{-\sigma}(\frac{y}{\alpha})^{\frac{1}{\lambda}}[\beta(\frac{w}{\beta})^{1-\sigma}+\delta(\frac{q}{\delta})^{1-\sigma}+\gamma(\frac{u}{\gamma})^{1-\sigma}]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}$$

Minimumsomkostningsfunktionen bliver således

$$C^*(y,w,q,u) = wL^* + qM^* + uK^*$$

$\Leftrightarrow$

$$C^*=(\frac{y}{\alpha})^{\frac{1}{\lambda}}[w(\frac{w}{\beta})^{-\sigma}+q(\frac{q}{\delta})^{-\sigma}+u(\frac{u}{\gamma})^{-\sigma}][\beta(\frac{w}{\beta})^{1-\sigma}+\delta(\frac{q}{\delta})^{1-\sigma}+\gamma(\frac{u}{\gamma})^{1-\sigma}]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}$$

$\Leftrightarrow$

$$C^* = (\frac{y}{\alpha})^{\frac{1}{\lambda}}[\beta(\frac{w}{\beta})^{1-\sigma}+\delta(\frac{q}{\delta})^{1-\sigma}+\gamma(\frac{u}{\gamma})^{1-\sigma}]^{\frac{1}{1-\sigma}} = \mu^* y\lambda$$

Igen ses, at $\partial C^*/\partial y=\mu^*$, dvs. at μ^* kan tolkes som de optimale marginalomkostninger.

---

[1]Følgelig gælder sammenhængene: $\varrho/(1+\varrho)=1-\sigma=\sigma\varrho$; $\varrho=(1-\sigma)/\sigma$; $1+\varrho=1/\sigma$.

2.2. Kort sigt

Problem: Minimer $c(w,u,q,L,K,M) = wL + qM + uK$
over L,M under $y = \alpha(\beta L^{-\varrho} + \gamma K^{-\varrho} + \delta M^{-\varrho})^{-\lambda/\varrho}$

hvor $\beta+\gamma+\delta=1$. Parameteren λ er homogenitetsgraden (normalt=1).

Lagrangefunktion: $\mathcal{L} = wL + qM + uK - \mu\,[y - \alpha(\beta L^{-\varrho} + \gamma K^{-\varrho} + \delta M^{-\varrho})^{-\lambda/\varrho}]$

$$\begin{aligned}
\partial\mathcal{L}/\partial L &= w - \mu\lambda y^{(1+\varrho/\lambda)}\alpha^{-\varrho/\lambda}\beta L^{-(1+\varrho)} &&= 0\\
\partial\mathcal{L}/\partial M &= q - \mu\lambda y^{(1+\varrho/\lambda)}\alpha^{-\varrho/\lambda}\delta M^{-(1+\varrho)} &&= 0\\
\partial\mathcal{L}/\partial\mu &= y - \alpha(\beta L^{-\varrho} + \gamma K^{-\varrho} + \delta M^{-\varrho})^{-\lambda/\varrho} &&= 0
\end{aligned}$$

hvoraf de optimale faktorefterspørgsler er

$$L^{+}=[\mu\lambda y(\frac{y}{\alpha})^{\frac{\varrho}{\lambda}}\frac{\beta}{w}]^{\frac{1}{1+\varrho}}$$

$$M^{+}=[\mu\lambda y\frac{y}{\alpha}^{\frac{\varrho}{\lambda}}\frac{\delta}{q}]^{\frac{1}{1+\varrho}}$$

Det ses umiddelbart, at vi også på kort sigt har at de optimale faktorforhold er

$$\frac{L^{+}}{M^{+}} = (\frac{q/\delta}{w/\beta})^{\frac{1}{1+\varrho}}$$

samt at sammenhængen mellem efterspørgselen efter variable produktionsfaktorer på kort og langt sigt er en simpel funktion af forholdet mellem μ og μ^{*}:

$$\frac{L^{+}}{L^{*}} = \frac{M^{+}}{M^{*}} = (\frac{\mu}{\mu^{*}})^{\frac{1}{1+\varrho}}$$

Lagrangemultiplikatoren μ bestemmes af

$$y = \alpha(\beta L^{*-\varrho} + \delta M^{*-\varrho} + \gamma K^{-\varrho})^{-\lambda/\varrho}$$

$\Leftrightarrow$

$$y = \alpha[(\mu\lambda y(\frac{y}{\alpha})^{\frac{\varrho}{\lambda}})^{-\frac{\varrho}{1+\varrho}}[\beta(\frac{\beta}{w})^{-\frac{\varrho}{1+\varrho}}+\delta(\frac{\delta}{q})^{-\frac{\varrho}{1+\varrho}}] + \gamma K^{-\varrho}\,]^{-\frac{\lambda}{\varrho}}$$

$\Leftrightarrow$

$$(\frac{y}{\alpha})^{-\frac{\varrho}{\lambda}}-\gamma K^{-\varrho} = (\mu\lambda y(\frac{y}{\alpha})^{\frac{\varrho}{\lambda}})^{-\frac{\varrho}{1+\varrho}}[\beta(\frac{\beta}{w})^{-\frac{\varrho}{1+\varrho}}+\delta(\frac{\delta}{q})^{-\frac{\varrho}{1+\varrho}}]$$

$\Leftrightarrow$

$$\mu = [1-\gamma K^{-\varrho}(\frac{y}{\alpha})^{\frac{\varrho}{\lambda}}]^{-\frac{1+\varrho}{\varrho}}[\beta(\frac{\beta}{w})^{-\frac{\varrho}{1+\varrho}}+\delta(\frac{\delta}{q})^{-\frac{\varrho}{1+\varrho}}]^{\frac{1+\varrho}{\varrho}}[\lambda y(\frac{y}{\alpha})^{-\frac{1}{\lambda}}]^{-1}$$

eller, udtrykt ved substitutionselasticiteten σ:

$$\mu = [1-\gamma(K(\frac{y}{\alpha})^{-\frac{1}{\lambda}})^{-\frac{1-\sigma}{\sigma}}]^{-\frac{1}{1-\sigma}}[\beta(\frac{w}{\beta})^{1-\sigma}+\delta(\frac{q}{\delta})^{1-\sigma}]^{\frac{1}{1-\sigma}}[\lambda y(\frac{y}{\alpha})^{-\frac{1}{\lambda}}]^{-1}$$

(bemærk, at det første led i firkantet parentes er en funktion af kapital/output forholdet).

De optimale kortsigtsfaktorefterspørgsler bliver således

$$L^{+} = (\frac{w}{\beta})^{-\sigma}\frac{y}{\alpha}^{\frac{1}{\lambda}}[1-\gamma(K(\frac{y}{\alpha})^{-\frac{1}{\lambda}})^{-\frac{1-\sigma}{\sigma}}]^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}}[\beta(\frac{w}{\beta})^{1-\sigma}+\delta(\frac{q}{\delta})^{1-\sigma}]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}$$

$$M^{+} = (\frac{q}{\delta})^{-\sigma}\frac{y}{\alpha}^{\frac{1}{\lambda}}[1-\gamma(K(\frac{y}{\alpha})^{-\frac{1}{\lambda}})^{-\frac{1-\sigma}{\sigma}}]^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}}[\beta(\frac{w}{\beta})^{1-\sigma}+\delta(\frac{q}{\delta})^{1-\sigma}]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}$$

Kortsigtsminimumsomkostningsfunktionen bliver

$$SC^{*}(y,w,q,u,K) = wL^{+} + qM^{+} + uK$$

$\Leftrightarrow$

$$SC^{*} = [w(\frac{w}{\beta})^{-\sigma}q(\frac{q}{\delta})^{-\sigma}]\frac{y}{\alpha}^{\frac{1}{\lambda}}[1-\gamma(K(\frac{y}{\alpha})^{-\frac{1}{\lambda}})^{-\frac{1-\sigma}{\sigma}}]^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}}[\beta(\frac{w}{\beta})^{1-\sigma}+\delta(\frac{q}{\delta})^{1-\sigma}]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}+uK$$

$$SC^{*} = (\frac{y}{\alpha})^{\frac{1}{\lambda}}[1-\gamma(K(\frac{y}{\alpha})^{-\frac{1}{\lambda}})^{-\frac{1-\sigma}{\sigma}}]^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}}[\beta(\frac{w}{\beta})^{1-\sigma}+\delta(\frac{q}{\delta})^{1-\sigma}]^{\frac{1}{1-\sigma}} + uK$$

2.3. Forholdet mellem kort og langt sigt

Det kan vises, at K^{*} minimerer SC^{*} over K for vilkårlige inputpriser w, q og u. Desuden er $\mu=\mu^{*}$ for $K=K^{*}$, da

$$\frac{L^{+}}{L^{*}} = \frac{M^{+}}{M^{*}} = (\frac{\mu}{\mu^{*}})^{\frac{1}{1+\varrho}}$$

Da vi må have, at $L^{+}=L^{*}$ for $K=K^{*}$, må vi således også have at $\mu=\mu^{*}$. Mere præcist er

$$\frac{\mu}{\mu^*}=[1-\gamma(K^{-\frac{1-\sigma}{\sigma}}(\frac{y}{\alpha})^{\frac{1-\sigma}{\sigma\lambda}}]^{-\frac{1}{1-\sigma}}[\beta(\frac{w}{\beta})^{1-\sigma}+\delta(\frac{q}{\delta})^{1-\sigma}]^{\frac{1}{1-\sigma}}[\beta(\frac{w}{\beta})^{1-\sigma}+\delta(\frac{q}{\delta})^{1-\sigma}+\gamma(\frac{u}{\gamma})^{1-\sigma}]^{-\frac{1}{1-\sigma}}$$

$$(\frac{\mu}{\mu^*})^{-(1-\sigma)} = [\beta(\frac{w}{\beta})^{1-\sigma}+\delta(\frac{q}{\delta})^{1-\sigma}+\gamma(\frac{u}{\gamma})^{1-\sigma}-\gamma(K^{-\frac{1-\sigma}{\sigma}}(\frac{u}{\gamma})^{1-\sigma}K^{*\frac{1-\sigma}{\sigma}}][\beta(\frac{w}{\beta})^{1-\sigma}+\delta(\frac{q}{\delta})^{1-\sigma}]^{-1}$$

$$(\frac{\mu}{\mu^*}) = [1+\frac{\gamma(\frac{u}{\gamma})^{1-\sigma}[1-(\frac{K}{K^*})^{\frac{1-\sigma}{\sigma}}]}{\beta(\frac{w}{\beta})^{1-\sigma}+\delta(\frac{q}{\delta})^{1-\sigma}}]^{-\frac{1}{1-\sigma}}$$

hvoraf let ses, at $\mu/\mu^*=1$ for $K=K^*$.

Vi har derfor, ligesom i Cobb-Douglas tilfældet at

$\min_K\{SC^*(y,w,q,u,K)\} \quad = SC^*(y,w,q,u,K^*) \quad = C^*(y,w,q,u)$

og at for $K=K^*$ er

$\mu \quad = \mu^* \quad \Leftrightarrow \quad \partial SC^*(y,w,q,u,K^*)/\partial y \quad = \partial C^*(y,w,q,u)/\partial y$
$L^+ \quad = L^* \quad$ og $\quad M^+ \quad = M^*$

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir*

Asger Olsen
Karsten Theil Hansen

4.maj 1992

Aggregering og homogenitet i ADAMs eksportgrupper

Resumé:

I lyset af den foreliggende modellering af eksportsiden i ADAM, gennemgår papiret homogeniteten inden for hver af ADAMs eksportgrupper. Mere konkret sammenlignes mængde- og prisudviklingen mellem de enkelte varer, og nogle simple mål for homogeniteten beregnes.

Papiret er beskrivende og af typen "figur-tabel-kommentar", og bør som sådan kunne læses rimelig hurtigt. Formålet med papiret er primært at "lære data at kende", inden estimationerne påbegyndes, samt at undersøge, om en yderligere disaggregering af eksportgrupperne er nødvendig.

---

p:\wp\ekshomo

Nøgleord: eksport,aggregering,enhedsværdier

Indledning

Formålet med dette papir er at undersøge homogeniteten mellem de enkelte varegrupper, som udgør en given eksportgruppe i ADAM. Herved kan man efterse om aggregeringsniveauet er rimeligt med henblik på den foreliggende modellering af eksportsiden. En lignende, men noget ældre analyse for importsiden er foretaget i arbejdsnotat fra modelgruppen nr. 19, afsnit 9.4.

ADAMs eksportgruppering følger i store træk den encifrede SITC-gruppering.[1] Tabel 1 opsummerer kort eksportgrupperingen i ADAM.

Tabel 1. ADAMs SITC-fordelte eksportgruppering.

ADAM-gruppe	0	1	2	3	5	6	7q	8
SITC-nr.	00-09	11-12	21-29,41-43	32-35	51-59	61-69	71-79	81-89,93-97

Herudover hives den del af SITC 79 som udgøres af skibe, fly og boreplatforme ud, og kaldes 7y.

Det interessante spørgsmål er nu om den i tabel 1 foretagne aggregering er rimelig. En rimelig aggregering må kræve, at prisudviklingen og/eller mængdeudviklingen ikke er væsentlig forskellig for de varer, som udgør en given gruppe. Prisudviklingen er homogen, hvis de enkelte varers prisindeks i en gruppe udvikler sig identisk, mens mængdeudviklingen er homogen, hvis mængderne udvikler sig proportionalt, d.v.s. at de enkelte varers markedsandele er konstante. Rent input-output-teknisk er det nok at *enten* prisudviklingen *eller* mængdeudviklingen er homogen indenfor en gruppe. Med hensyn til en modellering af eksportsiden kan man tænke sig både pris- og mængdehomogenitet og kun prishomogenitet. Ud fra et økonomisk synspunkt må en varegruppe dog nødvendigvis betegnes som heterogen, hvis varerne i gruppen ikke har identisk prisudvikling: En situation med forskellig prisudvikling, men identisk mængdeudvikling for varerne i gruppen er svær at give en fornuftig økonomisk fortolkning.

En uensartet mængdeudvikling inden for en gruppe er ikke nødvendigvis et problem, men den kan måske alligevel indikere forhold, der kræver nærmere opmærksomhed.

Datagrundlaget for analysen er serier for udførslen i 1980-priser, samt et enhedsværdiindeks for varer under den tocifrede SITC-gruppering.[2]

I det følgende sammenlignes eksportudviklingen i faste priser kaldet $fea<i>$ og prisindekset kaldet $pea<i>$ for varerne indenfor hver eksportgruppe. Hvis

[1] I appendiks 1 er varetyperne i den tocifrede SITC-gruppering opstillet.

[2] Se papiret "Enhedsværdier i ADAMs eksportgrupper", Asger Olsen og Karsten Theil Hansen, 4. maj 1992, for en nærmere dokumentation af data.

der er store umiddelbare forskelle i udviklingen inden for en gruppe, kan dette tages som tegn på et evt. aggregeringsproblem.

Ud over figurer med pris og mængde-udviklingen præsenteres også nogle simple korrelationsdiagrammer. Desuden er der udregnet et summarisk homogenitetsmål for hver serie. Målet har følgende udseende:

$$h_i = \sum_{t=1971}^{1988} \left| (pea_{it} - pea._t)(q_{it} - q._t) \right|$$

hvor q er et indeks for eksporten i faste priser, og pea. og q. hhv. betegner det aggregerede prisindeks og det aggregerede mængdeindeks for den gruppe som kapitel i tilhører. Hvis *enten* priserne *eller* mængderne (eller begge) indenfor en given gruppe udvikler sig identisk, vil h være lille. Et stort h vil omvendt være indikation på at varen er atypisk i forhold til varerne i resten af sin gruppe. Det skal bemærkes, at mængderne indgår som et indeks og ikke som et kronebeløb, således at h-målet ikke tager højde for, at det er vigtigere, at en "stor" vare ikke er atypisk end en lille er det. Derfor udregnes også et relativt homogenitetsmål, h_r, som er lig h gange mængden i basisåret 1980.

E0 - SITC 0

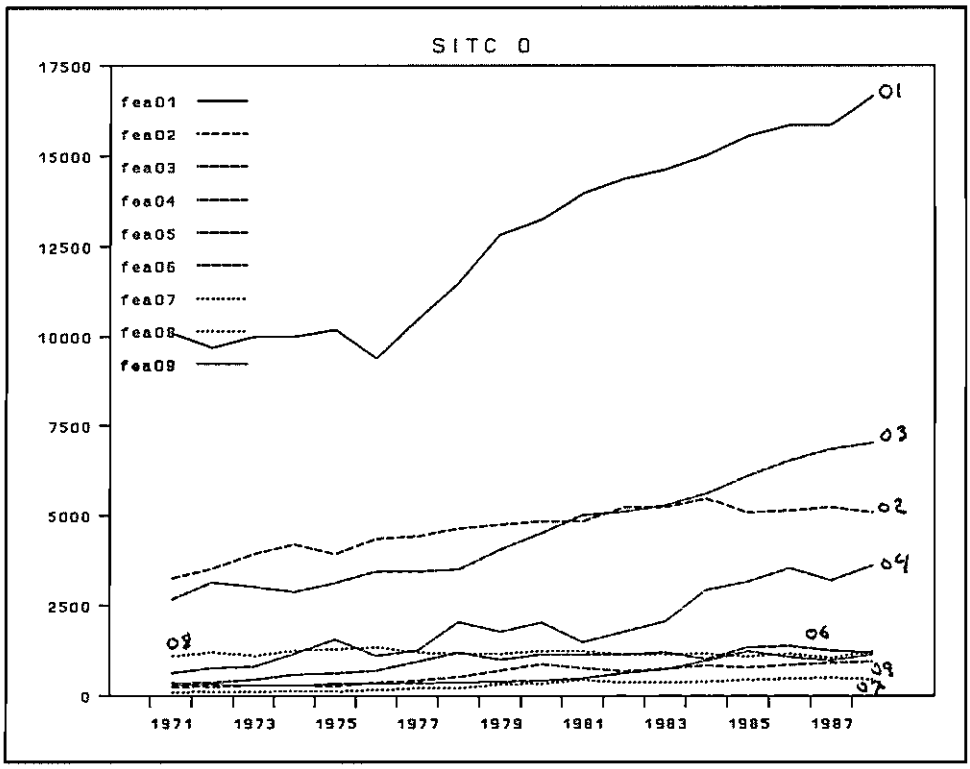
Nedenstående figur viser eksporten i faste priser for kapitlerne 01 - 09, som udgør ADAMs eksportgruppe *E0*.[3]

De fire langt vigtigste kapitler er 01, 02, 03 og 04. Mens 01, 03 og 04 har haft en nogenlunde konstant markedsandel gennem perioden (de har en "fælles" trend), har 02's markedsandel været svagt faldende.

For de resterende kapitler må man sige, at det er svært at få et indtryk af udviklingen via figuren p.gr.a. mængdernes store niveauforskelle. Man kan derfor alternativt beregne de empiriske korrelationskoefficienter mellem de enkelte kapitler. Nedenfor er vist en (lidt speciel) korrelationsmatrice for serierne *fea00-09*, hvor ☻ symboliserer en korrelationskoefficient større end 0.75 og ⊗ en korrelationskoefficient mindre end -0.75.

[3] *fea00* (levende dyr, spiselige) er udeladt i figuren, idet den i forhold til de indtegnede er numerisk ubetydelig.

Figur 1. *fea01 - fea09*, mio. 1980 kr.



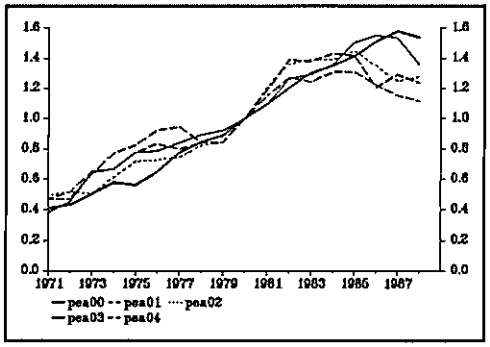
Tabel 1. Korrelationsmatrix for E0

	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09
00										
01										
02	⊗	●								
03	⊗	●	●							
04	⊗	●	●	●						
05		●		●	●					
06	⊗	●	●	●	●					
07	⊗	●	●	●	●	●	●			
08										
09	⊗	●	●	●	●	●	●	●		

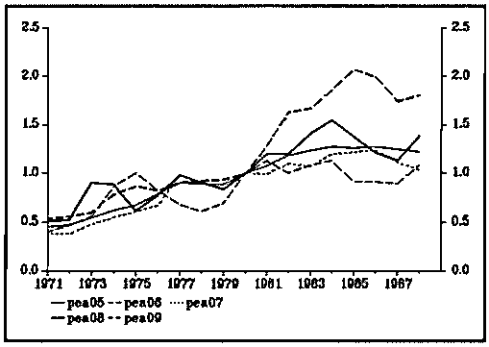
Selv om man skal være varsom, når korrelationer mellem ikke-stationære tidsserier fortolkes, så giver de empiriske korrelationskoefficienter dog en vis form for oplysning om homogeniteten indenfor en eksportgruppe. I visse tilfælde kan f.eks. en høj negativ korrelationskoefficient (⊗) udlægges som substitution mellem kapitlerne indenfor en gruppe. Korrelationsmatricen for *E0* viser, at stort set alle serier undtaget 00 (spiselige levende dyr) og 08 (foderstoffer) er højt korreleret med hinanden. Kapitel 00's negative korrelationskoefficienter kan næppe fortolkes som substitution, idet 00 ikke er negativt korreleret med den eneste plausible substitutionsmulighed 01. 00 er desuden for lille til at vække bekymring. Her ud over ser det ud til, at 01 (kød) og 04 (korn) indeholder samme kortsigtede bevægelser. Alt i alt ser mængdeudviklingen rimeligt homogen ud.

Figur 2 og 3 viser prisudviklingen for varerne i gruppe 0.

Figur 2. *pea00-pea04*, 1980=1.



Figur 3. *pea05-pea09*, 1980=1.



Priserne er præget af et noget rodet og ikke synderligt ensartet udseende. Det mest iøjnefaldende er den meget kraftige stigning i *pea09* (diverse næringsmidler) efter 1980. Det er derudover interessant at se, at der i flere af serierne genfindes dollarens stigning mellem 1979 og 1984, og fald mellem 1984 til 87. Dette billede findes i serierne 01, 02 (mejeriprodukter), 04, 08 og 09. I lyset af DKs medlemsskab af EF kan det umiddelbart undre, at landbrugsgrupperne 01, 02, 04 er påvirket af bevægelser i dollarkursen. En mulig forklaring er, at det for flere af varegrupperne, specielt korn, gælder, at EF sænker sin interventionspris, når verdensmarkedsprisen falder. Desuden foretages der ikke støtteopkøb på svinekød-og mælkeområdet. Rent aggregeringsmæssigt er det plagsomt, at de øvrige gruppers prisindeks ikke følger med "ned" efter 1984/85.

Tabel 2. Homogenitetsmål for E0.

SITC-nr.	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09
h	0.86	0.03	0.07	0.25	0.23	0.46	0.41	0.41	0.40	1.14
h_r	2.34	3.38	3.62	11.3	4.68	1.96	4.65	1.43	4.96	10.0

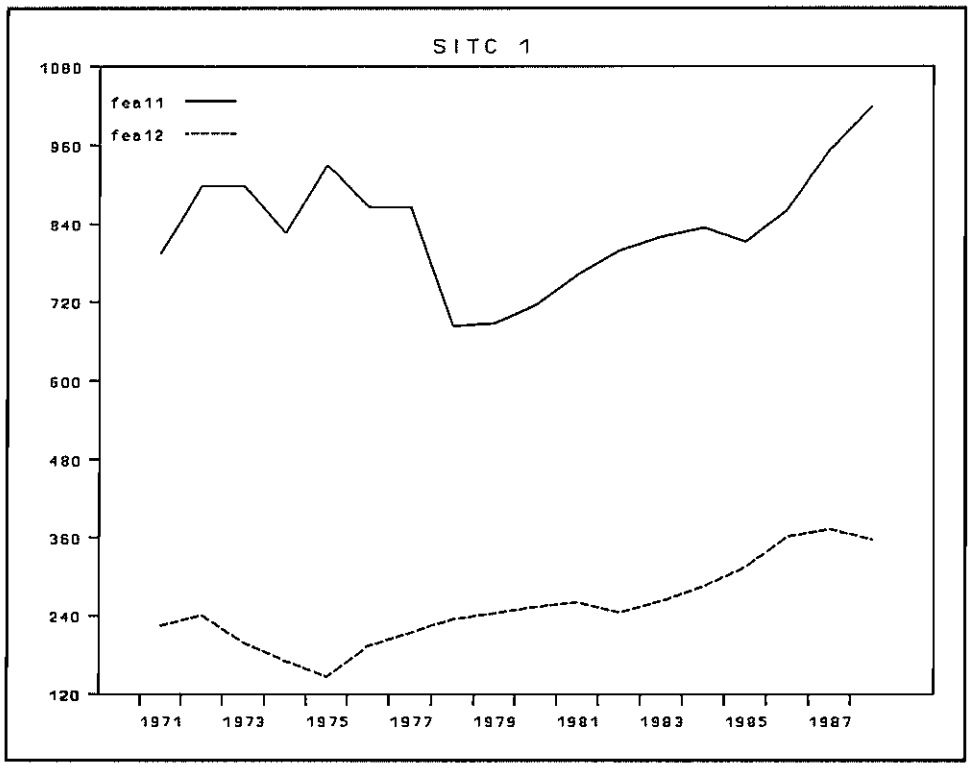
Det er den atypiske mængdeudvikling for 00, som får h_{00} til at slå ud, mens det er 09's atypiske prisudvikling, som får h_{09} til at slå ud. Det relative homogenitetsmål afslører imidlertid, at det kun er kritisk for 09. Her ud over ses 03 at adskille sig. Dette skyldes, at *pea03* stiger kraftigt fra 1985 til 1987, hvor de øvrige prisindeks falder eller er konstante.

Sammenlagt er billedet for E0 tåleligt. De fire vigtigste kapitlers mængder udvikler sig på langt sigt omtrent identisk og har hver især en nogenlunde konstant markedsandel. Dog vækker det en vis grad af bekymring, at prisudviklingen, som faktisk er vigtigere end mængdeudviklingen, er præget af visse inhomogeniteter.

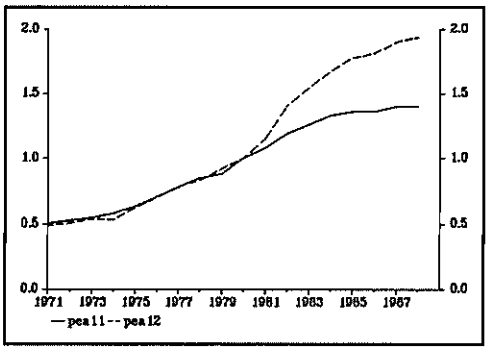
E1 - SITC 1

Her er der ikke så meget at sige. Kapitel 11 (drikkevarer) er langt den største (ca. 70 pct.). Efter 1977-78 ser 11 og 12 (tobak) ud til at have en nogenlunde identisk underliggende trendudvikling, dog flader 12 ud i de seneste år.

Figur 4. *feal1 og feal2*, mio. 1980 kr.



Figur 5. *peal1-12.* 1980=1.



Prisudviklingen ses at være identisk op til 1980, hvor efter peal2 stiger meget kraftigt, mens peal1 blot følger sin trend.

Det er tydeligvis også denne kraftige prisstigning, som får homogenitetsmålene for 12 til at slå ud (jvf. tabel 3).

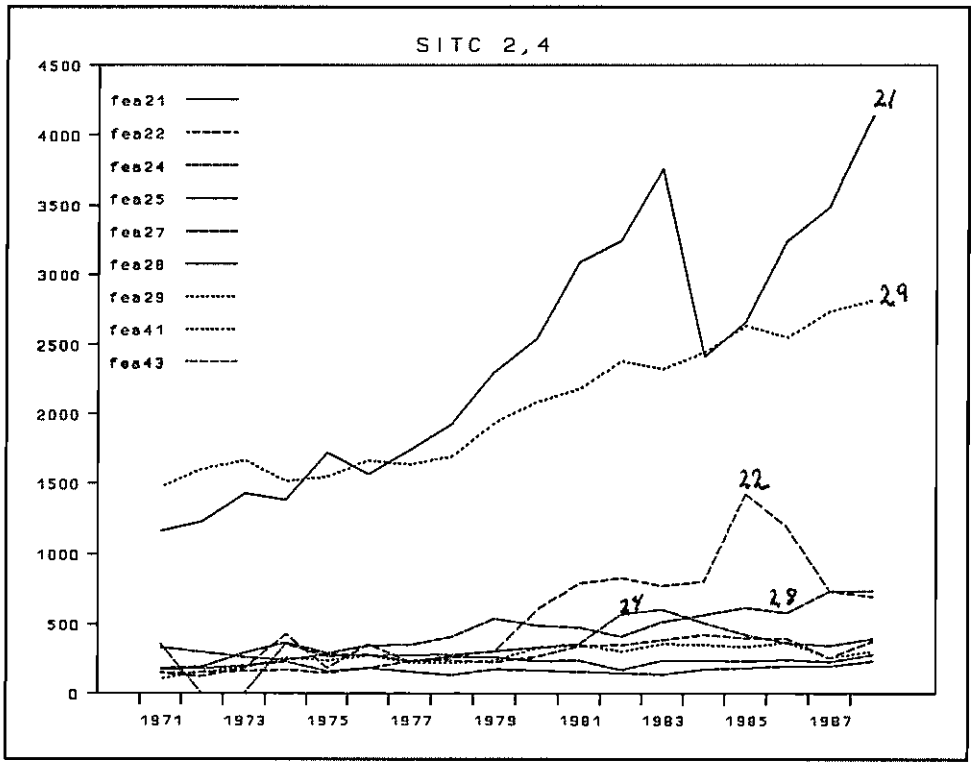
Alt taget i betragtning er problemet dog ikke stort, og aggregeringen i E1 synes acceptabel.

Tabel 3. Homogenitetsmål for E1.

SITC-nr.	11	12
h	0.02	0.19
h_r	0.17	0.49

E2 - SITC 2 og 4

Figur 6. *fea21-22, fea24-25, fea27-29, fea41, fea43.* Mio 1980 kr.



De to dominerende kapitler er 21 (huder, skind og pelsskind) og 29 (animalske og vegetabilske materialer)[4]. Disses niveau er stærkt korreleret (se nedenfor), men 29 er meget stabil om sin trend, mens 21 udviser kraftige svingninger efter 1981. For 21 gælder imidlertid helt specielle afsætningsforhold, som sandsynligvis er årsag til seriens forløb. Ud over dette er det eneste atypiske for mængdeudviklingen en pudsig højkunjunktur for kapitel 22 (olieholdige frø og frugter) mellem 1980 og 1987. Korrelationsmatricen giver følgende billede:

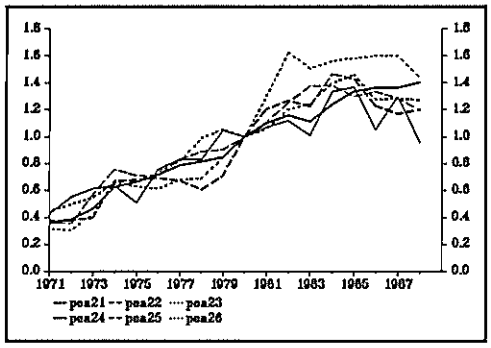
Tabel 4. Korrelationsmatrix for SITC 2 og 4.

	21	22	23	24	25	26	27	28	29	41	42	43
21												
22												
23	●											
24												
25												
26	●		●									
27												
28	●		●			●						
29	●	●	●			●		●				
41		●										
42												
43	●	●		●					●	●		

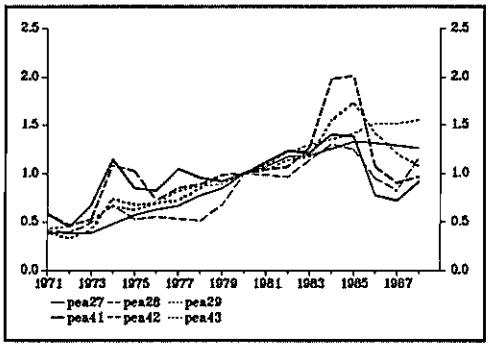
[4]Af samme årsag som i fodnote 3 er fea23, fea26 og fea42 udeladt af figuren.

Korrelationsmatricen er her mindre pæn end de forrige gruppers. Det eneste opløftende er, at de to største kapitler, 21 og 29, er højt korreleret.

Figur 7. *pea21-26*, 1980=1.



Figur 8. *pea27-29,41-43*, 1980=1.



Også for denne gruppe er der problemer med homogeniteten i prisudviklingen. Igen synes problemet at være, at visse prisindeks falder med dollaren, mens andre er upåvirkede, hvilket kunne tyde på, at der for den aggregerede gruppe ikke er nogen veldefineret verdensmarkedspris, idet varerne simpelt hen ikke sælges på samme markeder. Specielt synes *pea41-43* (animalske og vegetabilske olier) at være stærkt influereret af dollarkursen. Flere af prisserierne har et uroligt forløb, som giver mistanke om målefejl på enhedsværdierne på grund af mængdeforskydninger.

Tabel 5. Homogenitetsmål for E2.

SITC-nr.	21	22	23	24	25	26	27	28	29	41
h	0.14	0.35	3.66	0.24	0.36	0.31	0.60	0.33	0.10	0.70
SITC-nr.	42	43								
h	0.98	0.28								
SITC-nr	21	22	23	24	25	26	27	28	29	41
h_r	3.49	2.14	0.18	0.82	0.61	0.27	1.40	1.62	2.04	2.28
SITC-nr.	42	43								
	1.23	0.75								

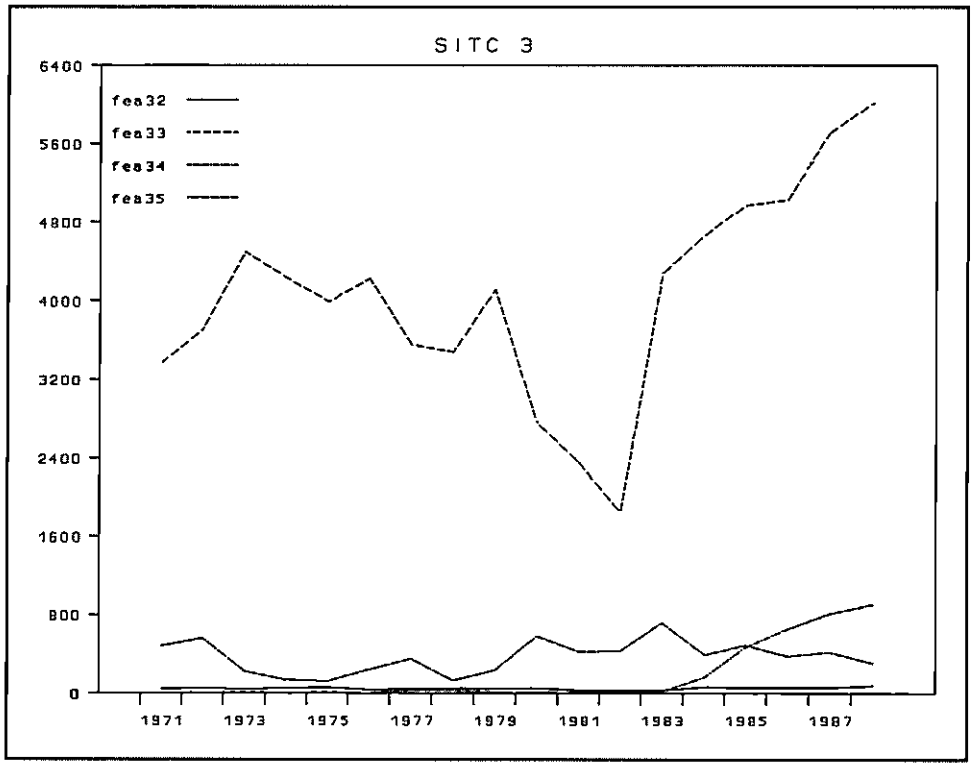
Kapitel 23's (gummi) atypiske prisudvikling får *h23* til at slå ud, men relativt har kapitlet lille vægt, jf. *hr23*. Kapitel 21's og 22's specielle mængdeudviklinger ses klart i *hr21* og *hr22*. Selv om prisindeksene for kapitel 41-43 skiller sig ud, er disse kapitler numerisk for små til, at en adskillelse af disse kan komme på tale.

Helhedsindtrykket er ikke så pænt. Her til må man dog også sige, at de indgående varer er forholdsvis differentierede, gående ligefra gummi og metalaffald til vegetabilske olier. Samlet er problemet ikke så stort, idet E2 kun udgør omkring 6-7 pct. af den samlede eksport.

E3 - SITC 3

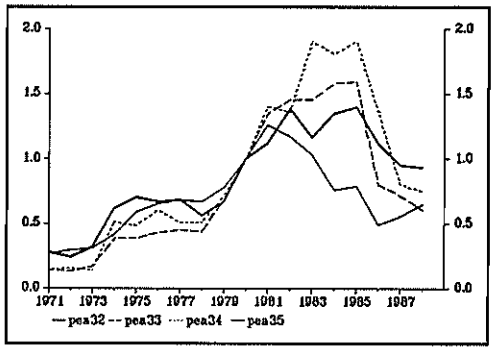
SITC 3 er råstoffer bestående af kul, olie, gas og strøm. Som det ses af nedenstående figur, er olien (33) langt det vigtigste kapitel.

Figur 9. *fea32-35*. Mio. 1980 kr.



Korrelationsdiagrammet (ikke vist) giver ingen ekstra information andet end at 33 og 34 (gas) er højt korreleret. Det eneste bemærkelsesværdige ved denne gruppe er gassens stigende markedsandel (fra 0 til ca. 10 pct.) op gennem 1980'erne.

Figur 10. *pea32-35*, 1980=1.



Prisudviklingen er her nogenlunde. Der er ikke markante forskelle mellem de enkelte prisserier, dog er *pea32* (kul og koks) en smule afvigende i 80'erne.

Da gruppens aggregerede bevægelser stort set er identiske med 33's bevægelser, er homogenitetsmålene meget pæne for 33. Da mængde- og til dels også prisudviklingen, for 34 og 35 (strøm) afviger fra 33, får disse kapitler store homogenitetsmål.

Alt i alt vækker aggregeringen i denne gruppe dog ikke de store bekymringer.

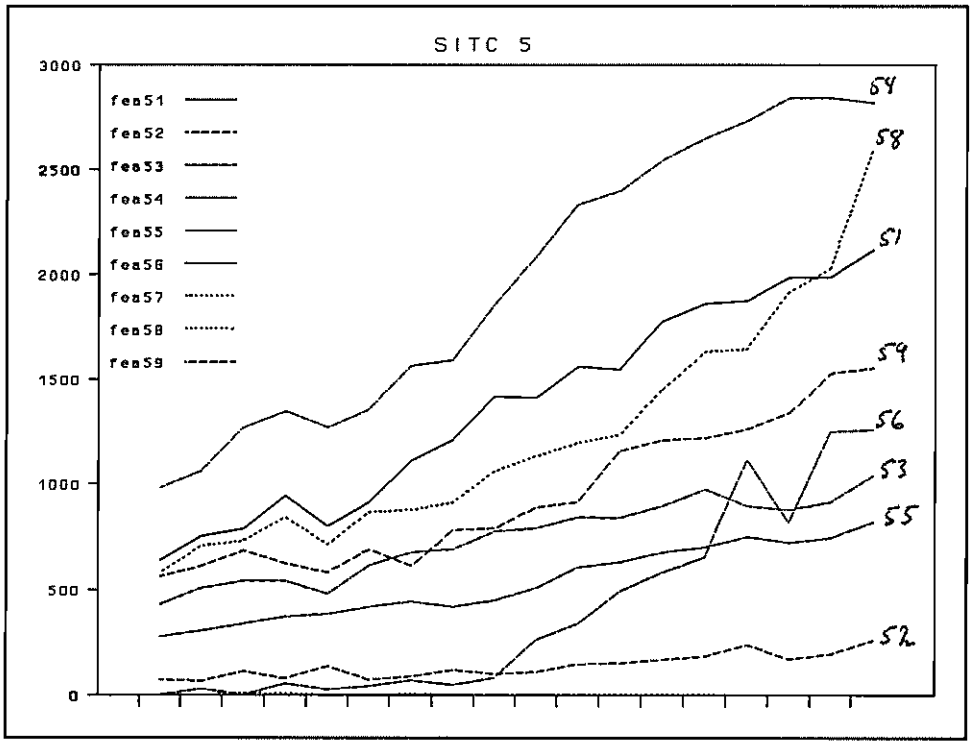
Tabel 6. Homogenitetsmål for E3.

SITC-nr.	32	33	34	35
h	1.77	0.03	34.6	2.7
h_r	0.96	0.78	6.23	15.81

E5 - SITC 5

SITC 5 er kemikalier og kemiske produkter heraf. Figur 5 viser et meget fint billede for mængdeudviklingen for denne gruppe. Stort set alle serier har samme trend og en konstant markedsandel gennem perioden. Tilsyneladende befinder kemikaliemarkederne sig i en steady-state. De eneste afvigende serier er 56 (gødningsstoffer) og 58 (plast), hvis markedsandele har været kraftigt stigende.

Figur 11. *fea51-59.* Mio 1980 kr.

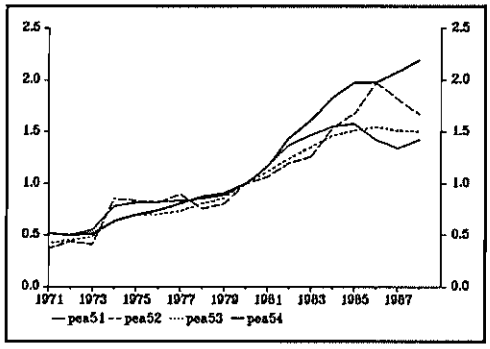


Korrelationsmatricen kan kun bekræfte, at mængderne udvikler sig meget ensartet. Eneste gruppe som skiller sig ud, er 57 (sprængstoffer) som imidlertid er numerisk meget lille.

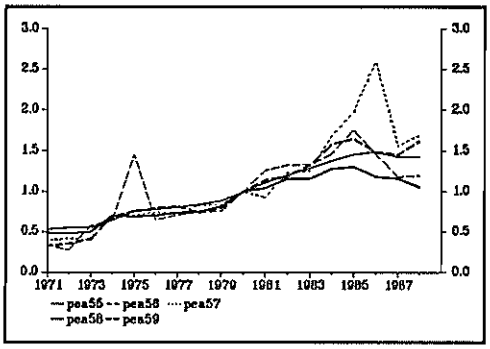
Tabel 7. Korrelationsmatrix for SITC 5.

	51	52	53	54	55	56	57	58	59
51									
52	●								
53	●	●							
54	●	●	●						
55	●	●	●	●					
56	●	●	●	●	●				
57									
58	●	●	●	●	●	●			
59	●	●	●	●	●	●		●	

Figur 12. *pea51-54*, 1980=1.



Figur 13. *pea55-59*, 1980=1.



Det eneste prisindeks, som ikke falder efter 1985 er *pea54*. Dette er problematisk, idet 54 (medicinske og pharmaceutiske produkter) er den numerisk største serie. 54's atypiske prisudvikling ses tydeligt i homogenitetsmålene for denne serie. Ud over dette træder også *pea56*'s kraftige "hop" i 1975 frem. Dette kunne ligne en fejl i statistikken, men tredoblingen af enhedsværdien fremgår af flere publikationer, så der er næppe tale om en trykfejl. Derimod falder kvantumindekset for gruppe 56 med 50 pct. i 1975, så her er nok tale om et typisk "enhedsværdihop" på grund af mængdeforskydninger. 57's prisindeks er også lidt mærkeligt, men som før nævnt er denne serie for lille til at vække bekymring.

Ud over enkelte skønhedsfejl, specielt under prisudviklingen, er aggregeringen i gruppe E5 dog ganske pæn. Igen er det imidlertid problematisk, at det er prisudviklingen og ikke mængdeudviklingen, som er uensartet.

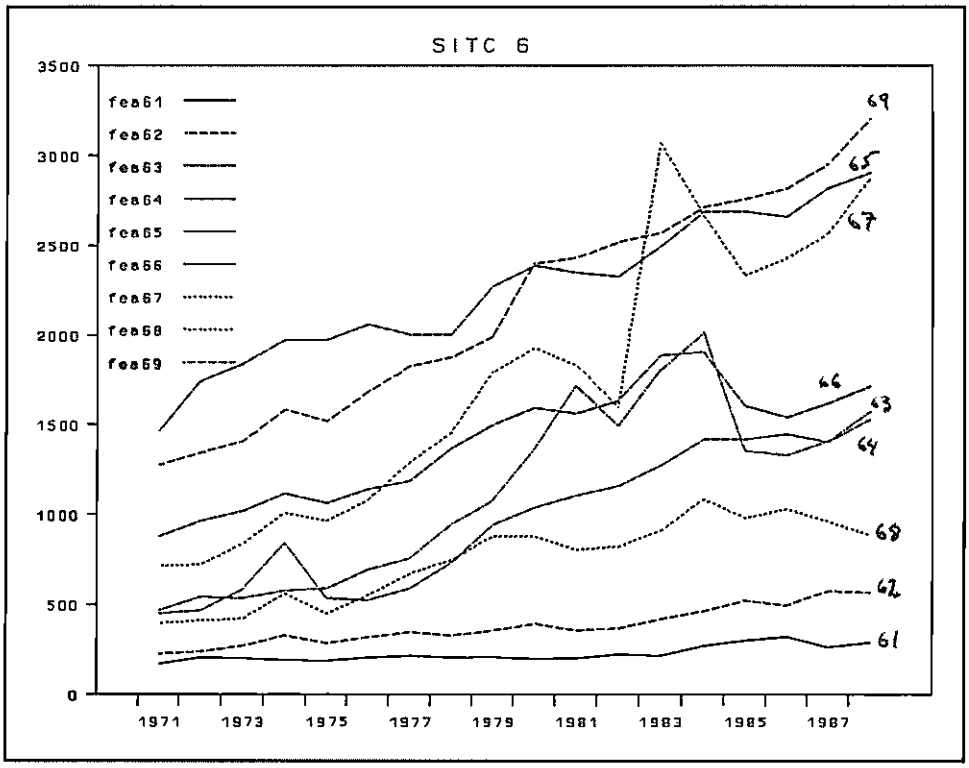
Tabel 8. Homogenitetsmål for E5.

SITC-nr.	51	52	53	54	55	56	57	58	59
h	0.11	0.41	0.11	0.53	0.07	3.53	1.76	0.47	0.09
h_r	1.52	0.45	0.89	11.1	0.34	9.33	0.09	5.29	0.82

E6 - SITC 6

SITC 6 indeholder forskellige former for bearbejdede varer og halvfabrikata.

Figur 14. *fea61-69.* Mio. 1980 kr.



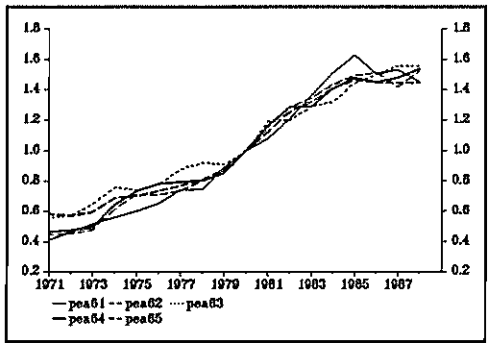
Af figur 14 fremgår det at denne gruppe også er rimelig homogen. Serierne har alle samme trendmæssige udvikling gennem perioden. Kapitlerne 67 (jern og stål), 66 (varer af ikke-metalliske mineraler) og 63 (træ og korkvarer, undt. møbler) har derudover også nogenlunde identiske konjunkturelle svingninger.

Korrelationsmatricen giver heller ikke grund til nogen bekymring.

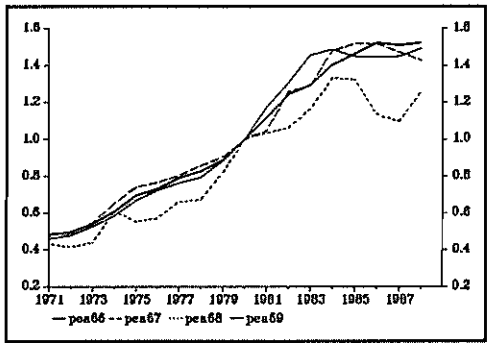
Tabel 9. Korrelationsmatrix for SITC 6

	61	62	63	64	65	66	67	68	69
61									
62	●								
63									
64	●	●	●						
65	●	●	●	●					
66		●	●	●	●				
67		●	●	●	●	●			
68	●	●	●	●	●	●			
69	●	●	●	●	●	●	●	●	

Figur 15. *pea61-65*, 1980=1.



Figur 16. *pea66-69*, 1980=1.



For priserne ses det, at det faktisk kun er *pea68* (ikke jernholdige metaller), som skiller sig ud ved at have en lidt svagere stigningstakt end de øvrige prisserier. Dette er dog ikke alvorligt, jvf. h_r*68* i tabel 10. Konjunktursvingningerne i kapitel 63's og 67's mængder slår ud i h_r*63* og h_r*67*, men ikke kraftigt nok til at vække bekymring.

Tabel 10. Homogenitetsmål for E6.

SITC-nr.	61	62	63	64	65	66	67	68	69
h	0.29	0.07	0.19	0.05	0.05	0.03	0.07	0.22	0.01
h_r	0.59	0.29	2.65	0.57	1.08	0.47	1.31	1.90	0.29

Sammenlagt er der ingen problemer med aggregeringsniveauet i gruppe E6.

E7q - SITC 7

Denne grupper indeholder maskiner og transportmidler eksklusiv skibe og fly.

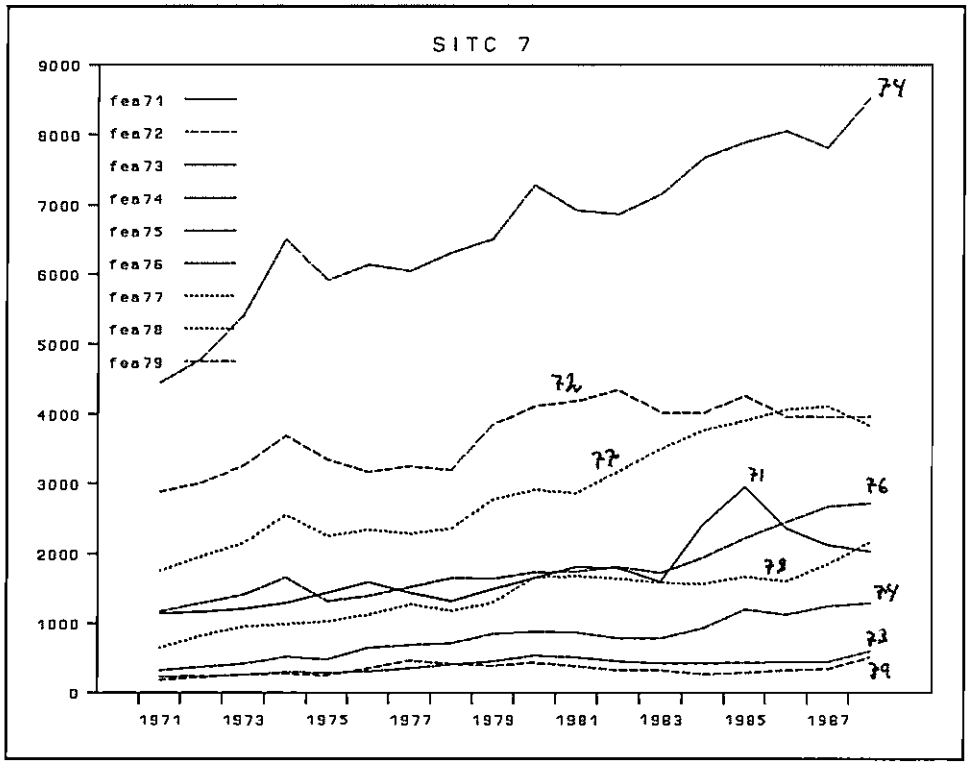
Figur 17 afslører ikke nogen åbenlyse problemer med mængderne. Udover at have nogenlunde samme trend har flere af kapitlerne også samme konjunktursvingninger. Dog ser 74 (maskiner og tilbehør til industri) ud til at have en lidt kraftigere vækst end de øvrige serier i gruppen. Desuden ses en lidt underlig "pukkel" i 71 (kraftmaskiner og motorer) efter 1983.

Af korrelationsmatricen ses det, at den eneste afvigende serie er den numerisk negligible 79 (andre transportmidler).

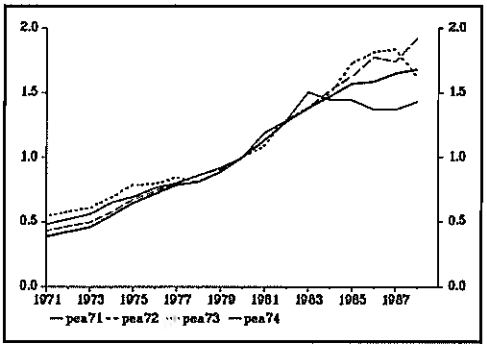
Tabel 11. Korrelationsmatrix for SITC 7

	71	72	73	74	75	76	77	78	79
71									
72									
73		●							
74	●	●	●						
75	●	●	●	●					
76	●			●	●				
77	●	●		●	●	●			
78		●	●	●	●	●			
79									

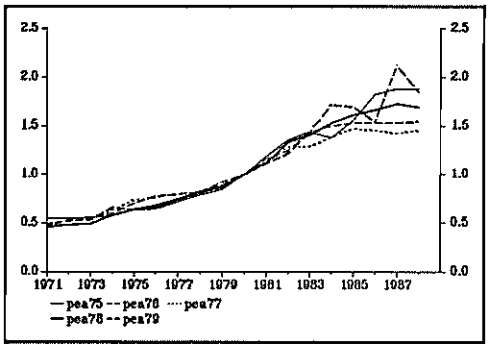
Figur 17. *fea71-79*. Mio. 1980 kr.



Figur 18. *pea71-74*, 1980=1.



Figur 19. *pea75-79*, 1980=1.



Prisudviklingen er rimelig pæn. I 1980'erne er der ikke overraskende noget større divergens mellem serierne end i 1970'erne. Specielt ser *pea79* og *pea71* ud til at skille sig ud. 79 er imidlertid for lille til at skabe problemer, jf. h_r*79*.

De største relative homogenitetsmål findes for 72 og 77, hvilket primært skyldes en atypisk prisudvikling for disse kapitler (*pea72* stiger kraftigt i slutningen af 1980'erne, mens *pea77*'s niveau er mindre end de øvrige seriers i 1980'erne). Denne uensartethed er dog ikke markant og "stabil" nok til at en yderligere disaggregering kan komme på tale.

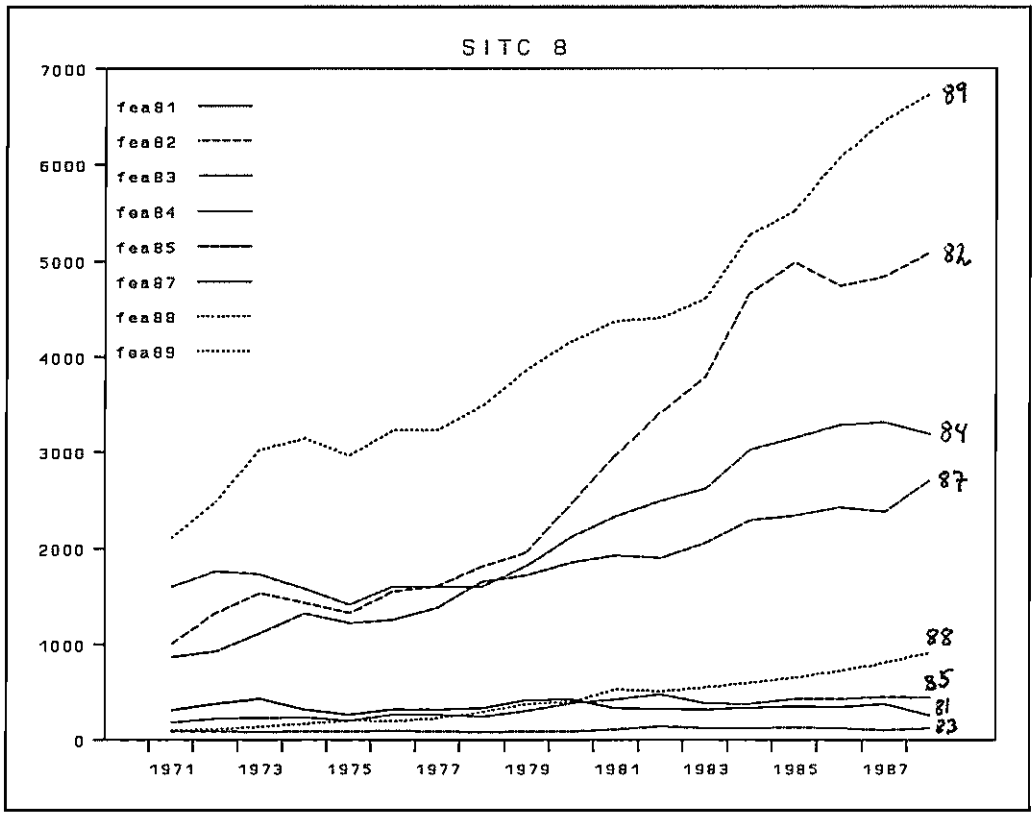
Tabel 12. Homogenitetsmål for E7.

SITC-nr.	71	72	73	74	75	76	77	78	79
h	0.20	0.15	0.37	0.01	0.25	0.12	0.16	0.06	0.50
h_r	3.30	6.05	2.00	0.93	2.21	2.02	4.74	1.05	2.19

E8 - SITC 8

Gruppen indeholder bearbejdede varer ikke andet sted nævnt, så som møbler, beklædning og fodtøj.

Figur 20. *fea81-85, fea87-89.* Mio. 1980 kr.



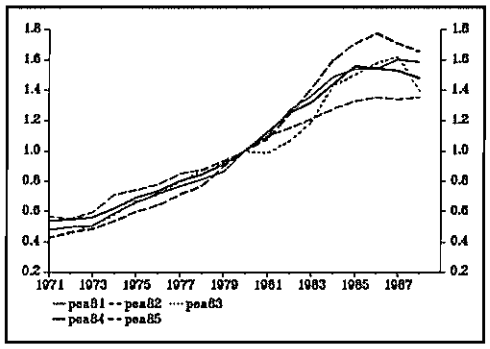
I denne gruppe ser der heller ikke ud til at være de store problemer. De fire vigtigste kapitler er 89 (diverse forarbejdede varer), 82 (møbler), 84 (beklædning) og 87 (tekniske og videnskabelige instrumenter). 82's markedsandel stiger kraftigt i perioden 1979-1984. Dette kunne være tegn på, at den indenlandske byggekrise i denne periode har fået møbelindustrien til at vende sig mod eksportmarkederne i stedet for hjemmemarkedet.

Korrelationsmatricen viser ingen tegn på, at der skulle være nogen større problemer med ensartetheden i mængdeudviklingen. Kapitel 81 er ikke korreleret med de andre serier, men det er et numerisk lille kapitel.

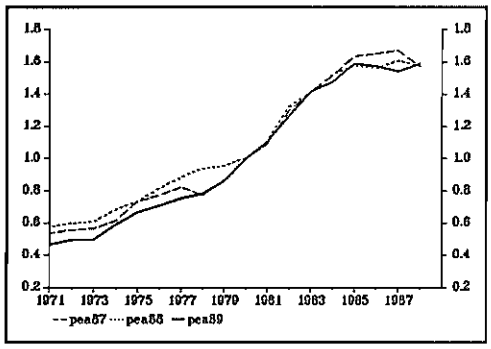
Tabel 13. Korrelationsmatrix for SITC 8

	81	82	83	84	85	87	88	89
81								
82								
83		●						
84		●	●					
85		●	●	●				
87		●		●	●			
88		●	●	●	●	●		
89		●		●	●	●	●	

Figur 21. *pea81-85*, 1980=1.



Figur 22. *pea87-89*, 1980=1.



Prisudviklingen er rimelig pæn. Stigningstakten i *pea82* er lidt svagere i 1980'erne end for de øvrige serier.

Kapitel 82's atypiske pris -og mængdeudvikling ses også tydeligt i homogenitetsmålene.

Tabel 14. Homogenitetsmål for E8.

SITC-nr.	81	82	83	84	85	87	88	89
h	0.26	0.48	0.31	0.02	0.44	0.16	0.28	0.05
h_r	1.12	11.95	0.28	0.46	1.66	2.90	1.10	1.94

For gruppe E8 som helhed synes der ikke at være de store problemer. Kapitel 82 opfører sig en smule atypisk, men det er primært kun i begyndelsen af 1980'erne.

Konklusion

Ovenstående analyse tyder på, at aggregeringsniveauet i ADAMs eksportgrupper ikke er åbenlys tosset. For de fleste grupper virker de indgående varer rimelig homogene. Der er to grundlæggende træk, som går igen i stort set alle eksportgrupperne.

For det *første* er det tydeligt, at mange af de enkelte disaggregerede prisserier er under indflydelse af dollarkursen. Dette er på sin vis udmærket med henblik på eksportmodelleringen, idet det kunne tyde på, at den såkaldte "law of one price"-model gælder. Problemet er bare, at det ikke er alle prisserier i en given gruppe, som er præget af dollarkursen, således at gruppens aggregerede prisindeks er mindre følsomt over for dollarkursen. Denne aggregeringsfejl taler naturligvis for en yderligere disaggregering, men det ville samtidig betyde, at man skulle operere med et (irriterende) stort antal eksportgrupper. Alternativt kunne man estimere elasticiteter på et meget disaggregeret niveau og herefter beregne nogle gennemsnitselasticiteter for de mere aggregerede grupper.

For det *andet* ser det generelt ud som om mængdeudviklingen inden for en gruppe er mere ensartet end prisudviklingen. Om dette kan tilskrives målefejl på enhedsværdierne er svært at sige, men i nogle tilfælde er det nok forklaringen.

Appendiks 1. Den tocifrede SITC-gruppering.

SITC-kap.	Vareart
00	Levende dyr, spiselige
01	Kød og kødvarer
02	Mejeriprodukter og fugleæg
03	Fisk, krebsdyr, bløddyr og varer deraf
04	Korn og kornvarer
05	Frugt og grøntsager
06	Sukker, sukkerprodukter og honning
07	Kaffe, te, kakao, chokolade, krydderier
08	Foderstoffer (undt. umalet korn)
09	Diverse næringsmidler i.a.n.
O	Næringsmidler, levende dyr I alt
11	Drikkevarer
12	Tobak og tobaksvarer
1	Drikkevarer og tobak i alt
21	Huder, skind og pelsskind, uberedte
22	Olieholdige frø og frugter
23	Gummi, rå, heru. syntetisk og regenereret
24	Træ og kork
25	Papirmasse og papiraffald.
26	Tekstilfibre (undt. uldtops) og affald
27	Gødningsstoffer og mineraler, rå
28	Malme og metalaffald
29	Animalske og vegetabilske materialer, rå, i.a.n.
2	Råstoffer, ikke spiselige (undt. brændsel) i alt
32	Kul, koks og briketter.
33	Rå mineralolier og produkter deraf
34	Gas
35	Elektrisk strøm
3	Mineralske brændsels- og smørestoffer o.l. i alt
41	Animalskeolier og fedtstoffer.
42	Vegetabilske olier og fedtstoffer
43	Anim. og veg.olier m.v., bearbejdede; voks.
4	Anim. og veg. olier, fedtstoffer og voks i alt
51	Organiske kemikalier
52	Uorganiske kemikalier
53	Farve- og garvestoffer
54	Medicinske og pharmaceutiske produkter
55	Flygtige olier, parfume, toilet- og rensemidler
56	Gødningsstoffer, bearbejdede
57	Sprængstoffer og pyrotekniske artikler
58	Plast, regenerater af cellulose, kunstharpiks
59	Kemiske materialer og produkter i.a.n.
5	Kemikalier og kemiske produkter I alt

(fortsættes)

61 Læder og lædervarer i.a.n.; beredte pelsskind
62 Gummi, bearbejdet, i.a.n
63 Træ- og korkvarer, undt. møbler.
64 Papir og pap; varer af papir, pap og papirmasse
65 Tekstilgarn, tekstilstof, tekstilvarer
66 Varer af ikke-metalliske mineraler i.a.n.
67 Jern og stål
68 Ikke jernholdige metaller
69 Metalvarer, i.a.n.
6 Bearb. varer, hovedsagelig halvfabrikata i alt

71 Kraftmaskiner og motorer
72 Specialmaskiner til forskellige industrier
73 Maskiner til metalbearbejdning
74 Maskiner og -tilbehør til industrien i.a.n.
75 Kontormaskiner; autom. databehandlingsudstyr
76 App. til telekomm., lydoptagelse og -gengivelse
77 Elektriske maskiner og apparater i.a.n.; tilbehør
78 Køretøjer
79 Andre transportmidler
7 Maskiner og transportmidler i alt

81 Sanitets-, varme- og belysningsartikler
82 Møbler
83 Rejseartikler, kufferter, tasker o.l.
84 Beklædningsgenstande og -tilbehør
85 Fodtøj
87 Tekniske og videnskabelige instrumenter i.a.n
88 Fotografiske og optiske artikler, i.a.n.; ure
89 Diverse forarbejdede varer, i.a.n.
8 Bearbejdede varer i.a.n. i alt

93 Varer, ikke klassificeret efter art2
94 Levende dyr i.a.n.
95 Militærvåben og ammunition
96 Mønter.,
97 Guld, ubearbejdet, halvfabrikata og affald
9 Diverse varer og transaktioner l.a.n. i alt2

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir*

Asger Olsen
Karsten Theil Hansen

4.maj 1992

Enhedsværdier i ADAMs eksportgrupper

Resumé:

Papiret omhandler hvorledes man ud fra udenrigshandelsstatistikken kan konstruere eksportprisindeks baseret på enhedsværdier for udførslen. Sammenhængen mellem disse eksportprisindeks og ADAMs nuværende eksportprisindeks, som er baseret på nationalregnskabet, analyseres.

Nogen entydig konklusion fremstår ikke, men for de fleste ADAM-eksportgrupper synes der ikke at være den store forskel på de to eksportprisindeks. For visse grupper kan den forskel, der er, i nogen, men ikke ret stor grad, forklares af udviklingen i verdensmarkedspriserne.

p:\wp\eksport3

Nøgleord: enhedsværdier,eksportpriser,verdensmarkedspriser

Indledning

De nuværende eksportprisindeks $pe<i>$ i ADAMBK dannes ud fra nationalregnskabets deflatorer for eksportgrupperne i løbende værdier. Denne deflator udgøres som hovedprincip af et prisindeks for den indenlandske produktion, hvilket for de fleste varegrupper vil sige engrosprisindekset.

Nærlæses dokumentationen af nationalregnskabets fastprisberegninger, fremstår den endelige deflatering imidlertid som en noget mere tåget affære. Inden de endelige fastprisstørrelser foreligger, sammenholdes nemlig det før nævnte prisindeks med et indeks for udviklingen i *enhedsværdierne* for udførslen. I hvor stor grad den endelige deflator så er et "mix" af engrosprisindeks og enhedsværdiindeks må stå hen i det uvisse, men resultaterne i dette papir antyder, at enhedsværdiindeksenes rolle ved valg af endelig deflator absolut ikke er uden betydning.

I det følgende redegøres for hvorledes man for ADAMs eksportgrupper kan konstruere prisindeks udelukkende baseret på indeks for enhedsværdierne i udførslen. Her efter vil en sammenligning med nationalregnskabets deflatorer kunne anskueliggøre, hvor stor forskel der er på de "rene" enhedsværdiprisindeks og på det førnævnte "mix"-prisindeks.

Udgangspunktet er årlige serier fra og med 1971 for kvantumindeks og enhedsværdiindeks i udførslen for tocifrede SITC-kapitler, som kan findes i udenrigshandelsstatistikken.[1] Desværre kan de rå tal ikke ukritisk benyttes til de videre beregninger. Dette skyldes et databrud mellem 1973 og 1974, som består i overgangen fra SITC-revision 1 til SITC-revision 2. Overgangen betød at nogle af de mindre varegrupper (d.v.s. tre eller mere-cifrede) blev flyttet over i andre tocifrede varegrupper, således at disse fik ændret indhold. Desuden indførtes helt nye tocifrede varegrupper under SITC-7. Da man fra og med 1989 gik over til SITC-revision 3, er serierne altså kun "ubrudte" mellem 1974 og 1988. Alt taget i betragtning må det dog anses at være lidt for drastisk blot at smide al information væk før 1974. I det følgende foreslås det derfor at serieværdierne for SITC-rev.1 i 1971-73 benyttes som indikatorer for udviklingen i serieværdierne for SITC-rev.2 i 1971-1973. Da SITC-rev.2-serierne har basisværdi i 1971, er det altså kun i årene 1972-73 at indikatorerne benyttes. På denne måde splejses serierne sammen, således at de endelige serier løber fra 1971 til 1988. På dette sted er en formalisering vist påkrævet.

Lad $qej<i>_t$ og $pej<i>_t$ betegne hhv. kvantumindeks og indeks for enhedsværdi for SITC-rev.j, kapitel i, i periode t. Da $qe2<i>_{71} = 100$ for alle i, og $qe2<i>_{74}$ kendes, kan man ud fra værdierne i 1974 forlænge $qe2<i>$ bagud ved hjælp af udviklingen i $qe1<i>$, under den bibetingelse at $qe2<i>_{71}$ er lig 100. Præcis det samme gør sig gældende for $pe2<i>$.

[1]Se publikationen *Danmarks vareindførsel og udførsel*, diverse år, bind I, tabel 10-11.

Hvis $qe<i>_t$ og $pe<i>_t$ betegner de splejsede serier udmønter de ovenstående sammenhænge sig konkret i følgende ligninger for $qe<i>_t$ og $pe<i>_t$:

$$
\begin{aligned}
qe<i>_{71} &= 100 \\
qe<i>_t &= (qe1<i>_t - 100)\frac{(qe2<i>_{74} - 100)}{(qe1<i>_{74} - 100)} + 100 && , t=72,73,74 \\
qe<i>_t &= qe2<i>_t && , t=75,76,....,88
\end{aligned}
$$

og

$$
\begin{aligned}
pe<i>_{71} &= 100 \\
pe<i>_t &= (pe1<i>_t - 100)\frac{(pe2<i>_{74} - 100)}{(pe1<i>_{74} - 100)} + 100 && , t=72,73,74 \\
pe<i>_t &= pe2<i>_t && , t=75,76,....,88
\end{aligned}
$$

Herved fås serier for ialt 63 kapitler samt en total for både kvantumindeks og enhedsværdiindeks.[2] Serierne tildeles basisår i 1980.

På basis af ovenstående indeks kan man nu beregne serier for eksportværdierne for hvert kapitel i faste og løbende priser. Serierne i 1980-priser findes ved at gange eksportværdien i 1980 på kvantumindekset for hvert kapitel. Hvis de herved fremkomne serier ganges med enhedsværdiindeksene fås værdierne i løbende priser. Kaldes serierne i 1980-priser for $fea<i>$ og serierne i løbende priser for $pea<i>$ fås altså

$$
\begin{aligned}
fea<i>_t &= ea<i>_{80} \cdot qe<i>_t \cdot 0.01 \\
ea<i>_t &= fea<i>_t \cdot pe<i>_t \cdot 0.01
\end{aligned}
$$

De aggregerede serier i faste priser hhv. løbende priser findes ved simpel summation af *fea-* og *ea*-serierne inden for hver gruppe. Herved fremkommer serierne *fea1-fea3* og *ea1-3*, *fea5-6* og *ea5-6*, *fea7q* og *ea7q* samt *fea8* og *ea8*.

Deflatorerne $pea<i>$ findes herefter som $ea<i>/fea<i>$.

Man har nu serier for den danske eksport i faste og løbende priser på etcicfret SITC-niveau, samt et eksportprisindeks, $pea<i>$, baseret på enhedsværdier.

[2]Kapitlerne 93-97 (bl.a. våben, ammunition, guld, ikke-spiselige levende dyr og affald) er udeladt, idet serierne for disse har "missings" i en række år. Disse missings dækker over at udførslen af disse varer stort set er ikke-eksisterende.

Sammenligning af de to eksportprisindeks

Estimationer af priselasticiteter for eksporten må nødvendigvis i et eller andet omfang basere sig på enhedsværdier for udenrigshandelen. Det er derfor et godt spørgsmål, om der er en rimelig grad af overensstemmelse imellem enhedsværdierne for eksporten og ADAMBKs eksportprisindeks.

På forhånd er det især tre forhold, der i følge gængs opfattelse er problematiske.

For det *første* er enhedsværdier kendt for at kunne indeholde mystiske kortsigtsbevægelser på grund af forskydninger i varesammensætningen inden for gruppen. Da nationalregnskabets deflatorer er Paasche-indeks, vil disse imidlertid også være belastet af sådanne forskydninger i et vist omfang.

For det *andet* antages enhedsværdier, der oftest måles i kr/ton eller kr/stk, normalt at overvurdere prisstigninger på langt sigt. Dels fordi der ikke tages højde for kvalitetsforbedringer, dels på grund af en naturlig tendens til at reducere produkters vægt, når det er muligt.

For det *tredje* er der nok i NRs datakonstruktion en generel tendens til at antage samme prisudvikling på eksporten som på leverancer til hjemmemarkedet. Hvis eksportørernes salgspriser imidlertid i højere grad er bestemt af udenlandske markedsforhold end af eksportørernes vilje, kan man frygte at NRs eksportdeflatorer ikke afspejler effekten af for eksempel valutakursforskydninger i tilstrækkelig grad.

Alt i alt kan man frygte, at sammenhængen mellem enhedsværdierne på eksporten og ADAMBKs eksportpriser er belastet af målefejl på kort sigt, forskellig trend på langt sigt og forskydninger i valutakurserne på kort og mellemlangt sigt.

De oplagte spørgsmål at stille er derfor

i) Er der forskel på eksportprisindeksene baseret på enhedsværdier og ADAMBKs eksportprisindeks ?
ii) Hvis ja i *i)*, kan forskellen da i overvejende grad forklares af verdensmarkedspriserne eller en trend ?

Til belysning af disse spørgsmål er der i appendiks 1 afbildet figurer med årlige inflationsrater i dels enhedsværdiprisindeksene og i ADAMBKs eksportprisindeks, dels i nogle imputerede verdensmarkedspriser for ADAMs eksportgrupper.[3]

For *varegruppe 0* (fig. A1) ses der at være en ganske pæn overenstemmelse

[3]Den konkrete beregning af verdensmarkedspriserne er dokumenteret i appendiks 1.

mellem ændringer i *pea0* og *pe0*. Forskellen mellem dem kan tilsyneladende ikke forklares ud fra verdensmarkedsprisen. Gennem 1970'erne er der stort set ingen overensstemmelse mellem verdensmarkedspris og eksportpris, hvilket kan skyldes DKs indtræden i EF i 1972 (varegruppe 0 udgøres i høj grad af landbrugsvarer). I firserne følger eksportprisernes bevægelser nogenlunde med verdensmarkedspriserne, men med langt mindre udsving. Sammenfattende er der intet som tyder på, at pea0 skulle være et bedre eksportprisindeks end pe0.

For *varegruppe 1* (fig. A2) er der en noget større divergens mellem *pea1* og *pe1*. Udviklingen i *pe1* kan i begyndelsen af perioden genfindes i *pw1* med et års lag. Dette er ikke nødvendigvis økonomisk ufortolkeligt. En mulighed er at eksportmarkedet for denne varegruppe er svært gennemskueligt, således at det tager tid at få pålidelig information om den gældende pris. En anden mulighed er at eksportøren sagtens kan "se" den gældende pris, men at han på grund af omkostninger ved prisændringer bevidst venter med at justere sin egen pris, indtil verdensmarkedsprisen er i en ny ligevægt. Afsluttende må man sige, at det ikke ser ud til, at *pea1* kan bruges til noget.

For *varegruppe 2* (fig. A3) ser man flere interessante ting. For perioden 1972 til 1983 er der betydelige afvigelser mellem *pea2* og *pe2*. Det interessante er at disse afvigelser, specielt i begyndelsen af perioden, kan forklares ud fra verdensmarkedsprisen *pw2*. Efter 1983 er de to eksportprisindeks sammenfaldende. Dollarens fald fra 1985-87 slår tilsyneladende noget kraftigere ud i verdensmarkedsprisen end i eksportprisen. Dette gælder iøvrigt for alle varegrupperne, undtaget 3.

Billedet for *varegruppe 3* er ikke overraskende (fig. A4). Det meget gennemsigtige marked for mineralsk brændsel, specielt olieprodukter, gør at ingen eksportør i længere tid kan sætte priser forskelligt fra verdensmarkedet. Det er i princippet ligemeget, hvilket eksportprisindeks man benytter for denne varegruppe.

For *varegruppe 5* ses der også en tæt sammenhæng mellem *pea5* og *pe5*. Yderligere ses det, at der bortset fra et niveauskift i 1981 er identiske ændringer i verdensmarkedsprisen *pw5* og *pea5*. Trenden i verdensmarkedsprisen knækker tilsynladende i 1981. Bortset fra dette lidt mærkelige niveauskift kan forskellen mellem *pea5* og *pe5* forklares af *pw5*.

Varegruppe 6 viser en pæn overensstemmelse mellem ændringer i *pea6* og *pe6*. Ændringerne i de to eksportprisindeks følger stort set også ændringerne i *pw6*, dog generelt med lidt større sving i sidst nævnte.

Indtrykket af *varegruppe 7q* er, at ændringerne i *pea7q* generelt er større end ændringerne i *pe7q*. Denne niveauforskel kan kun i få år forklares ud fra verdensmarkedsprisen. Igen ses, at udsvingene i verdensmarkedsprisen ikke slår igennem i eksportpriserne i nær fuldt omfang.

I *varegruppe 8* ses ændringerne i *pe8* at være mere træge end ændringerne i *pea8* og *pw8*. Selv om svingningerne i *pw8* er kraftigere end i *pea8*, kan udviklingen i *pw8* i visse perioder spores i *pea8*.

Samlet gælder det, at svingene i enhedsværdierne og NRs eksportdeflator er langt mindre end svingene i verdensmarkedsprisen. En mulig årsag til dette kan, som før nævnt, være at eksportørerne selv sætter deres priser, og af forsigtighedsgrunde aldrig "følger helt med".

For også at have et numerisk mål for sammenhængen mellem eksportprisindeksene og verdensmarkedsprisen, er modeller af følgende type estimeret:

$$(*) \qquad dlog(pea<i>) = \alpha_0 + \alpha_1 dlog(pe<i>) + \alpha_2 dlog(pw<i>)$$

hvor pw<i> betegner verdensmarkedsprisen for varegruppe i.

Man kan tænke sig følgende tre muligheder/udfald:

I. Eksportørernes priser er bestemt af verdensmarkedet, og NRs datakonstruktion opfanger dette forhold godt. Dette vil medføre, at der er perfekt kollinearitet mellem alle tre prisserier: Høj forklaringsgrad, perfekt MUKO mellem enhedsværdi og NR-deflator, og usikkert bestemte koefficienter til *pe* og *pw*.

II. Eksportørernes priser er præget af verdensmarkedsprisen, men NRs datakonstruktion er ikke egnet til at opfange dette forhold. Dette vil medføre, dels at forklaringsgraden er høj, dels at der *ikke* er perfekt MUKO mellem pe og pw, samt at koefficienten til pe er lille, mens koefficienten til pw er høj.

III. Eksportørernes priser er bestemt af produktionsomkostningerne (og NRs datakonstruktion er derfor ok). Dette vil medføre, at forklaringsgraden er høj, at der *ikke* er perfekt MUKO mellem pe og pw, og at koefficienten til pe er høj, mens koefficienten til pw er lille.

Udover dette kan et signifikant estimat af α_0 fortolkes som kvalitetsforbedringernes effekt.

Resultaterne af at estimere (*) med OLS er opsummeret i tabel 7.

Det generelle indtryk af estimationerne er

- Forklaringsgraden er rimelig for grupperne 0, 3, 5, 6 og 7q, og noget lavere for 2 og 8, og helt ringe for gruppe 1. Sidstnævnte gruppe er nok præget af målefejl på enhedsværdierne.

- Der ser ud til at være en ikke ubetydelig grad af MUKO i grupperne 3, 5 og 6, hvilket et kig på figurerne i appendiks 1, samt C-målet i tabel 7 kan bekræfte. Varegruppe 3 har komplet sammenfaldende prisindeks (mulighed **I**).

- Koefficienten til *pe<i>* er stor og stærkt signifikant for samtlige varegrupper, undtaget gruppe 1. For grupperne 0, 2, 3 ,5 og 7q kan den faktisk ikke afvises at være 1. Desuden er *pw<i>* kun signifikant forskellig fra nul i grupperne 2, 5, 6 og 8. Dette taler for at grupperne 2, 5, 6 og 8 skal placeres under mulighed **II**, selv om det umiddelbart er svært at se på fig. A6 at verdensmarkedsprisen har en effekt i gruppe 6. Gruppe 2 og 8 er i nogen grad plaget af målefejl på enhedsværdierne, jf. disse gruppers lave forklaringsgrad. Grupperne 0 og 7q skal nok placeres under mulighed **III**.

- Konstantleddet er signifikant i grupperne 1, 3, 6. Det er dog ikke nogen speciel høj signikans, og det er da også svært at se et konstantleds berettigelse ud fra figurerne i appendikset. Problemet med kvalitetsforbedringer og enhedsværdier ser derfor ikke ud til at være så stort.

Tabel 7. Estimation af (#) for de otte varegrupper.[i]

Varegruppe	α_0	α_1	α_2	R^2	DW	C[ii]
0	**0.002** (0.004)	**0.98** (0.08)	**0.02** (0.07)	0.96	2.05	0.71
1	**0.04** (0.01)	**0.36** (0.22)	**0.09** (0.14)	0.37	1.50	0.67
2	**-0.01** (0.71)	**0.89** (0.21)	**0.26** (0.12)	0.75	2.26	0.51
3	**0.01** (0.01)	**0.89** (0.09)	**0.07** (0.09)	0.99	2.29	0.99
5	**-0.01** (0.01)	**0.99** (0.17)	**0.21** (0.13)	0.93	0.83	0.85
6	**0.014** (0.006)	**0.43** (0.12)	**0.34** (0.10)	0.90	1.60	0.82
7q	**0.02** (0.01)	**0.79** (0.18)	**0.13** (0.09)	0.85	1.99	0.76
8	**0.004** (0.016)	**0.57** (0.26)	**0.31** (0.12)	0.76	1.64	0.75

Anm.: i) Estimationsperioden er 1971-88.
ii) C betegner korrelationskoefficienten mellem de to regressorer *pe<i>* og *pw<i>*.
iii) spredninger i parantes

Alt i alt tyder estimationerne altså på, at noget entydigt billede for grupperne ikke er muligt at tegne. For nogle af grupperne kan lidt "fedteri" med specifikationen hjælpe. Hvis antallet af frihedsgrader var lidt større, kunne man f.eks. tænke sig at lade *pw* indgår i et glidende gennemsnit (f.eks. med et halvt års lag), som kunne repræsentere effekterne nævnt på s.5 om eksportørernes prisfastsættelse.

På baggrund af ovenstående analyse er det ikke muligt at give nogle generelle konklusioner for grupperne under et vedrørende sammenhængen mellem eksportprisindeks baseret på enhedsværdier, eksportprisindeks baseret på nationalregnskabet og verdensmarkedspriserne. Den nærmere sammenhæng afhænger af, hvilken gruppe man befinder sig i. Det er i sagens natur klart, at der ikke nødvendigvis behøver at være nogen sammenhæng mellem eksportpriser og verdensmarkedspriser. Hvis eksportørerne til en vis grad benytter "omkostningspriser" vil denne sammenhæng jo være mindre klar.

Man må dog sige, at det for de fleste varegrupper gælder, at der ikke er den store forskel på de to eksportprisindeks. I visse varegrupper er det i nogle perioder muligt at spore verdensmarkedsprisfluktuationer i enhedsværdierne, som ikke findes i nationalregnskabets prisindeks, men dette er langt fra nogen "stylized fact". I nogle år er det endvidere muligt at observere forskelle mellem de to eksportprisindeks, som ikke kan forklares af verdensmarkedspriserne. Dette må tilskrives målefejl.

Da de to eksportprisindeks generelt ikke er markant forskellige kunne noget tyde på, at nationalregnskabsdeflatorerne ud over engrosprisindekset også indeholder et betydeligt element af udviklingen i enhedsværdierne. I estimationsøjemed betyder dette, at der ikke vil være de store problemer med f.eks. at benytte et eksportprisindeks baseret på enhedsværdier og mængdeindeks baseret på nationalregnskabet.

Konklusion

Som det er fremgået af ovenstående analyse, er det ikke muligt at drage nogen generelle konklusioner om eksportprisindeksene. De få konklusioner, som man kan drage, er, så vidt vi kan se, følgende.

Der er ikke nogen markant trendforskel mellem enhedsværdierne og NRs eksportdeflatorer. Det forhold at enhedsværdierne ikke tager højde for kvalitetsforbedringer ser derfor ikke ud til at være noget problem.

I visse grupper, specielt gruppe 1, kunne udviklingen i enhedsværdierne hverken forklares af udviklingen i NRs deflatorer eller af udviklingen i verdensmarkedspriserne, hvilket kunne tyde på, at kortsigtede målefejl er et problem.

Svingene i både enhedsværdierne og NRs deflatorer er markant mindre end svingene i verdensmarkedspriserne. Dette er specielt udtalt i årene 1986-88.

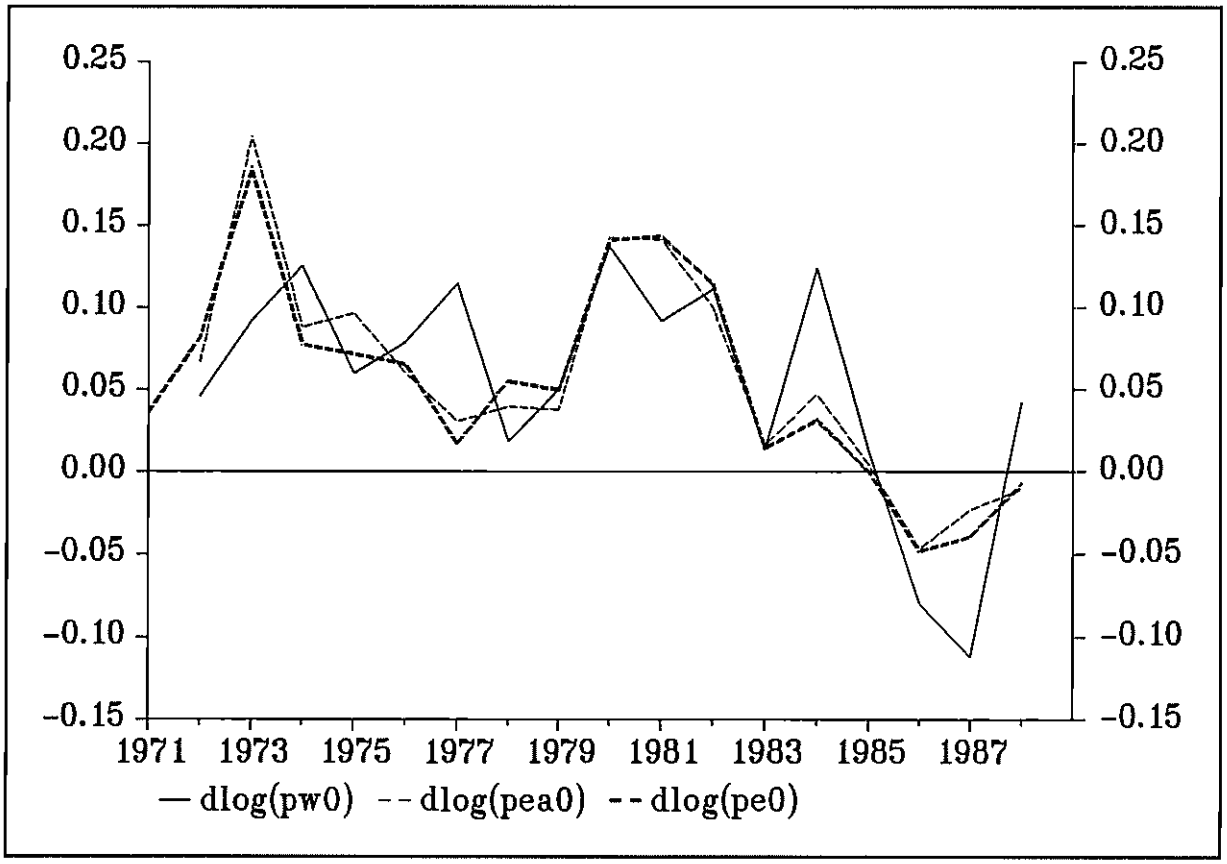
Forskellen mellem enhedsværdierne og NRs deflatorer kan i nogen, men ikke stor udstrækning forklares af udviklingen i verdensmarkedspriserne. Kun i grupperne 2, 5, ,6 og 8 kan der spores en svag effekt fra verdensmarkedspriserne.

Appendiks 1.

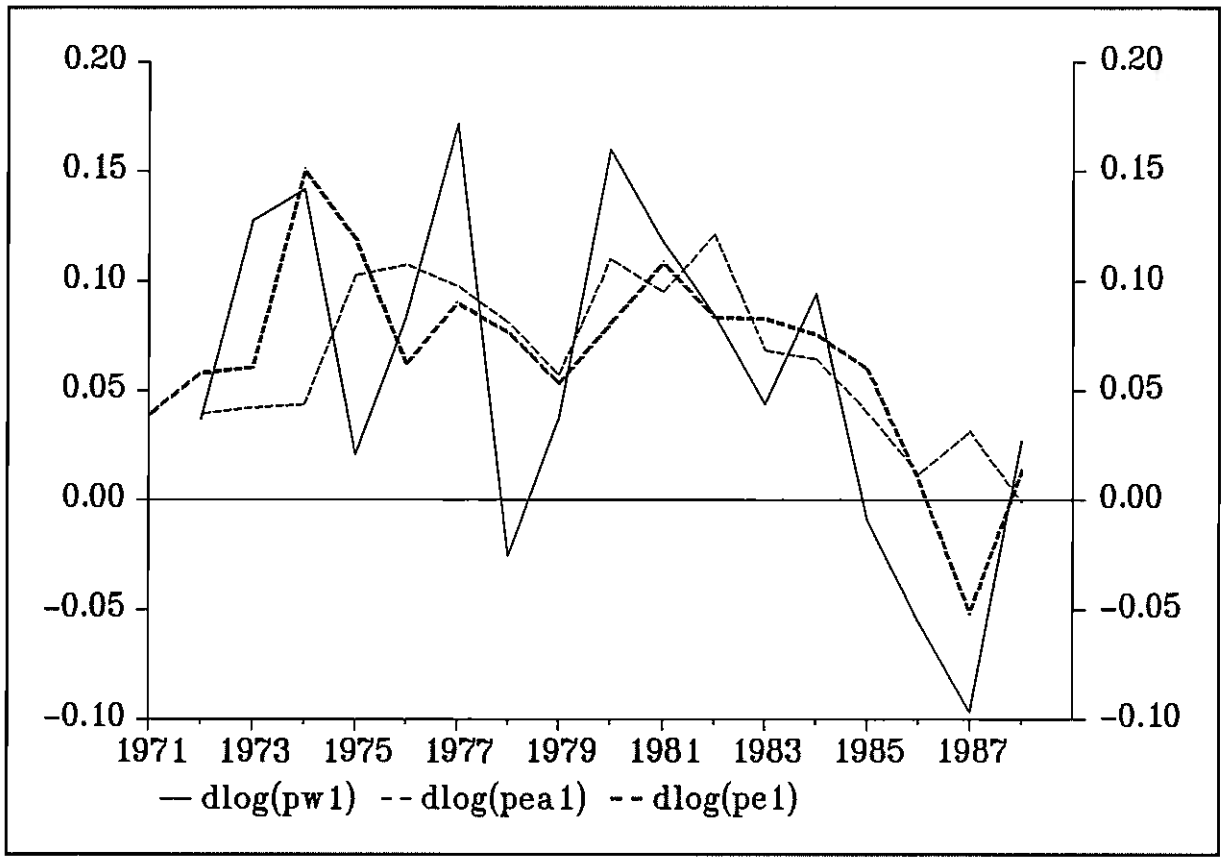
Verdensmarkedsprisindeksene *pw<i>* beregnes ud fra data fra OECDs ECONOMIC OUTLOOK databanker, samt kvalificerede skøn over landefordelingen af DKs eksport af hver varegruppe.

I OECDs EO-databank findes indeks for importpriser for DKs største aftagerlande for varegrupperne *food* (0-1), *raw materials* (2), *energy* (3), *manufactures* (5-8). Disse er udtrykt i lokal valuta og ganges derfor med et indeks for kursen for $ pr. lokal valuta. Hvert enkelt aftagerlands indeks for importpris i $ vejes herefter sammen med det enkelte lands importandel af DKs samlede eksport af den givne varegruppe. Den vejede sum ganges til sidst med et indeks for kursen for danske kroner pr. $.

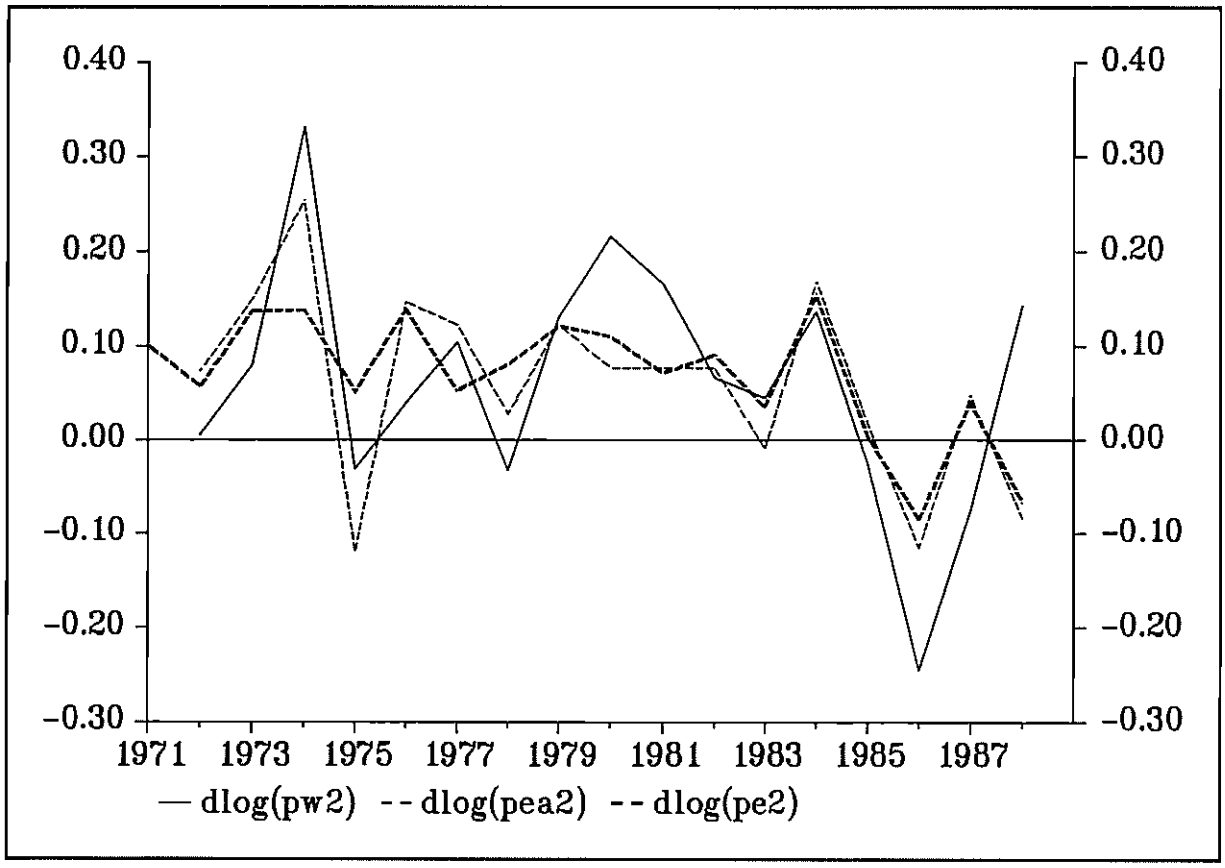
Figur A1. Indeks for eksportpris og verdensmarkedspris for varegruppe 0.



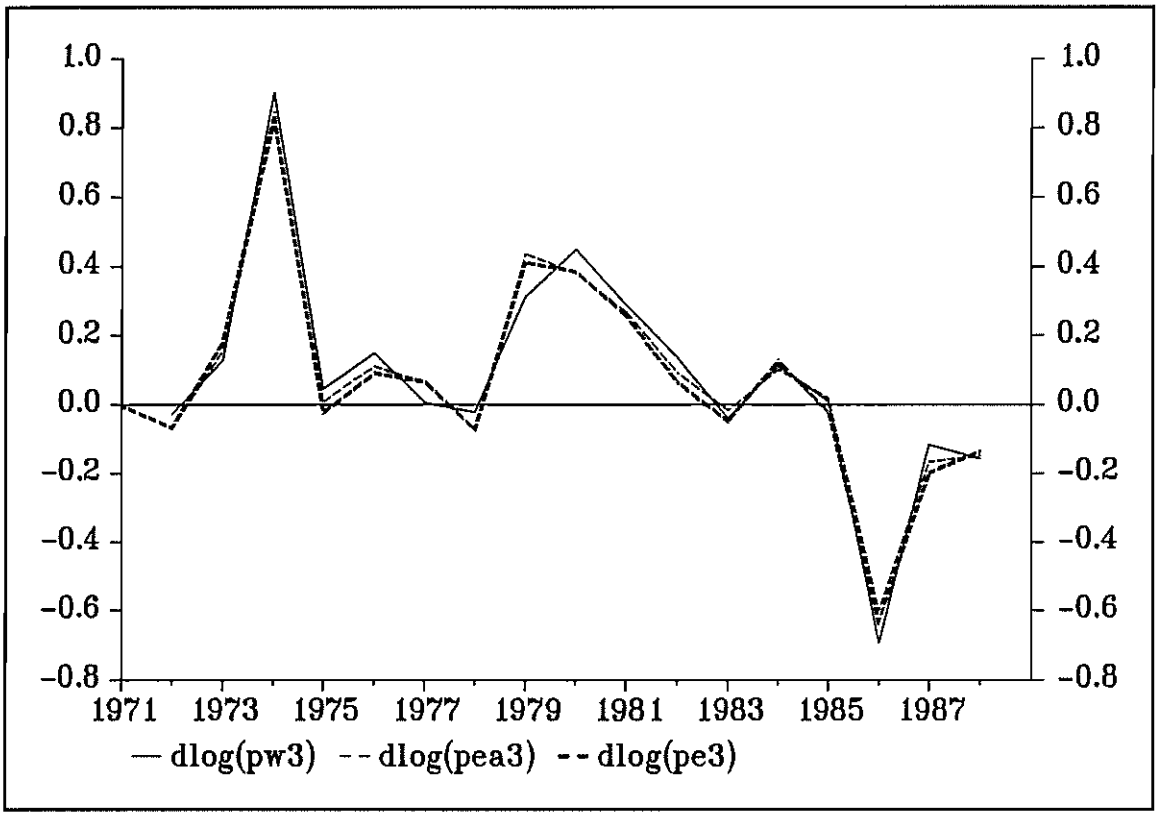
Figur A2. Indeks for eksportpris og verdensmarkedspris for varegruppe 1.



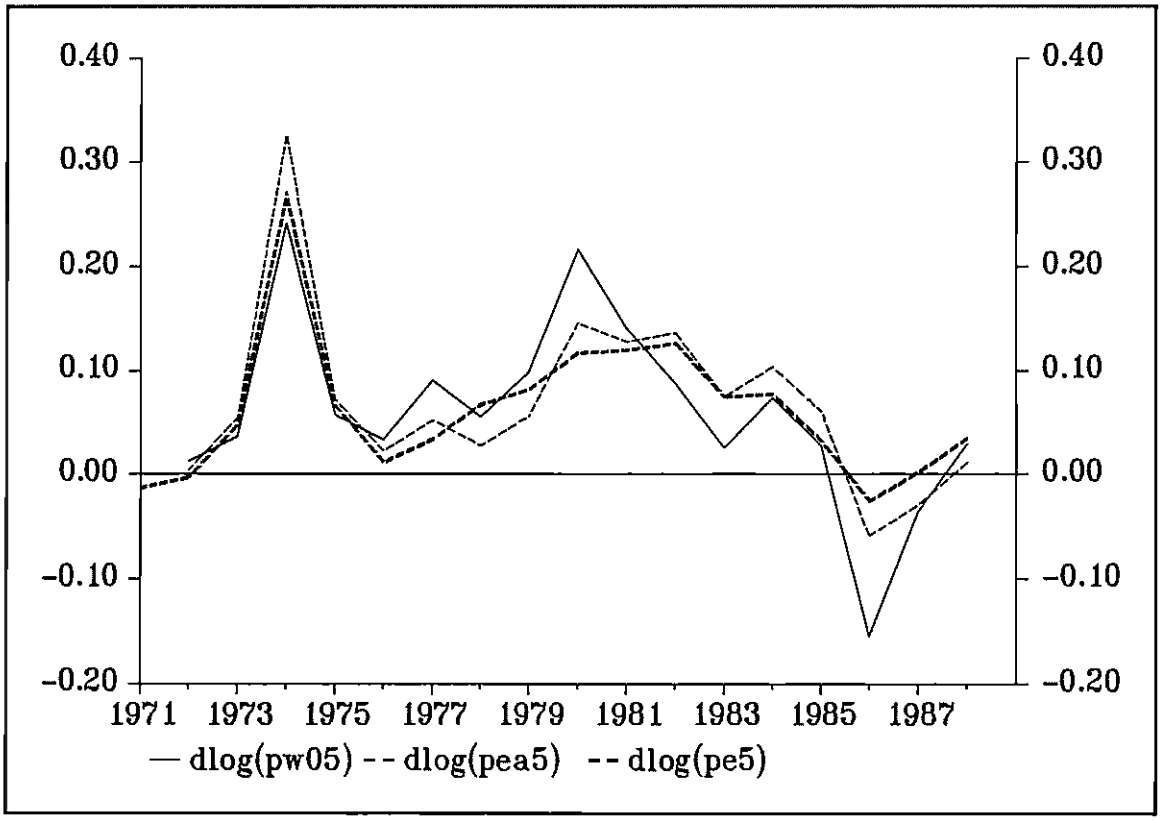
Figur A3. Indeks for eksportpris og verdensmarkedspris for varegruppe 2.



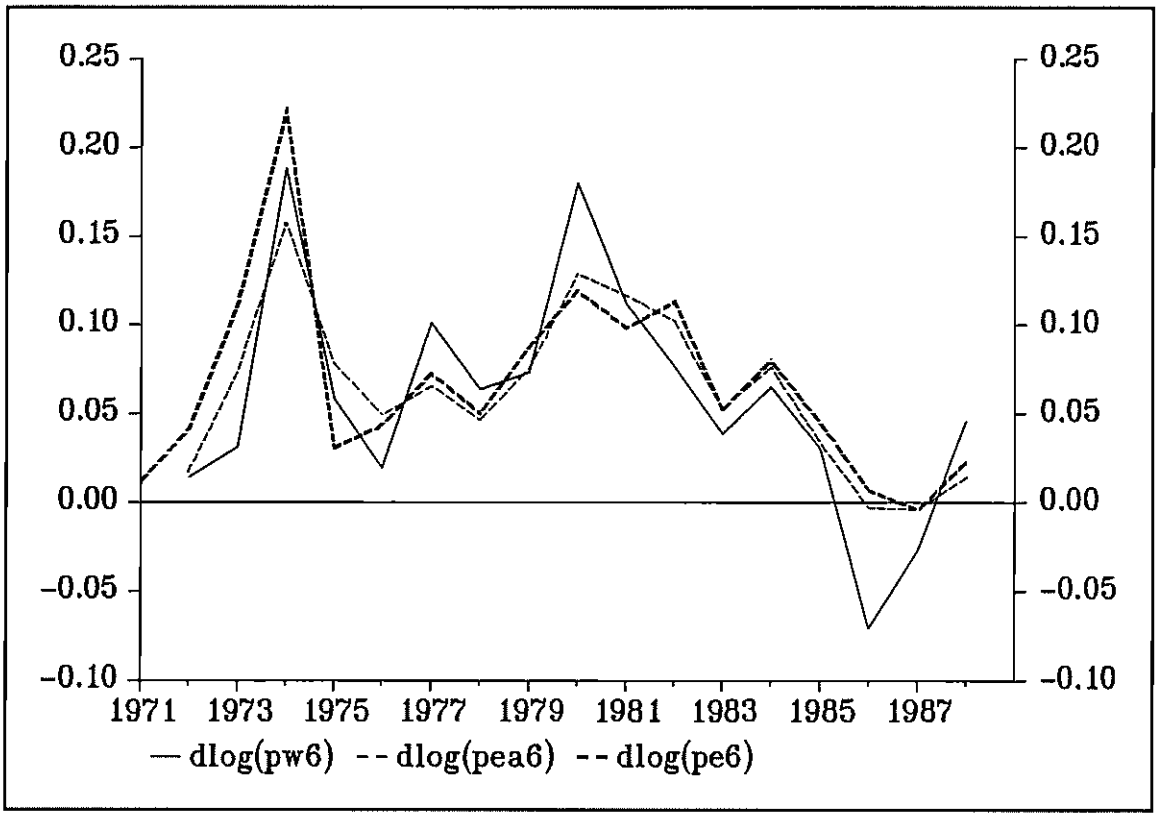
Figur A4. Indeks for eksportpris og verdensmarkedspris for varegruppe 3.



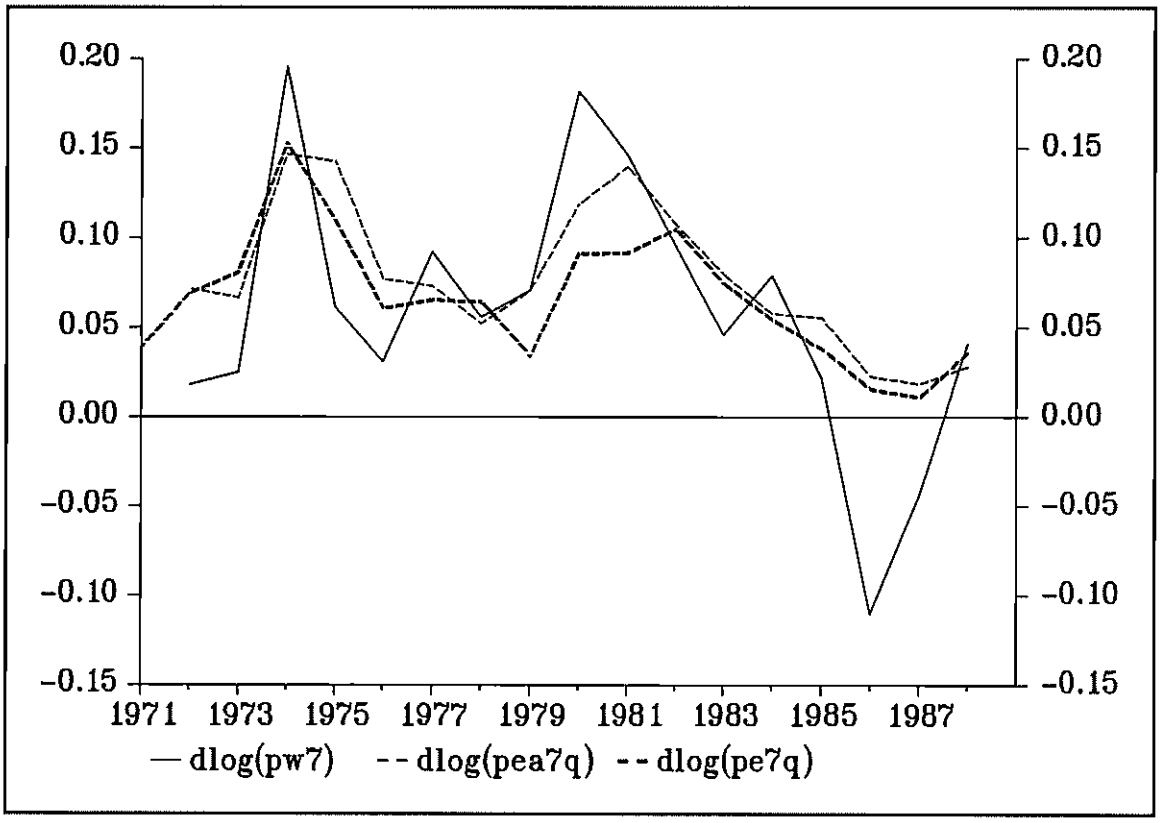
Figur A5. Indeks for eksportpris og verdensmarkedspris for varegruppe 5.



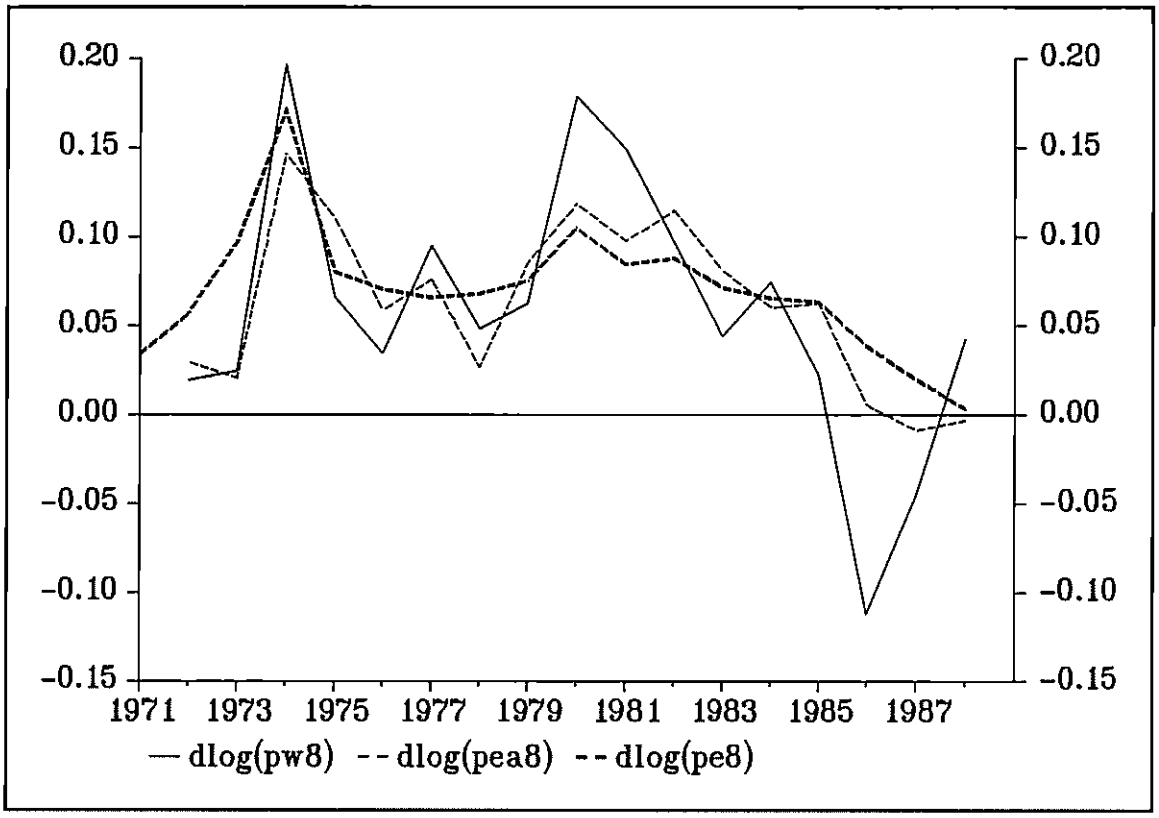
Figur A6. Indeks for eksportpris og verdensmarkedspris for varegruppe 6.



Figur A7. Indeks for eksportpris og verdensmarkedspris for varegruppe 7q.



Figur A8. Indeks for eksportpris og verdensmarkedspris for varegruppe 8.



Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Asger Olsen

Arbejdspapir*

2. marts 1992

KP-leddene i ADAM

Resumé:

I dette papir skitseres en halv og en hel løsning på de problemer med konsistens mellem tilgang og anvendelse i løbende priser, som kp-leddene i ADAM giver anledning til, og som er lappet summarisk med den ikke så populære kxmx-konstruktion. Den halve løsning indebærer blot en udskiftning af kxmx-konstruktionen med en anden type korrektion. Den hele løsning kræver godt 20 nye ligninger og en noget mere indviklet formulering af prissammenbindingen.

kpled.ao

Nøgleord: prissammenbinding, kp-led, kxmx, erhvervsfordelt bruttofaktorindkomst

For ikke at gøre et indviklet problem endnu mere indviklet, er der i dette papir bevidst set bort fra en række detaljer omkring afgifter, justeringsled m.m. Der sondres heller ikke mellem typer af tilgang og anvendelse. Betegnelsen X benyttes generelt om *alle* former for tilgang af varer og tjenester (dvs at betegnelsen X her også dækker importen). Tilsvarende betegner D generelt *alle* former for anvendelse, dvs både eksport, investeringer, forbrug og input i erhvervene. Input-output tabellens leverance fra tilgang *i* til anvendelse *j* betegnes IO_{ij}. I det empiriske afsnit optræder dog navnene på en række ADAM variabler, der selvfølgelig har den sædvanlige betydning.

Om mængde- og prissammenbinding

Input-output modellen i ADAM bruges som bekendt til at skabe sammenhæng mellem efterspørgsel og udbud.[1] Dette gælder i *mængdesammenbindingen*, der generelt foregår i ligninger af formen

(1) $$fIO_{ij} = a_{ij} \cdot fD_j$$

hvor fIO_{ij} er tilgangen af komponent *i* til anvendelse *j* i faste priser (benævnes også *celle ij* i faste priser)
a_{ij} er i-o koefficienten for fIO_{ij}
fD_j er efterspørgselskomponent *j* i faste priser.

Efterspørgselskomponenterne i faste priser samt i-o koefficienterne opfattes i dette notat som *eksogene variabler*. Ligning (1) kan opfattes som en efterspørgselsfunktion: Alle leverancer til en given anvendelse efterspørges i faste proportioner. Den samlede tilgang af komponent *i*, fX_i, findes ved at summere fIO_{ij} over alle anvendelser:

(2) $$fX_i = \Sigma_j fIO_{ij} = fIO_{i\bullet}$$

(idet vi benytter tegnet • til at angive summen over alle værdier af det pågældende indeks).

Den samlede mængdesammenbindingsligning, som den ser ud i ADAM, fås ved at indsætte (1) i (2):

(3) $$fX_i = \Sigma_j a_{ij} \cdot fD_j$$

Undertiden kan det nu være en fordel at tænke i opsplitningen (1)-(2), da ligning (2) er en identitet (ligevægtsbetingelse) i modellen, mens ligningerne af typen (1) må betragtes adfærdsligninger (efterspørgselsfunktioner). I databanken er i-o koefficienterne a_{ij} dog defineret residualt ud fra (1), og derfor er mængdesammenbindingsligningerne formelt set identiteter i ADAM - der er ikke plads til et restled i dem.

[1]Jf. arbejdsnotat nr. 19, kapitel 2.

Prissammenbindingen er et nøje spejlbillede af mængdesammenbindingen. Den typiske (i ADAM implicitte) grundligning er her af formen

(1') $$IO_{ij} = p_i \cdot fIO_{ij}$$

hvor IO_{ij} er celle *ij* i løbende priser
p_i er prisindekset for tilgangskomponent *i*
fIO_{ij} er celle *ij* i faste priser.

Prisindekset p_i betragtes i dette notat som en eksogen variabel. Ligning (1') udtrykker en antagelse om, at prisindekset p_i er ens for alle købere af samme tilgangskomponent - en antagelse som vi dumsmart kan kalde *nul prisdiskrimination*. Den samlede værdi af efterspørgselskomponent *j* i løbende priser fås ved at summere komponentens celler over alle tilgangskomponenter:

(2') $$D_j = \Sigma_i IO_{ij} = IO_{\bullet j}$$

Den samlede prissammenbindingsligning fås ved at indsætte (1') i (2'):

(3') $$p_j = D_j/fD_j = (\Sigma_i p_i \cdot fIO_{ij})/fD_j = \Sigma_i p_i \cdot a_{ij}$$

jf (1). Igen kan det være en fordel at tænke i opsplitningen (1')-(2'), idet ligning (2') er en identitet, mens (1') principielt indeholder en antagelse om prisdannelsen, nemlig at prisindekset er ens for alle købere af samme tilgangskomponent.

Antagelsen om *nul prisdiskrimination* overholdes imidlertid ikke i Tims i-o tabeller i løbende priser, og dermed overholdes (3') heller ikke i ADAMs databank.[2] Der er således et *restled* i rene prissammenbindingsrelationer som (3') i den historiske periode (undtagen i 1980, hvor alle prisindeks er 1). For at dette restled ikke skal give anledning til løjerlige "hop" i prisindekset mellem sidste databanksår og første fremskrivningsår har vi i ADAM valgt at tilføje et korrektionsled i prissammenbindingsrelationerne:

(3'a) $$p_j = kp_j \cdot \Sigma_i p_i \cdot a_{ij}$$

Dette *kp-led* beregnes residualt ud fra (3'a) i databanken og holdes som udgangspunkt konstant og lig med den sidste historiske værdi i fremskrivningsperioden. Herved undgås spring i p_j ved overgangen til første fremskrivningsår.

Prisen for dette er imidlertid, at relation (1') må modificeres. Ellers opstår der en inkonsistens i modellen, fordi $D_j = p_j \cdot fD_j \neq IO_{\bullet j}$, svarende til at noget

[2] I nationalregnskabets underliggende varebalancesystem gøres ganske vist en antagelse om *nul prisdiskrimination* (pånær for energivarer og reeksport), men det er på et detaljeret opgørelsesniveau med over 2.500 varer. Når disse varer først er aggregeret til ADAM-niveau kan antagelsen ikke længere opretholdes.

anvendelse i løbende priser stampes op af den blå luft (i den forstand at den ikke forsynes fra nogen tilgangskomponent). På grund af residualberegningen af kp-leddene i databanken netter dette dog ud på den *samlede* anvendelse i historiske år, idet den "baglæns" beregning sikrer at

(4) $$D_{\bullet} = \Sigma_j D_j = \Sigma_j D_j/kp_j \quad \Leftrightarrow$$
$$\Sigma_j D_j \cdot (1-1/kp_j) = 0$$

Båndet (4) er måske ikke umiddelbart indlysende. Tænk i det på følgende måde: Vi har to i-o tabeller i løbende priser - en observeret tabel og en beregnet tabel, nemlig tabellen i faste priser, inflateret rækkevis med de observerede priser p_i (uden kp-led). Rækkesummerne af cellerne i de to tabeller er ens og lig med de observerede tilgangskomponenter X_i. Derfor er totalsummen af cellerne i de to tabeller selvfølgelig også ens. Søjlesummerne i de to tabeller er derimod forskellige, idet søjlesummerne i den observerede tabel er lig med de observerede anvendelser D_i, mens søjlesummerne i den beregnede matrix er D_j/kp_j (sådan er kp-leddene defineret). Ligning (4) udtrykker blot, at totalsummen af cellerne i de to matricer er ens.

I fremskrivningsår vil båndet (4) imidlertid ikke holde, med mindre alle D_j'erne tilfældigvis udvikler sig proportionalt. Derfor giver kp-leddene anledning til inkonsistens mellem bfi opgjort fra efterspørgselssiden og bfi opgjort fra udbudssiden i fremskrivninger. I ADAM er denne inkonsistens løst ved at korrigere *udbudsside*-bfi med faktoren kxmx, hvilket kan forekomme noget bagvendt (da det notorisk er beregningen af efterspørgselsside-bfi, der påvirkes på en uigennemskuelig måde af kp-leddene).

Ulykkerne stopper desværre bare ikke her. Selv om kp-leddene ikke øger den *samlede* anvendelse i historiske år, forstyrrer de fordelingen af varestrømmene på tilgangskomponenter. For at kp-leddene skal indgå konsistent i modellen, må den implicitte definition af celle *ij* i løbende priser, (1'), modificeres til

(1'a) $$IO_{ij} = p_i \cdot fIO_{ij} \cdot kp_j$$

jf (2') og (3'a), således at hver søjlesum igen bliver lig med anvendelsen (dvs at $D_j = IO_{\bullet j}$ for alle anvendelser). Dette medfører bare, at tilgangen i løbende priser af komponent *i* ikke længere vil være lig med summen af komponentens anvendelser, mao at

(5) $$X_i = p_i \cdot fX_i = p_i \cdot \Sigma_j fIO_{ij} \neq IO_{i\bullet} = p_i \cdot \Sigma_j fIO_{ij} \cdot kp_j$$

jf (3) og (1'a). Med andre ord stemmer ADAMs implicitte i-o tabel i løbende priser ikke med tilgangskomponenterne i løbende priser. Denne inkonsistens er ikke begrænset til fremskrivningsår, men findes også i databanken (undtagen i basisåret).

Lidt empiri og nogle eksempler

Størrelsen af kp-leddene for perioden 1985-90 i databanken fra december 1991 fremgår af tabel 1. Der er mange kp-led i størrelsesordenen 5-10 pct, og der er eksempler på over 20 pct (kpncb, kpe2 og kpne7y)! Den årlige ændring i kp-leddene er også i mange tilfælde i nærheden af 10 pct.

Tabel 1. Kpled 1985-1990

	KPXA	KPXE	KPXNG	KPXNE	KPXNF	KPXNN	KPXNB	KPXNM	KPXNT	KPXNK	KPXNQ
1985	0.986	1.090	1.052	1.014	1.017	1.033	1.016	1.011	1.054	0.979	1.019
1986	0.967	0.994	0.991	1.021	0.984	0.997	1.019	0.995	1.054	0.964	1.024
1987	0.940	0.973	1.086	1.004	0.987	0.970	1.015	0.986	1.045	0.954	1.010
1988	0.977	0.850	1.067	0.899	1.018	1.000	1.014	0.993	1.060	0.949	1.008
1989	0.978	0.815	1.088	0.920	1.008	0.965	1.020	1.008	1.072	0.950	1.018
1990	0.965	0.922	1.090	0.866	1.035	0.967	1.031	1.024	1.081	0.920	1.008

	KPXB	KPXQH	KPXQS	KPXQT	KPXQF	KPXQQ	KPXH	KPNXOV	KPYQI
1985	1.018	0.994	1.014	0.963	1.018	1.006	1.010	1.020	0.998
1986	1.034	0.996	0.986	0.991	1.017	1.011	1.016	1.025	0.992
1987	1.036	0.995	0.984	1.006	1.006	1.016	1.037	1.024	0.988
1988	1.032	0.982	1.004	0.989	1.001	1.043	1.109	1.029	0.983
1989	1.016	0.927	1.017	1.027	1.031	1.041	1.137	1.031	0.985
1990	1.032	0.934	1.002	0.996	1.012	1.055	1.190	1.037	0.983

	KPNCF	KPNCN	KPNCI	KPNCE	KPNCG	KPNCB	KPNCV	KPNCH	KPNCK	KPNCS
1985	1.015	1.014	1.008	0.974	0.905	0.954	0.937	1.001	1.020	1.000
1986	1.029	1.018	1.029	1.055	0.936	0.970	0.938	1.001	1.021	0.998
1987	1.048	1.029	1.055	1.071	0.963	1.036	0.969	1.001	1.013	1.003
1988	1.051	1.007	1.065	1.149	1.022	1.038	0.966	1.001	1.031	0.987
1989	1.053	0.990	1.065	1.175	1.034	1.126	0.947	1.001	1.040	0.974
1990	1.071	1.026	1.086	1.144	1.133	1.232	0.949	1.002	1.037	0.968

	KPNIM	KPNIB	KPIT	KPNIL
1985	0.989	0.998	1.025	0.871
1986	1.001	0.998	0.918	1.102
1987	1.007	0.987	0.913	1.308
1988	0.986	0.992	1.004	1.743
1989	0.981	0.996	1.018	0.762
1990	1.027	1.001	0.969	0.000

	KPNE0	KPE1	KPE2	KPE3	KPE5	KPE6	KPNE7Y	KPE7Q	KPE8
1985	0.977	1.005	1.017	1.000	1.035	0.994	1.018	0.985	0.979
1986	0.985	1.014	0.959	0.953	1.020	0.979	1.015	0.978	0.999
1987	0.990	0.957	1.016	0.909	1.013	0.955	1.038	0.968	0.994
1988	0.954	0.974	0.947	0.925	1.005	0.956	0.878	0.983	0.969
1989	0.979	0.964	0.877	0.949	1.016	0.961	0.810	0.992	0.958
1990	0.949	0.935	0.797	0.939	0.922	0.937	0.773	1.001	0.938

Der er tydeligvis tale om større kp-led i foreløbige år end i endelige år, hvilket tyder på, at RAS-afstemningen af foreløbige i-o tabeller gør mere end blot at tilpasse tabellerne til nye nationalregnskabstal. Der må også være tale om, at fejl og mangler i det foreløbige datamateriale via RAS-afstemningen indarbejdes i i-o koefficienterne. Ikke et ondt ord om dette - vi kan ikke gøre noget ved, at foreløbige data er mangelfulde - men proceduren med at fremskrive i-o koefficienter og kp-led uændrede med sidste observerede værdi

stilles unægtelig i et dårligt lys af denne observation.

Det er ekstra problematisk, at mange af de store kp-led vedrører netop de anvendelser, hvor man på forhånd ikke ville mene, at der var "plads" til store justeringer, fordi de pågældende anvendelser forsynes fra et meget lille antal tilgangskomponenter. Eksempler er eksporten af skibe og fly (kpne7y), bilforbruget (kpncb), brændselsforbruget (kpnce), benzinforbruget (kpncg) samt input i boligbenyttelse (kpxh) og offentlige værker (kpxne). Sågar olieraffinaderierne - der stort set kun køber råolie, og som stort set er den eneste indenlandske køber til råolie - har et kp-led på råvarekøbet på næsten 10 pct (kpxng).

En væsentlig kilde til de store kp-led i foreløbige år kan være *lagrene*. Lagrene er eksogene for RAS-afstemningen, og i mangel af bedre benytter vi modellens lagerrelationer til at bestemme fordelingen af de samlede lagre på tilgangskomponenter. Konsultationer med 6. kontor viser, at i hvert fald det dramatiske kp-led på bilforbruget i 1990 kan henføres til dette forhold. Nationalregnskabet har i 1990 taget ca. 1 mia kr. biler fra nedbygning af lagre, mens modellens tilsvarende tal, som ligger til grund for RAS-afstemningen, er ca. nul. For at få regnestykket til at gå op må RAS-proceduren i stedet lave et kraftigt fald i i-o koefficienten am7bcb, og dette fald er antagelig årsagen til det store kp-led. Vi burde måske undersøge mulighederne for at udnytte det underliggende materiale om lagrene i foreløbigt NR noget bedre.

Der er imidlertid også store kp-led i de endelige år. Det styggeste forekommer umiddelbart at være kpxng, kp-leddet på olieraffinaderiernes input, som er knap 9 pct. i 1987. Det store kp-led kan spores tilbage til leverancen fra olie- og gasudvinding og har i og for sig en rimelig forklaring: Nordsøerhvervet leverer to produkter, gas og olie, og de har åbenbart ikke samme prisindeks med 1980=1 i nationalregnskabet. Mens olien næsten udelukkende går til input i raffinaderierne, går gassen ind i offentlige værker (ne-erhvervet), og det er denne inhomogenitet, der giver det store kpxng-led. Tilbage står det mystiske i, at prisudviklingen på olie og gas tilsyneladende er så forskellig i NR, men det kan vel skyldes, at naturgas ikke produceredes i Danmark i 1980.

Efter disse lidt hårrejsende eksempler skylder man at påpege, at mange kp-led ser fortolkelige ud. For eksempel har kp-leddene på eksporten en klar tendens til at være mindre end 1 efter 1986, hvilket understøtter formodningerne om en prisklemme på eksporten efter dollarfaldet.

For den ihærdige læser er kp-fejlene i mill. kr. i 1987 splittet ud på i-o tabellens enkelte celler i bilag 1 (dvs hver celle i tabellen er den observerede værdi fra Tims i-o tabel i løbende priser minus den beregnede værdi fra i-o modellen *uden* kp-led ved indsættelse af de observerede priser på produktion og import). Der er nogle suveræne topscorere: Leverancen m0a af foderstoffer til landbruget bidrager med en fejl på 1,1 mia kr. Herudover bidrager handelserhvervet, qh, med en stor del af de samlede fejl. Tendensen er, at avancerne på forbruget er steget kraftigere end avancerne på inputs og eksport.

Måske tyder tabellen på, at erhvervet med fordel kunne splittes op i engros- og detailhandel - eller på, at avancerne kunne modelleres efter en helt anden model. Der er også knas med leverancerne fra landbruget, a, til eksport af råvarer, e2 (de evindelige pelsskind). Fødevareindustrien, nf, og de offentlige værker, ne, vil tydeligvis hellere *bon*'ne forbrugerne end erhvervene og udlandet. På det mere moderate plan viser byggeerhvervet, b, som ventet en kraftigere prisstigning på leverancer til inputs (dvs reparationer) end på leverancerne til bygningsinvesteringer. Tendensen til prisklemme på eksporten er også tydelig.

Alt i alt er problemerne med kp-fejl ikke i småtingsafdelingen, men måles i milliarder kr. Brugerne klager da også tit over uforståelige forskydninger i de erhvervsfordelte bruttofaktorindkomster, både i forbindelse med fremskrivninger og i multiplikatorkørsler. Hvor mange af disse problemer, der skyldes inkonsistenser i løbende priser på anvendelsessiden, og hvor mange der skyldes kxmx-korrektionen, er imidlertid et åbent spørgsmål.

Hvad kan vi gøre?

Vi kan altså slå fast, at der er fortolkningsproblemer med priserne på anvendelseskomponenter i modelfremskrivninger: Værdien af den samlede anvendelse vil - uden kxmx-korrektionen - ikke være lig med værdien af den samlede tilgang, fordi kp-leddene "stamper anvendelseskroner ud af den blå luft" (eller lader dem forsvinde samme sted) i fremskrivninger. En eller anden korrektion er altså uomgængelig. Valget af kxmx-konstruktionen forekommer imidlertid at være svært at begrunde ud fra rationelle overvejelser. Nettoresultatet af kxmx-korrektionen er vel nærmest, at man *heller* ikke kan fortolke den samlede værdi af *tilgangen* (og af bfi). Den rigtige korrektion må gå ud på at sikre, at båndet (4) også overholdes i fremskrivninger - ikke kun i databanken. Mon ikke kxmx-konstruktionen mest skyldes historisk inerti?

En enkelt ny ligning kan erstatte kxmx-ligningen:

(5) $$kkp = (\Sigma D_j/kp_j)/\Sigma_j D_j$$

Desuden erstattes kp_j med $kkp \cdot kp_j$ i alle prissammenbindingsligninger. Korrektionsfaktoren kkp vil da justere alle kp-led proportionalt, således at identiteten mellem samlet tilgang og anvendelse bliver overholdt. I databanken vil kkp være lig med 1.

Skitsen ovenfor vil løse konsistensproblemerne mellem *samlet* tilgang og anvendelse i løbende priser, og den vil antagelig også løse mange af de problemer, der har været med erhvervsfordelingen af bfi. Men det er værd at slå fast, at der stadig vil være inkonsistenser mellem tilgang og anvendelse for de *enkelte* tilgangskomponenter i løbende priser: For eksempel vil summen af landbrugets leverancer i løbende priser ikke være lig med landbrugets produktionsværdi i løbende priser.

Hvis sidstnævnte problem skal løses, kræves en udbygning af modellen med et nyt kp-led for hver *tilgangs*komponent, $kp1_i$, bestemt i ligningen

(6) $$kp1_i = X_i/\Sigma_j IO_{ij} = fX_i/\Sigma_j(a_{ij} \cdot fD_j \cdot kp_j \cdot kkp)$$

jf. (1) og (1'a) (modificeret med kkp). Desuden erstattes alle p_i i alle prissammenbindingsligninger med $kp1_i \cdot p_i$ (for ikke at få for lange prissammenbindingsligninger kan man evt definere hjælpevariabler $p1_i = kp1_i \cdot p_i$ og erstatte p_i i sammenbindingsligningerne med $p1_i$). Mens de almindelige kp-led for anvendelserne fortsat er eksogene variabler, skal kp1-leddene være endogene variabler, hvis eneste formål er at holde identiteterne i årets priser intakte - uanset hvad de eksogene kp-led sættes til, og hvad modellen beregner anvendelserne til at være.

De således beregnede tilgangs-kp-led for databankens værdier af kp-led fremgår af tabel 2. De ser noget fredeligere ud end de gammeldags kp-led, med undtagelse af kp1m3r, som er et direkte spejlbillede af den grimme kpxng: Da leverancen af importeret råolie til raffinaderierne, m3rng, opnormeres med næsten 10 pct. ved multiplikation med kpxng, må kp1m3r give anledning til en korrektion på 10 pct nedad, for at sumrestriktionen til M3r(=fM3r· pm3r) kan holde.

Hvis den simple korrektion af kp-leddene (5) suppleres med ligninger a la (6) fås en brugervenlig konstruktion, der giver mulighed for at "tviste" prisstrukturer ved hjælp af de eksogene kp-led, hvorefter modellen så automatisk vil tilpasse sig ved hjælp af proportionaljusteringer, indtil alle identiteter igen er overholdt. Til gengæld vil det være synd at sige, at "transmissionen" af prisstigninger fra udbudsside til efterspørgselsside bliver nem at gennemskue, og simultaniteten mellem priser og mængder i modellen vil øges. På den anden side er næsten alt nok bedre end det, der ligger nu.

Beregningen af historiske data for kp-led og kp1-led er et helt særligt problem. De nye kp1-led vil nemlig ikke være 1 i databanken. Hvis modellens prissammenbindingsligninger - *med* kp1-led - herefter benyttes til at beregne kp-leddene, fås nogle andre kp-led end de nuværende, der igen vil give anledning til nye kp1-led etc. Beregningen af kp- og kp1-led kommer med andre ord til at foregå som et led i en RAS-afstemning af io-tabellen i løbende priser. Logikken i dette er såmænd klar nok: Vi har en observeret i-o tabel i løbende priser, og vi har et modelskøn for den, nemlig i-o tabellen i faste priser, inflateret rækkevis med priserne på tilgangskomponenterne. Ved hjælp af RAS-afstemning kan vi bringe række- og søjlesummerne i den modelberegnede tabel til at stemme med de observerede række/søjlesummer, nøjagtig som vi gør med foreløbige matricer i faste priser. Forskellen er bare, at i prismodellen er vi kun interesserede i række- og søjlemultiplikatorerne, ikke i den afstemte tabel.

Tabel 2. Inkonsistens i tilgangskomponenter i løbende priser

	1985	1986	1987	1985	1986	1987
	--- Forskel, mill. kr. ----			--------- kp1-led ---------		
xa	-306.0	1093.2	578.8	0.995	1.019	1.011
xe	-182.7	6.6	-28.9	0.978	1.001	0.995
xng	136.1	225.9	242.8	1.008	1.025	1.029
xne	124.6	-428.6	-480.2	1.007	0.978	0.976
xnf	588.2	471.0	-166.0	1.007	1.005	0.998
xnn	-109.4	-162.8	-100.3	0.986	0.981	0.988
xnb	-309.0	-495.4	-343.5	0.985	0.979	0.985
xnm	643.1	466.6	1447.5	1.008	1.006	1.018
xnt	-50.6	144.1	-15.0	0.996	1.010	0.999
xnk	-291.5	-235.9	39.3	0.992	0.993	1.001
xnq	241.2	-283.1	-244.2	1.004	0.995	0.996
xb	-37.6	-167.6	335.6	1.000	0.998	1.003
xqh	717.9	254.6	-686.1	1.007	1.002	0.994
xqs	-21.6	426.6	549.3	0.999	1.025	1.033
xqt	-227.8	-225.0	-183.4	0.996	0.997	0.998
xqf	-0.8	113.3	176.6	1.000	1.003	1.005
xqq	-545.8	-821.5	-1083.6	0.995	0.993	0.992
xh	-81.7	-106.5	-84.2	0.999	0.998	0.999
xo	-17.9	127.6	41.2	1.000	1.001	1.000
xqi	0.0	0.0	0.0	0.000	0.000	0.000
m0	-2.3	108.0	137.8	1.000	1.006	1.008
m1	-7.2	-43.2	-40.0	0.997	0.982	0.983
m2	-93.8	-151.6	-86.2	0.991	0.983	0.990
m3k	-49.7	-67.1	10.1	0.992	0.984	1.003
m3r	-542.4	75.7	-317.6	0.951	1.018	0.923
m3q	157.4	66.8	6.2	1.010	1.008	1.001
m5	5.5	147.9	302.7	1.000	1.008	1.016
m6m	-155.4	-108.8	27.9	0.991	0.993	1.002
m6q	-178.8	-245.6	-23.1	0.991	0.988	0.999
m7b	338.9	-208.4	-45.6	1.037	0.984	0.995
m7y	-6.8	-9.5	72.0	0.997	0.996	1.043
m7q	374.6	43.3	226.9	1.010	1.001	1.005
m8	129.5	-132.1	-403.0	1.006	0.994	0.984
ms	-238.0	121.5	136.0	0.987	1.008	1.009
mt	0.0	0.0	0.0	1.000	1.000	1.000

De nuværende kp-led i databanken kan anskues som søjlemultiplikatorerne i første halvdel af første iteration. Da vi i den nuværende databank stopper her, stemmer søjlesummerne godt nok, men ikke rækkesummerne.

De endeligt RAS-afstemte kp- og kp1-led fremgår af tabel 3. De virker ikke væsensforskellige fra de velkendte kp-led, omend kpxng her bliver endnu større.

Vi bør vel under alle omstændigheder prøve at erstatte kxmx-konstruktionen med en kp-justering som (5). Om vi vil tilføje konstruktionen med rækkevise kp1-led må vel afgøres ved forsøg.

Tabel 3. RAS-afstemte korrektionsfaktorer i prissammenbindingen

	RAS-afstemte kp-led				RAS-afstemte kpi-led		
	1985	1986	1987		1985	1986	1987
xa	0.975	0.954	0.936	xa	1.006	1.052	1.019
xe	1.036	1.023	1.028	xe	0.881	1.024	0.935
xng	1.262	0.964	1.223	xng	0.984	1.040	1.008
xne	1.042	1.029	1.019	xne	1.006	0.974	0.962
xnf	1.004	0.948	0.972	xnf	1.025	1.032	1.002
xnn	1.040	1.015	0.996	xnn	0.991	0.970	0.977
xnb	1.028	1.049	1.031	xnb	0.988	0.973	0.985
xnm	0.996	0.997	0.977	xnm	1.025	1.006	1.029
xnt	1.035	1.057	1.037	xnt	1.012	1.023	1.012
xnk	0.981	0.968	0.951	xnk	0.998	0.991	1.005
xnq	1.014	1.032	1.013	xnq	1.015	0.992	0.997
xb	1.020	1.046	1.040	xb	0.995	0.988	1.011
xqh	0.991	1.003	1.002	xqh	1.022	1.007	0.998
xqs	1.047	0.958	0.949	xqs	0.997	1.050	1.061
xqt	0.975	0.989	1.002	xqt	0.995	0.999	1.002
xqf	1.018	1.020	1.015	xqf	0.997	1.004	1.011
xqq	0.997	1.016	1.019	xqq	0.993	0.987	0.989
xh	1.015	1.029	1.032	xh	0.957	0.946	0.959
xo	1.025	1.025	1.018	xo	0.993	0.999	0.996
xqi	1.001	0.988	0.977	xqi	0.000	0.000	0.000
cf	0.992	1.002	1.043	m0	1.014	1.030	1.013
cn	1.012	1.036	1.047	m1	1.004	0.973	0.975
ci	0.989	1.027	1.056	m2	0.997	0.981	0.992
ce	0.975	1.058	1.090	m3k	0.969	0.981	0.994
cg	0.907	0.915	0.956	m3r	0.793	1.053	0.818
cb	0.907	0.986	1.033	m3q	0.996	1.017	0.986
cv	0.919	0.936	0.965	m5	1.006	1.008	1.020
ch	1.045	1.057	1.043	m6m	1.002	0.991	1.009
ck	1.026	1.020	1.008	m6q	0.998	0.983	0.999
cs	1.007	1.010	1.013	m7b	1.075	0.960	1.003
ct	1.000	1.000	1.000	m7y	1.016	0.994	1.054
et	0.843	1.052	1.098	m7q	1.029	0.999	1.016
				m8	1.019	0.992	0.985
co	1.006	1.000	1.003	ms	0.963	1.032	1.042
				mt	1.000	1.000	1.000
im	0.965	1.001	0.995				
ib	1.003	1.010	0.976				
it	1.019	0.872	0.896				
il	0.847	1.179	1.292				
e0	0.953	0.949	0.983				
e1	1.014	1.050	0.991				
e2	1.013	0.955	1.014				
e3	1.047	0.914	0.930				
e5	1.034	1.030	1.013				
e6	0.983	0.986	0.951				
e7y	1.005	0.993	1.023				
e7q	0.961	0.973	0.948				
e8	0.965	1.002	0.989				
es	1.001	0.944	0.933				
et	0.843	1.052	1.098				

Bilag 1. "Kp-fejl" i mill. kr., 1987. Erhverv.

	xa	xe	xng	xne	xnf	xnn	xnb	xnm	xnt	xnk	xnq	xb	xqh	xqs	xqt	xqf	xqq	xh	xo	xqi
xa	185	0	0	0	-492	-19	1	0	0	-2	-247	104	1	0	1	0	10	0	52	0
xe	0	0	399	-262	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
xng	-7	-2	184	77	10	8	52	14	5	23	11	-4	-16	0	-93	-2	-10	-0	-19	0
xne	-108	0	-5	339	-188	-19	-86	-144	-15	-86	-98	-17	-115	-0	-34	-17	-97	-4	-146	0
xnf	-265	0	0	1	-158	16	6	7	1	-31	14	4	3	0	2	1	158	0	127	0
xnn	-8	0	0	0	-10	-20	-0	0	0	-5	0	0	0	0	0	0	-45	0	1	0
xnb	8	0	5	4	-3	-7	-107	-25	-2	1	-29	283	2	1	10	0	-7	0	0	0
xnm	343	-0	0	-0	-77	-17	-0	-15	39	-20	-15	576	-21	-0	-1	-0	-21	0	36	0
xnt	-5	-0	-0	-0	-0	-0	-1	-13	-9	-1	-1	-7	-0	-4	-6	-0	-29	0	10	0
xnk	-212	1	1	3	-47	-2	7	2	8	-308	-18	79	-17	1	6	4	36	1	106	0
xnq	0	1	0	6	-39	-13	-27	-12	3	-26	170	-20	12	1	21	31	485	3	152	0
xb	23	-2	-0	-28	10	1	4	17	1	5	14	11	106	2	-34	23	81	506	26	0
xqh	-774	1	1	-18	-284	-12	146	-319	-38	81	362	338	47	-16	-177	2	71	0	-164	0
xqs	1	-2	-0	1	-0	0	0	2	0	-0	3	3	4	0	15	6	14	0	17	0
xqt	-21	-9	-0	-4	-14	-5	-17	-15	1	-7	-23	-117	-168	6	178	121	-17	-2	343	0
xqf	21	4	0	1	12	1	11	21	6	10	17	10	63	15	22	-1	4	42	4	-274
xqq	86	4	-0	-11	2	-5	-5	-36	-6	-22	-31	236	140	-0	249	-81	-219	51	-330	0
xh	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-0	0
xo	-0	-0	-0	-0	-1	-0	-0	-1	-0	-1	-1	-1	-1	-0	-1	-2	-3	-9	10	0
xqi	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
m0	-1095	-0	-0	-0	289	16	-0	-1	-0	7	-1	-0	-2	-0	-1	-1	94	-0	25	0
m1	-0	-0	-0	-0	-0	44	0	-0	-0	1	-0	-0	-0	-0	-0	-0	-25	-0	-1	0
m2	-7	0	0	0	-183	-6	82	-9	-1	-10	287	77	1	0	0	0	2	0	9	0
m3k	14	0	0	-82	12	0	26	3	0	0	-9	0	0	0	0	0	0	0	2	0
m3r	0	0	-0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
m3q	-13	-2	-3	54	3	8	173	9	4	38	20	8	-27	-0	-102	-4	-21	-1	-39	0
m5	26	0	13	3	-3	-2	56	-87	3	-496	3	58	10	1	-5	3	32	0	112	0
m6m	0	0	0	2	-17	-10	-9	-312	-11	-2	22	86	2	0	0	-1	-1	0	11	0
m6q	1	0	-0	0	56	14	18	-5	8	-68	-113	86	2	0	6	1	13	0	33	0
m7b	0	0	0	0	0	0	0	0	13	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
m7y	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	0
m7q	0	0	0	0	0	-0	6	220	354	15	14	114	-2	-0	29	-1	292	-0	3	0
m8	-5	-0	0	1	-21	-1	-4	67	12	-27	53	27	-14	0	3	3	-18	1	299	0
ms	4	67	0	2	5	1	2	9	1	5	7	34	13	-201	10	15	-5	1	19	0
mt	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Bilag 1 (fortsat). Kp-fejl i mill. kr. Endelig anvendelse.

	cf	cn	ci	ce	cg	cb	cv	ch	ck	cs	ct	et	co	im	ib	it	il	e0	e1	e2	e3	e5	e6	e7y	e7q	e8	es
xa	26	0	-37	18	0	0	-3	0	0	7	0	0	0	0	0	43	-780	75	0	1055	0	0	0	0	0	-0	0
xe	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-29	0	0	0	-108	0	0	0	0	0	0
xng	0	0	1	-75	-26	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	7	0	0	1	-141	0	0	0	0	0	0
xne	0	0	0	984	-4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	41	0	0	0	-181	0	0	0	0	0	0
xnf	858	42	-17	0	0	0	0	0	0	-0	0	0	0	9	0	0	56	-921	9	-24	-0	94	4	0	0	0	0
xnn	4	81	-0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	-20	20	0	0	-0	0	0	0	0	0
xnb	2	0	-3	9	8	-0	-2	0	0	-0	0	0	0	-62	0	0	-13	0	0	-58	-43	14	3	0	-5	15	0
xnm	0	0	-3	0	0	-5	3	0	0	7	0	0	0	316	0	0	-106	0	0	-16	0	1	-496	1	-727	206	13
xnt	0	0	1	0	0	-39	7	0	0	-0	0	0	0	77	0	0	2	0	0	-0	0	0	-16	128	-91	-0	-1
xnk	0	-0	149	0	0	0	38	0	0	-6	0	0	0	83	0	0	4	-19	-0	-223	6	170	22	0	-40	165	0
xnq	-0	0	114	-0	0	-0	-12	0	0	16	0	0	0	45	0	0	-34	-0	0	-19	0	-5	-314	0	-39	-500	0
xb	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-766	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
xqh	1009	232	1418	-50	-91	444	-392	0	0	-51	0	0	0	193	0	0	10	-383	-102	-458	-123	-134	-102	3	-116	-135	-419
xqs	0	0	0	0	0	0	0	0	193	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-259
xqt	0	0	0	0	0	0	0	0	-7	155	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-378
xqf	0	0	0	0	0	0	0	0	7	80	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-75
xqq	0	0	-1	0	0	0	39	5	0	8	0	0	0	32	-149	0	-0	0	0	0	0	0	0	0	0	24	20
xh	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
xo	0	0	0	0	0	0	0	67	0	117	0	0	-173	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
xqi	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
m0	117	0	-2	-0	0	0	-3	0	0	0	0	0	0	0	0	-1	-16	572	0	0	0	0	0	0	0	0	0
m1	1	-32	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	0	10	0	0	0	0	0	0	0	0
m2	-16	0	152	1	0	0	-2	0	0	0	0	0	0	2	0	0	-335	0	0	-46	0	0	0	0	0	0	0
m3k	0	0	3	14	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	25	0	0	0	-10	0	0	0	0	0	0
m3r	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
m3q	0	0	3	-125	-29	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	31	0	0	0	15	0	0	0	0	0	0
m5	1	0	177	0	-4	0	-2	0	0	-3	0	0	0	0	0	0	-54	0	0	0	0	158	0	0	0	0	0
m6m	0	0	10	0	0	0	49	0	0	0	0	0	0	142	0	0	8	0	0	0	0	0	26	0	0	0	0
m6q	0	-3	-27	0	0	0	-2	0	0	18	0	0	0	-13	0	0	6	0	0	0	0	0	-31	0	0	0	0
m7b	0	0	0	0	0	-91	0	0	0	0	0	0	0	75	0	0	5	0	0	0	0	0	0	0	-4	0	0
m7y	0	0	0	0	0	0	-4	0	0	0	0	0	0	9	0	0	-7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
m7q	0	0	-8	0	0	-19	-291	0	0	6	0	0	0	-371	0	0	-90	0	0	0	0	0	0	0	-272	0	0
m8	0	0	-7	0	0	0	-206	0	0	-13	0	0	0	-128	0	0	-12	0	0	0	0	0	0	0	0	-11	0
ms	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	8
mt	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir*

Karsten Theil Hansen
Asger Olsen
Poul Uffe Dam

17. oktober 1991

Direkte skatter (personskatter og selskabsskatter)

Resumé:

Dette papir samler de forskellige rettelsesforslag vedrørende direkte skatter. For personskatter er ændringerne i forhold til tidligere af redaktionel karakter. For selskabsskatternes vedkommende er der tale om en reestimation af ligningen for pengeinstitutternes selskabsskat fra det sidste papir om selskabsskatter. Denne reestimation er nødvendig, idet en serie for ultimorenten tænkes anvendt i relationen.

p:\wp

Nøgleord: direkte skatter, selskabsskat, kursgevinster, ultimorenter

Personskatter

Ligningerne for personskatter følger med små rettelser det forslag, der er fremlagt fornylig.[1]

Ligningen for reguleringsindekset tilpasses de ændringer, der iøvrigt sker på dette område.

Der indføres en ny variabel *kbysp* til styring af progressionen for tillægsskatterne, hvor *kbys2* var benyttet i sidste forslag.

Ligningerne for skattepligtig indkomst tilpasses uden at indholdet ændres, men således at de bringes i bedre overensstemmelse med de underliggende data.

Ligningen for overskydende skat opskrives i niveau, hvor den stod i ændringer i sidste forslag.

Selskabsskatter, indledning

Under arbejdet med indlægning af de nyligt estimerede selskabsskatterelationer[2], blev det hurtigt afsløret, at en stillingtagen til spørgsmålet om indførelse af ultimorenter i ADAM var påkrævet. I det førnævnte papirs estimationer benyttedes iwbz i 4.kvartal i finbk som proxy for en ultimorenteserie. Denne serie findes i sagens natur ikke i adambk, og det vil derfor ikke være muligt at reproducere estimationerne ved hjælp af serier fra adambk sådan som traditionen byder.

I papiret blev der i fodnote 2, s.6, argumenteret for, at dette problem kunne løses ved at bruge gennemsnitsrenten fra adambk samt et justeringsled, som skulle rette den fejl som opstår, når gennemsnitsrenten bruges istedet for ultimorenten. Meningen var, at justeringsleddet skulle ligge med værdien 0 i banken, således at brugerne kunne bruge justeringsleddet ved 1-step forecasts, som vel er det selskabsskatterelationen primært skal bruges til. Disse argumenter overser dog stadig, at estimationerne i papiret ikke kan reproduceres ved hjælp af adambk.

På baggrund af dette vil vi anbefale, at der indføres en serie for ultimorenten ind i ADAM. Så vidt vi kan se, vil dette ikke skabe problemer andre steder i modellen. Serien kunne eventuelt yderligere anvendes i makroforbrugsfunktionen.

---

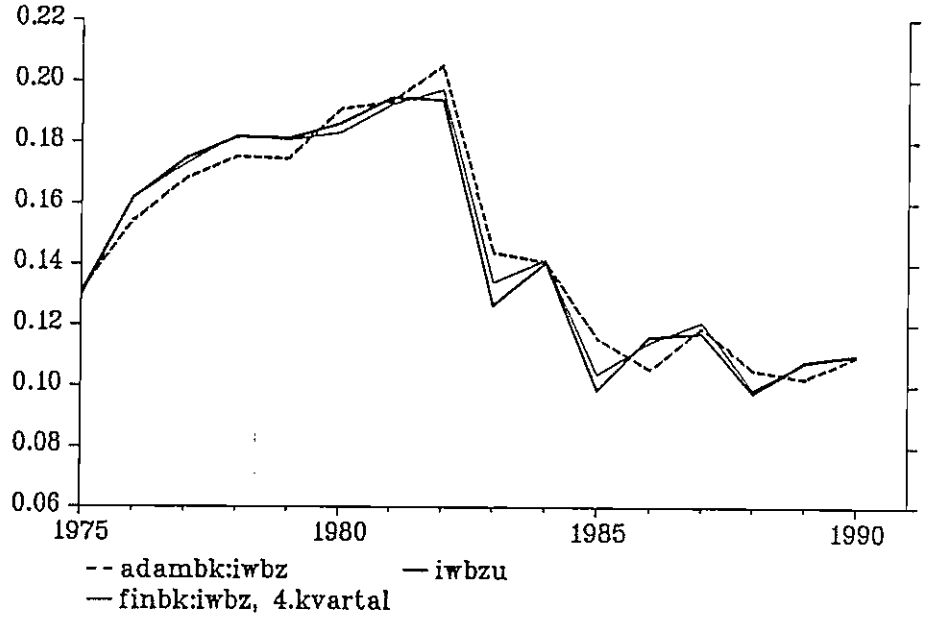
[1]Poul Uffe Dam og Pernille Biilman, 28.august 1991, 'Direkte skatter i ADAM'.

[2]Se Asger Olsen og Karsten Theil Hansen, 22.august 1991, 'Selskabsskatterelationen i ADAM'.

En ultimorenteserie

Ved estimationerne blev, som før nævnt, iwbz i 4.kvartal i finbk brugt som ultimorente. Årsagen til brugen af denne serie som ultimorenteserie var bekvemmelighedshensyn. Hvis en ultimorenteserie skal indlægges i adambk, bør man naturligvis bruge "ægte" ultimorenter. En lettilgængelig og pålidelig kilde til en sådan serie er *Nationalbankens kvartalsoversigt, tabel 29, tabelhoved = gennemsnit af effektiv obligationsrente.* Denne serie giver et vejet gennemsnit af samtlige papirer på kurslistens sektion I og II ultimo december måned. I figur 1 er denne serie, som i det følgende kaldes *iwbzu*, afbildet sammen med *iwbz* fra adambk og *iwbz* i 4.kvartal fra finbk.

Figur 1.



Selskabsskatterelationen med *iwbzu* som ultimorenteserie

I det følgende vises resultaterne af beregningerne fra papiret 'Selskabsskatterelationen i ADAM', når *iwbzu* benyttes som ultimorenteserie.[3] Den eneste forskel i de følgende beregninger fra dem i papiret, er altså at *iwbzu* benyttes istedet for *iwbz* i 4.kvartal.

Der gives kun en hurtig gennemgang, og det forudsættes at læseren er bekendt med det førnævnte papir.

[3]Bemærk at der i 'Selskabskatterelationen i ADAM' også findes en *iwbzu*-serie. Denne er lig iwbz i 4.kvartal i finbk, og altså ikke lig den i dette papir nævnte *iwbzu*-serie.

Kursudviklingen beregnes som $$kwpbu = \frac{\frac{1-(1+iwbzu)^{-nwpb}}{iwbzu}}{\frac{1-(1+iwbn)^{-nwpb}}{iwbn}}$$

, hvorefter pengeinstitutternes obligationsbeholdning til kursværdi findes ud fra ligningen

$$Wbbzk = Wbbzk_{-1}\frac{kwpbu}{kwpbu_{-1}} + Wbbz - Wbbz_{-1}$$

$$, \; Wbbzk_{1980} = Wbbz_{1980:4}$$

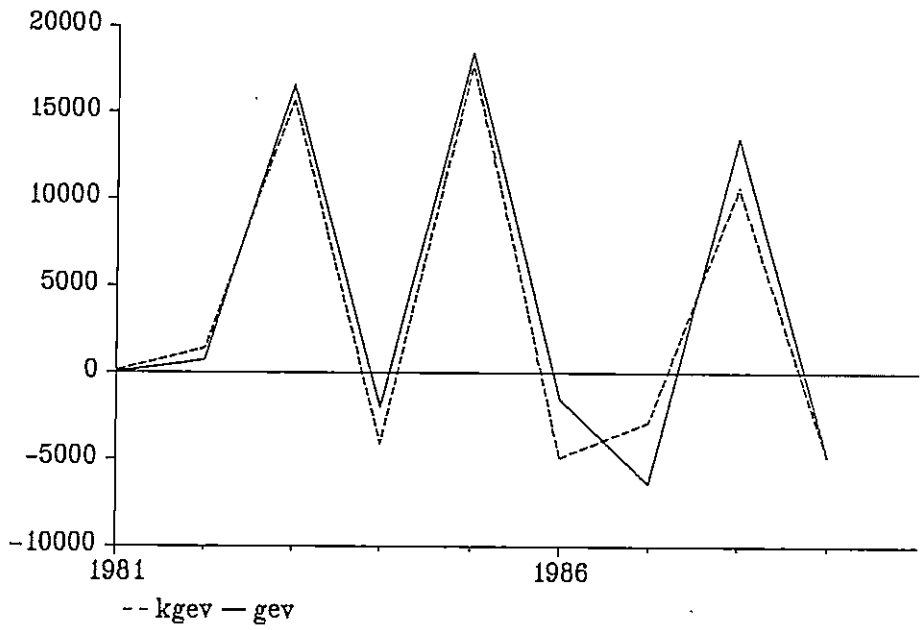
Kursgevinsterne kan nu findes ud som[4]

$$kgev = Wbbzk_{-1}\left(\frac{kwpbu - kwpbu_{-1}}{kwpbu_{-1}}\right)\alpha$$

Ud fra samme metode som i papiret fås, at $\alpha = 0.6$ er et rimeligt skøn.

I nedenstående figur sammenlignes *kgev* med kursgevinsterne fra papiret, *gev*.

Figur 2.



[4] I 'Selskabsskatterelationen i ADAM', s.6, ligning (ii), skal der stå $Wbbzk_{-1}$ istedet for *Wbbzk*.

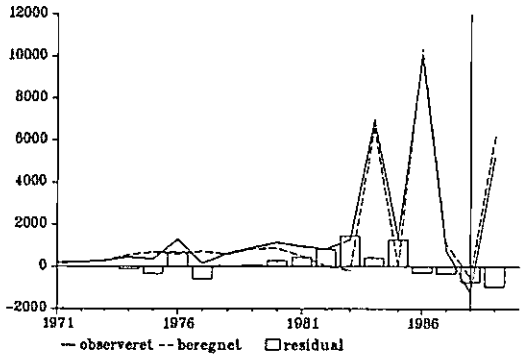
Man kan nu estimere relation (2) fra papiret med den nye serie for kursgevinsterne. Ligesom i papiret estimeres der først frem til 1989, således at et estimat til dummyen opnås. Herefter trækkes estimatet af koefficienten til dummyen fra på venstresiden, og der estimeres til 1988.

Resultatet af estimationerne følger nedenfor.

```
(2')
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   19 periods from 1971 to 1989
Date: 18 OCT 1991

sdsqfb

  =    0.79564 * tsds*(yrqf.1+tibn.1+yfqi.1-((ipv4qf.1+ipv4qf.2)/2))
      (6.93162)

     + 0.93537 * tsds*d84*kgev.1 + 2473.57 * d88
      (15.6481)                    (4.76760)

Sum Sq    7340017   Std Err   655.635   LHS Mean  1681.78   Res Mean  155.985
R Sq       0.9367   R Bar Sq   0.9288   F  3, 16  78.9283   %RMSE     25.1585
D.W.( 1)   0.9094   D.W.( 2)   0.9517

(2)
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for   18 periods from 1971 to 1988
Date: 18 OCT 1991

sdsqfba

  =    0.81675 * tsds*(yrqf.1+tibn.1+yfqi.1-((ipv4qf.1+ipv4qf.2)/2))
      (7.42674)

     + 0.96551 * tsds*d84*kgev.1
      (16.8943)

Sum Sq    6617136   Std Err   617.229   LHS Mean  1485.26   Res Mean  170.226
R Sq       0.9460   R Bar Sq   0.9426   F  2, 16  140.103   %RMSE     23.2414
LM(1):     4.3290
```

Den vigtigste forskel i forhold til relation (2) fra papiret er, at estimatet af β_1 stiger fra 0.54 til 0.82. Dette er meget fint, idet der i papiret på s.11 blev argumenteret for, at den forventede værdi af estimatet af β_1 ville ligge omkring 0.85. Observerede og beregnede værdier er afbildet i nedenstående figur.

Figur 3. Relation (2).



Figur 3 er stort set identisk med figur 9 fra papiret.

Efter gennemgang af estimationerne fra det første papir, har det vist sig, at der var en lille fejl i serien for afskrivningsudtrykket i selskabsskatterelationen for resterhvervene, dvs. alle erhverv undtaget pengeinstitutterne. Fejlen er lille, og har kun meget små konsekvenser for estimationsresultaterne, men den skal naturligvis rettes. I det følgende gengives derfor de korrekte estimationsresultater af relation (4) fra papiret.

(4)
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for 18 periods from 1971 to 1988
Date: 18 OCT 1991

sdsres

= 0.40105 * tsds*(yrs.1-yrqf.1-((ipv4res.1+ipv4res.2)/2))
(28.2507)

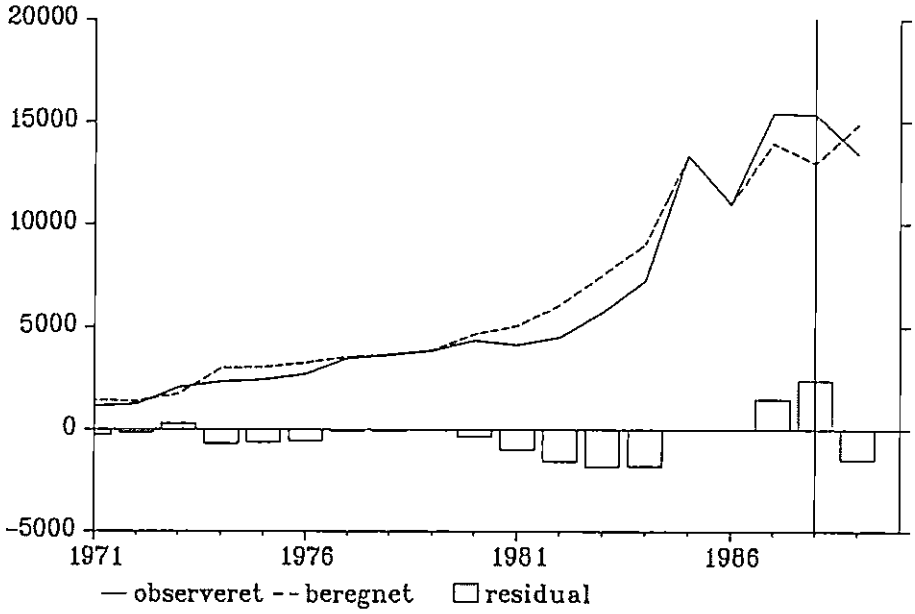
+ 3020.44 * d85
(3.89659)

Sum Sq	2E+07	Std Err	1057.34	LHS Mean	5754.88
R Sq	0.9495	R Bar Sq	0.9464	F 2, 16	150.464
LM(1)	2.4126	Chi(1)	1.8759		

Den eneste forskel fra resultaterne i papiret er en lidt mindre koefficient til indkomstudtrykket (fra 0.42 til 0.4), og en lidt større koefficient til dummyen (fra 2999 til 3020).

På baggrund af ovenstående resultater må det konkluderes, at der ikke er nogle problemer med at bruge *iwbzu* som ultimorenteserie i selskabsskatterelationen for pengeinstitutterne.

Figur 4. Relation (4).



Det anbefales, at relation (2) og (4) lægges ind i modellen.

Modelformler ADAM oktober 1991, direkte skatter m.v.

```
FRML GUSY    USY     = KUSY*(UA+UPN) + JUSY $
FRML ITSU3   TSU3    = TSU2 + TST1 $
FRML ITSU4   TSU4    = TSU2 + TST1 + TST2 $
FRML ITSS0   TSS0    = (1-BYS10)*(TSP+TSK) + (BYS20*TSU2+BYS30*TSU3
                       +BYS40*TSU4+BYS50*TSU5)*TSU $
FRML ITSS1   TSS1    = 100*((BYS21*TSU2+BYS31*TSU3+BYS41*TSU4
                       +BYS51*TSU5)*TSU-BYS11*(TSP+TSK)) $
FRML ITSA0   TSA0    = TSS0/(1-BYS10) $
FRML ITSA1   TSA1    = 100*((TSS0+TSS1*0.01)/(1-BYS10-BYS11)-TSA0) $
FRML GKYAL2  KYAL2   = KYAL2E*LAH(-1)*LAHE(-2)/(LAH(-2)*LAHE(-1)) $
FRML GYAF    YAF     = (0.25*YA(-1)*0.5*(KYAL2+1) + 0.75*YA(-2)*KYAL2)*KYAF
                       + JYAF $
FRML GPCRS2  PCRS2   = PCRS2(-1)*(RLISA+1)*(1-DPCRS2) + JDPCRS2 $
FRML IKBYAF  KBYAF2  = (YAF*USYE(-1)*PCRS2E-YAFE*USY(-1)*PCRS2)
                       /(YAFE*USY(-1)*PCRS2) $
FRML GSBAF   SBAF    = (TSS0+TSS1*KBYAF2)*YAF*KSBAF + JSBAF $
FRML GTSA    TSA     = (TSA0+TSA1*KBYAF2)*KTSA + JTSA $
FRML GYA     YA      = (YW+TYD+TYPR+TYPS+TYSA-TOPK-TYPRI-SAQW-SAQP-
                        SAQO)*KYA2 + JYA $
FRML GSBA    SBA     = (SBAF+TSA*(YA-YAF))*KSBA + JSBA $
FRML IYRRB2  YRRB2   = TYSB + SKUG + 0.016*YRS(-1) + 0.05*YA + 0.44*YRR1
                       + 0.44*YRR1(-1) + 0.52*TIPP2 + 0.22*TIPP2(-1) $
FRML IYRRF2  YRRBF2  = .25*YRRB2 + .25*YRRB2(-1)*.5*(KYAL2+1)
                        + .5*YRRB2(-2)*KYAL2 $
FRML GSBB2   SBB     = (TSS0+TSS1*KBYAF)*YRRBF2*KSBB2 + JSBB $
FRML ISB     SB      = SBA + SBB + SBU $
FRML GSKUG   SKUG    = KSKUG*SBU $
FRML IYAT2   YAT2    = YA + TYSB*KYA - SAFM $
FRML GIPV4   IPV4    = BIVPM0*PIPM*FIPM + BIVPM1(-1)*PIPM(-1)*FIPM(-1)
                       + BIVPB0*PIPB*FIPB + BIVPB1(-1)*PIPB(-1)*FIPB(-1)
                       + JIPV4 $
FRML IYRR1   YRR1    = YRP + 0.2*YRH - 0.5*IPV4 $
FRML GYSR    YSR     = YSR(-1) + 0.5*(YRR1 - YRR1(-2)) + JDYSR $
FRML GYSTI   YSTI    = YSTI(-1) + 0.7*TIPP2 - 0.4*TIPP2(-1)
                       - 0.3*TIPP2(-2) + JDYSTI $
FRML SYS     YS      = DYS*YS(-1) + JDYS + (1-DYS)*(YS(-1) + SKUG
                       - SKUG(-1) + 0.016*(YRS(-1) - YRS(-2))
                       + 0.921*(YAT2-YAT2(-1)) + 0.878*(YSR - YSR(-1))
                       + 0.736*(YSTI - YSTI(-1)) - 3065*D7985 + 444) $
FRML GYSP    YSP     = YA*KYSP + JYSP $
FRML IKBYS2  KBYS2   = (YS*USYE*PCRS2E - YSE*USY*PCRS2)/(YSE*USY*PCRS2) $
FRML IKBYSP  KBYSP   = (YSP*USYE*PCRS2E - YSPE*USY*PCRS2)/(YSPE*USY*PCRS2) $
FRML ITSSY0  TSSY0   = (1 - BYS10)*(TSP + TSK + TSU2*TSU) $
FRML ITSSY1  TSSY1   = 100*(-BYS11*(TSP + TSK + TSU2*TSU)) $
FRML GSSY2   SSY2    = (TSSY0 + TSSY1*KBYS2)*YS*KSSY2 + JSSY2 $
FRML ITSST0  TSST0   = (BYSP10*TST1 + BYSP20*(TST1 + TST2))*TSU $
FRML ITSST1  TSST1   = 100*(BYSP11*TST1 + BYSP21*(TST1 + TST2))*TSU $
FRML GSSYT   SSYT    = (TSST0 + TSST1*KBYSP2)*YSP*KSSYT + JSSYT $
FRML ISSY    SSY     = (SSY2 + SSYT)*(1 - DSR)
                       + ((TSS0 + TSS1*KBYS2)*YS*KSSY)*DSR $
FRML ISS     SS      = SSY + SSF $
FRML ISRN    SRN     = SS + SRMK(-2) - SB - SKUG $
FRML SSOO    SOO     = JSOO + (1-DSOO)*(0.06763*SS
                       - 0.46155*SRN - SOV + 341) $
FRML ISRO    SRO     = SRN + SOO - SRV + SOV $
FRML GSOK    SOK     = SOO*KSOO $
FRML GSRK    SRK     = SRO*KSRO $
FRML GSRMK   SRMK    = BSRMK*SRK $
FRML ISRRK   SRRK    = SRK - SRMK $
FRML ISK     SK      = SB + SRV(-1) - SOV(-1) - SOK(-1) + SKSI(-1)
                       + SRKL*DRKL + SRRK(-2)*(1-DRKL)*DSRRK(-1)
                       + SRRK(-1)*(1-DRKL)*(1-DSRRK) $
```

```
FRML SSKRES SKRES   = JSKRES + (1-DSKRES)
                      *(0.072*(SS - SS(-1)) - 0.138*(SS(-1) - SS(-2))
                      + 0.163*((SS(-1) - SS(-2)) - (SS(-2) - SS(-3)))
                      + 663) $
FRML ISKBD  SKBD    = SS + SKSI(-1) + SKRES + SRRRS $
FRML GSDU   SDU     = TDU*QW*(1-BQ/2)*.001 $
FRML GSDV   SDV     = TSDV*(KCB+KCB(-1))/2 + JSDV $
FRML GIPVBK IPV4BK  = 0.03*(BIVPM0*PIPM*FIPM+BIVPM1(-1)*PIPM(-1)*FIPM(-1))
                      + 0.017*(BIVPB0*PIPB*FIPB + BIVPB1(-1)*PIPB(-1)*FIPB(-1))$
FRML GIWBZU IWBZU   = IWBZ + JIWBZU
FRML GKWPBU KWPBU   = ((1-(1+IWBZU)**(-NWPB))/(1-(1+IWBN)**(-NWPB)))*(IWBN/IWBZU)$
FRML GWBBZK WBBZK   = WBBZK(-1)*(KWPBU/KWPBU(-1)) + WBBZ - WBBZ(-1) $

FRML GSDSBK SDSBK   = 0.81675*TSDS*(YRQF(-1)+TIBN(-1)+YFQI(-1)-
                      (IPV4BK(-1)+IPV4BK(-2))/2 ) +
                      0.96551*TSDS*(1-DSDSK)*(WBBZK(-2)*((KWPBU(-1)-
                      KWPBU(-2) )/KWPBU(-2))*0.6) + JSDSBK $
FRML GSDSR  SDSR    = 0.40105*TSDS*(YRS(-1)-YRQF(-1)-(IPV4(-1)-
                      IPV4BK(-1) + IPV4(-2)-IPVBK(-2))/2)+
                      3020.44*(D85-D85(-1)) + JSDSR $
FRML ISDS   SDS     = SDSBK+SDSR $
FRML GIWBR  IWBR    = 0.9*((TIFPN(-1)+TIFPN(-2))/(2*WABZ(-2)))
                      + 0.1*IWBZ - 0.0003 + JIWBR $
FRML GPCPN  PCPN    = ((PNCB*FCB/.467752)+(PNCE*FCE/.715931)
                      +(PNCF*FCF/.833212)+(PNCG*FCG/.470535)
                      +(PNCH*FCH/.998333)+(PNCI*FCI/.835350)
                      +(PNCK*FCK/.922677)+(PNCN*FCN/.372328)
                      +(PNCS*FCS/.871860)+(PCT*FCT/1)
                      +(PNCV*FCV/.821248))/(FCP+FET) $
FRML GTSDR  TSDR    = 0.99*(((IWBR-0.035-(1.035*(1/2+(1/2*DTSDR))
                      *(((PCPN(-1)/PCPN(-2))-1)+(1-DTSDR)
                      *((PCPN(-2)/PCPN(-3))-1)))))/IWBR) + JTSDR $
FRML GSDR   SDR     = (1-DSDR)*KSDR*TSDR*(1-(108024/(WALL+WALP+WABZ)))
                      *TIFPN+DSDR*2777.0 + JSDR $
FRML ISD    SD      = SK*(1-DSBD) + SKBD*DSBD + SDU + SDP1 + SDV
                      + SDS + SDR $
FRML GSAQW  SAQW    = TAQW*QW*(1-BQ/2)*.001 $
FRML GSAQO  SAQO    = TAQO*QO*(1-BQO/2)*.001 $
FRML GSAQP  SAQP    = TAQP*QP*(1-BQP/2)*.001 $
FRML GSAFM  SAFM    = TAFM*QW*(1-BQ/2)*.001 $
FRML ISASO  SASO    = SAQW + SAQO + SAQP + SAFM + SASR $
FRML ISA    SA      = SAK + SAGB + SASO $
FRML IS     S       = SD + SIAF + SA $
```

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir

Morten Winge
Asger Olsen

14. oktober 1991

MA-processer i prisrelationerne

Resumé:

Dette papir er et resultat af fornyede overvejelser omkring de antagelser som lagstrukturen i eksogene og restleddet er underkastet ved brug af fejlkorrektionsmodellen. Da fejlkorrektionsmodellen er ækvivalent med en Koyck-lag specifikation indebærer anvendelsen af fejlkorrektionsmodellen, at vi antager samme lagstruktur i restled og eksogene (højresidevariabler). Dette argumenteres der i papiret imod som en økonomisk plausibel antagelse for prisrelationernes vedkommende, og der forsøges i stedet med specifikationer med kortere lags i de eksogene variabler. Papiret har på grund af tidnød en lidt rodet struktur.

C:\WP\MODELPAP\141091.mw

Nøgleord: moving average MA prisrelationer koyck-lag

Indledning: I tidligere papirer om prisligningerne har vi været inde på problemerne omkring den uendeligt lange tilpasningsproces der er indeholdt i fejlkorrektionsspecifikationen. Tidligere har vi mest bekymret os om, at fejlkorrektionen kan give anledning til relativt store tilpasninger det første år i en fremskrivningsperiode; men en anden problematisk egenskab er selve "uendeligheden" i fejlkorrektionens koyck-tilpasning - især eftersom visse af fejlkorrektionsparametrene tidligere er blevet estimeret til værdier så lave, at effekten af en uligevægt kan have synlig virkning efter selv 10 års forløb. Dette virker utroværdigt, og det har fået os til at se os om efter en endelig proces[1] til prisrelationernes restled.

Udformning af specifikation

Grundmodellen bag alt vores hidtidige arbejde har været den simple mark-up model:

$$px_t = \alpha \times pwp_t + \beta \times vl_t + v_t \tag{1}$$

pwp: Råstofomkostninger pr. enhed
vl: lønomkostninger pr. enhed
hvor vi normalt vil pålægge restriktionen $\alpha = \beta$.

Den rene niveaumodel (1) mangler noget dynamik for at kunne beskrive prisudviklingen; den generelle måde at dynamisere (1) på er:

$$\begin{aligned} px_t = {} & \alpha_0 \times pwp_t + \beta_0 \times vl_t + \alpha_1 \times pwp_{t-1} + \beta_1 \times vl_{t-1} + \dots \\ & + u_t + \gamma_1 \times u_{t-1} + \dots \end{aligned} \tag{2}$$

hvor u_t er hvid støj. Et specialtilfælde af ovenstående er Koyck-lagget, hvor vi antager den samme lagstruktur i såvel eksogene som restled med geometrisk aftagende koefficienter, hvilket er ækvivalent med en AR(1)-proces:

$$\begin{aligned} px_t &= \alpha \times pwp_t + \beta \times vl_t + \gamma \times px_{t-1} + u_t \Leftrightarrow \\ px_t &= \alpha \times \Phi(pwp_t) + \beta \times \Phi(vl_t) + \Phi(u_t) \\ & \quad hvor\ \Phi = 1 + \gamma \times L + \gamma^2 \times L^2 + \dots \end{aligned} \tag{3}$$

hvor L er lagoperatoren, dvs at $L(x_t)=x_{t-1}$. Fejlkorrektionsmodellen findes ved at trække px_{t-1} fra begge sider af første lighedstegn i (3) (hvis vi for enkelheds skyld sætter $\alpha = \beta = \delta$):

$$D(px_t) = \delta \times D(pwp_t + vl_t) - (1-\gamma) \times \left[px_{t-1} - \frac{\delta}{1-\gamma} \times (pwp_{t-1} + vl_{t-1}) \right] + u_t \tag{4}$$

Da (4) er en rent matematisk omskrivning af koyck-lagget (3), er u_t det samme i de to modeller, og de to modeller har den samme antagelse om identisk,

[1] I modsætning til AR(1)-processen i fejlkorrektionsrelationen.

geometrisk aftagende lagprofil i eksogene og støjled.

I prisligningerne mener vi dog at kunne argumentere for, at der sandsynligvis **ikke** er den samme lagstruktur i restled og eksogene. Det er nemlig svært at forestille sig at løn- og råstofomkostninger ikke skulle slå fuldt i gennem på prisen indenfor en kort tidshorisont. De trægheder i tilpasningen, vi alligevel observerer, må snarere kunne henføres til den ikke-medtagne variabel - kapitalomkostninger. Altså er modellen fejlspecificeret fra start af ved ikke at have kapitalomkostningerne inde; og eftersom kapitalomkostningerne må antages at bevæge sig trægt i forhold til produktionen,[2] kan der argumenteres for, at udeladelsen af kapitalomkostningerne fører til positiv autokorrelation. Vel at mærke autokorrelation der ikke kan henføres til de eksogene variabler inkluderet i ligningen.

Hvis dette ræsonnement holder vand, betyder det, at fejlkorrektionsmodellen er fejlspecificeret ud over manglen på kapitalomkostninger, fordi den antager ens lagstruktur i eksogene og restled.

Hva' gør vi så ?

A priori forventer vi, at dynamikken mellem de variable omkostninger (*pwp* og *vl*) og prisen kan beskrives ved en lagfunktion med højst 1 års lag i (i lønomkostningsudtrykket er der allerede lag i produktiviteten). Dynamikken i restleddet vil i første omgang søges forklaret ved en MA-proces af orden 4:

$$\begin{aligned} px_t &= \alpha_1 \times pwp_t + \alpha_2 \times pwp_{t-1} + \beta_1 \times vl_t + \beta_2 \times vl_{t-1} + v_t \\ v_t &= u_t + \theta_1 \times u_{t-1} + \theta_2 \times u_{t-2} + \theta_3 \times u_{t-3} + \theta_4 \times u_{t-4} \\ & dvs.\ \ v_t \sim MA(4) \end{aligned} \tag{5}$$

MA(4)-processen kan ses som en approksimation til en MA(∞)-proces, dvs som approksimation til en AR(1)-proces som den vi har i Koyck-lagget og fejlkorrektionsmodellen. MA(4)-processen har den fordel frem for de to andre processer, at den er endelig, så vi ved præcist, hvornår relationerne vender tilbage til ligevægt efter et chok af den ene eller anden art.[3]

I lighed med (1) vil vi her gerne have: $\alpha_1+\alpha_2=\beta_1+\beta_2$, sådan at vi får samme langsigtede mark-up på løn- og råstofomkostninger, mens kortsigtsdynamikken bliver givet "fri" - indenfor rammerne af det maksimale et års lag. Det skal bemærkes, at i denne version optræder pwp uden det sædvanlige ¼-års lag, da lagget estimeres.

---

[2]I modsætning til de to andre omkostningskomponenter, der er direkte relateret til produktionens størrelse - bortset fra evt. labour-hoarding.

[3]Om homogenitetskrav se Morten Winge, Asger Olsen og John Smidt 5. marts 1991.

Estimationsforsøg

I praksis har det vist sig vanskeligt at få AREMOS' iterationsprocedure til at fungere, når (5) estimeres direkte med restriktionen $\Sigma\alpha = \Sigma\beta$, derfor er relationen alternativt estimeret på ligningen:

$$px_t = a_1 \times (pwp_t + vl_t) + a_2 \times D(pwp_t) + a_3 \times D(vl_t) + v_t \qquad (6)$$
$$v_t \sim MA(4)$$

Herefter fås koefficienterne fra (5) som:

$\alpha_1 = a_1 + a_2$, $\alpha_2 = -a_2$

$\beta_1 = a_1 + a_3$, $\beta_2 = -a_3$

Heraf ses, at $a_2, a_3 < 0$ og $|a_2|, |a_3| < a_1$ er ønskeligt.

Resultaterne ses på omstående side.

Kommentarer: For koefficienternes vedkommende er der problemer i nn,b,qt-erhvervene, hvor koefficienten til lønomkostningerne i ændringer bliver positiv, dvs. β_2 fra (5) bliver i disse tilfælde negativ ⇒ større gennemslag af lønomkostninger på kort end på langt sigt, hvilket vi ikke bryder os om. Det ses dog også at disse koefficienter har t-værdier < 1, hvorfor de kan bindes til nul, uden at det kan ses på forklaringsevnen. Et større problem er ne-erhvervet, hvor koefficienten til lønomkostningerne i ændringer er både stor, positiv og signifikant. Dette skyldes at lønomkostningerne i fri estimation får en meget højere koefficient end råstofomkostningerne. Men eftersom lønomkostningerne er helt uden betydning i denne sektor, bør vi kunne binde dem til at følge råstofomkostningerne uden dynamik.

Der er dog færre sektorer med problematiske kortsigtseffekter end i de "gamle" lineære fejlkorrektionsestimationer, jf tabel 3 nedenfor.[4]

Hvis vi tager DW-værdien som en indikator af, om MA(4)-processen i restleddet fanger al autokorrelationen, ses det, at der er problemer med nq og qt erhvervene, hvor der begge steder er klar indikation af positiv autokorrelation. Da det interessante sammenligningsgrundlag må være den lineære fejlkorrektionsmodel, er DW-teststørrelserne fra estimationerne af disse skrevet i parentes under DW-værdierne fra MA-estimationerne. Det ses, at ingen af specifikationerne er åbenlyst bedre end den anden målt med denne målestok, dvs. det er ikke åbenlyst ud fra dette "test", om AR(1)-processen eller MA(4)'eren forklarer autokorrelationen bedst.[5]

---

[4]Præsenteret i papiret "Sektorprisrelationer", Morten Winge og Asger Olsen d. 14. juni 1991, og på modelgruppemødet d. 6. september vedtaget som modelligninger.

[5]Det er muligt at teste autokorrelationen mere omfattende fx. med et LM-test for autoregressiv autokorrelation, men eftersom autokorrelation ikke har nogen stor vægt i vores kriteriefunktion, nøjes vi med DW-testet som approksimation.

Tabel 1: Bogstaverne henviser til (6) - θ'erne er parametre i MA-processen. Tal i parentes er t-værdier undtagen for DW.

erhverv	periode	a_1	a_2	a_3	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	DW	s	vs gnst
ne	60-87	1.323 (35)	-0.576 (-3.7)	2.28 (2.2)	0.65 (2.7)	0.50 (1.7)	0.33 (1.3)	0.21 (0.8)	1.50 (1.80)	0.042	0.695
nf	60-87	1.084 (154)	-0.056 (-1.4)	-0.45 (-0.9)	0.53 (2.5)	0.61 (2.6)	0.35 (1.6)	0.35 (1.8)	1.73 (2.08)	0.007	0.718
nn	60-87	1.133 (84)	-0.615 (-4.3)	0.456 (0.9)	0.68 (3.1)	0.29 (1.1)	0.13 (0.5)	0.08 (0.3)	1.65 (1.03)	0.020	0.756
nb	60-87	1.190 (136)	-0.454 (-4.6)	-0.191 (-0.7)	0.95 (3.9)	0.59 (1.9)	0.41 (1.3)	0.30 (1.3)	1.83 (1.30)	0.010	0.713
nm	60-87	1.117 (139)	-0.151 (-1.6)	-0.663 (-3.2)	0.34 (1.4)	0.14 (0.5)	0.03 (0.1)	-0.09 (-0.4)	1.73 (2.06)	0.008	0.735
nt	60-86*)	1.059 (98)	-0.450 (-3.3)	-0.469 (-1.2)	0.77 (3.2)	-0.19 (-0.6)	-0.77 (-3.0)	-0.37 (-1.5)	1.98 (1.37)	0.021	0.673
nk	60-87	1.159 (108)	-0.220 (-4.5)	-0.108 (-0.3)	0.91 (3.9)	0.75 (2.6)	0.36 (1.3)	-0.00 (-0.0)	1.73 (1.74)	0.011	0.727
nq	60-87	1.114 (106)	-0.317 (-2.2)	-0.634 (-1.8)	0.76 (3.1)	0.48 (1.8)	0.26 (1.0)	0.08 (0.3)	1.08 (2.33)	0.010	0.728
b	62-86*)	1.152 (65)	-0.204 (-1.1)	0.067 (0.1)	0.79 (2.7)	0.65 (2.0)	0.33 (1.0)	0.08 (0.3)	1.69 (1.45)	0.017	0.714
qh	60-87	1.554 (61)	-1.273 (-3.1)	-0.838 (-1.5)	0.78 (3.4)	0.56 (2.0)	0.23 (0.8)	0.03 (0.1)	1.72 (1.58)	0.021	0.740
qt	60-87	1.363 (88)	-0.608 (-2.5)	0.077 (0.2)	0.55 (2.1)	0.39 (1.5)	0.22 (0.8)	0.15 (0.5)	0.89 (1.68)	0.017	0.755
qq	60-87	1.356 (79)	-0.059 (-0.1)	-0.676 (-2.8)	0.94 (4.4)	0.52 (1.9)	0.35 (1.2)	0.13 (0.6)	1.80 (0.94)	0.009	0.698

*) Anm: nt- og b-erhvervets relation er estimeret over andre perioder end de andre pga. problemer med at få MA-iterationsproceduren til at konvergere.

Som kommentar til koefficienterne til MA-processen kan knyttes, at vi helst ser aftagende koefficienter, samt at det er ønskeligt, at koefficienterne bliver insignifikante i "enden" - hvilket er en indikation af, at processen er lang nok. Disse to a priori forventninger er opfyldt for de fleste af ligningerne, med undtagelse af nf,nb og nt-erhvervene. For nf og nb gælder, at koefficienten falder over tid, men den bliver ikke overbevisende insignifikant inden for de 4 års sigt. MA-processen i nt-erhvervet er helt "tosset", men skibsværfterne er også tossede at modellere!

Det kan videre bemærkes, at det konjunkturled, som blev introduceret til handelserhvervet i modelgruppepapiret af d. 14/6-91, mister sin relevans her dels pga. overgang fra ændringer til niveau dels pga. MA-processen "hugger" forklaringskraft fra konjunkturleddet. Den estimerede lagstruktur i *qh*-erhvervet ser syg ud, men det hænger nok sammen med udeladelsen af konjunkturleddet.

På baggrund af (5) og (6) og tabel 1 kan prisrelationerne ud fra MA-skitsen opstilles som:

$$px_t = \delta \times [\alpha_1 \times pwp_t + \alpha_2 \times pwp_{t-1} + \beta_1 \times vl_t + \beta_2 \times vl_{t-1}] + v_t \qquad (7)$$

Hvor δ (= a_1 fra (6)) er langsigts mark-up'en, mens α_1,α_2 og β_1,β_2 udtrykker dynamikken i hhv. råstof- og lønomkostninger og de summer hver for sig til 1. Skrevet op på denne måde kommer dynamikken til at se ud som følger:

Tabel 2:

erhverv	δ	α_1	α_2	β_1	β_2
ne	1.323	0.56	0.44	1.0	0.0
nf	1.084	0.95	0.05	0.58	0.42
nn	1.133	0.46	0.54	1.0	0.0
nb	1.190	0.62	0.38	0.84	0.16
nm	1.117	0.87	0.13	0.41	0.59
nt	1.059	0.57	0.43	0.56	0.44
nk	1.159	0.81	0.19	0.91	0.09
nq	1.114	0.72	0.28	0.43	0.57
b	1.152	0.82	0.18	1.0	0.0
qh	1.554	0.18	0.82	0.46	0.54
qt	1.363	0.55	0.45	1.0	0.0
qq	1.356	0.96	0.04	0.50	0.50

Nedenfor er der til overflod plottet en ny tabel op til direkte sammenligning af dynamik og langsigts mark-up i hhv. MA-modellen og fejlkorrektionsmodellen.

Tabel 3: Direkte sammenligning af koefficienter i fejlkorrektionsmodellen - latinske bogstaver og MA-modellen - græske bogstaver.

d hhv. δ er mark-up'en på langt sigt.
a hhv. α er førsteårseffekt af pwp.
b hhv. β er førsteårseffekt af vl.

erhverv	d	δ	a	α	b	β
ne	1.350	1.323	0.84	0.74	3.23	1.32*
nf	1.086	1.084	1.09	1.03	1.13	0.63
nn	1.130	1.133	0.55	0.52	2.07	1.13*
nb	1.180	1.190	0.93	0.74	1.34	1.00
nm	1.105	1.117	1.19	0.97	0.89	0.46
nt	1.034	1.059	0.89	0.60	0.75	0.59
nk	1.157	1.159	1.04	0.94	1.49	1.05
nq	1.095	1.114	1.19	0.80	0.88	0.48
b	1.164	1.152	0.83	0.94	1.70	1.15*
qh	1.513	1.554	1.11	0.28	1.45	0.71
qt	1.360	1.363	1.23	0.75	1.28	1.36*
qq	1.345	1.356	1.91	1.30	0.61	0.68

*) Betyder at koefficienten er sat = δ

Generelle kommentarer til resultaterne: Som det gerne skulle fremgå af ovenstående 3 tabeller er (5)/(6)-relationen statistisk set ikke meget forskellig fra den lineære fejlkorrektionsligning. Dette taler for at anvende denne specifikation, da den økonomiske fortolkning stemmer bedre overens her.

Men der er ét fundamentalt problem ved MA-processen, som vi ikke tidligere har været inde på: Restledene, som vi skal anvende ved fremskrivninger, er ikke observerbare, men fremkommer som et resultat af estimationen (og databanksopdateringen. Denne egenskab, samt generel utryghed omkring estimation af ligninger med MA-restled, kan muligvis gøre MA-specifikationen uspiselig. Derfor er der forsøgt med at erstatte MA(4)-processen i (5) med en

AR(1)-proces,[6] sådan at vi bevarer det endelige lag i de eksogene, men tillader uendeligt lag i restleddene. Denne ligning kan uden problemer estimeres direkte med restriktioner og Cochrane-Orchutt metoden. Resultaterne vises på næste side.

Estimationsresultaterne med Cochrane-Orcutt er generelt ganske pæne. Langsigts-markuppen er næsten identisk med de tilsvarende markups fra fejlkorrektionsmodellen og MA-modellen, jf. tabel 3, bortset fra de tilfælde, hvor ρ estimeres meget tæt på 1. Metodens svaghed i disse tilfælde er velkendt, jf. arbejdsnotat nr. 19, kapitel 4. En simpel løsning kunne her være at binde ρ til 0.9, som den ikke kan være signifikant forskellig fra. Den gamle løsning med at gå over til ændringsrelationer kan ikke benyttes af hensyn til ligningernes langsigtsegenskaber.

Antallet af problematiske kortsigtseffekter er mindre end i fejlkorrektions-ligningerne og næsten lige så lille som i MA-modellerne. DW-størrelserne er klart bedre end i de to øvrige formuleringer.

Konklusion

Når typen af prisligninger til ADAM, oktober 1991 skal vælges, er der nu 3 forskellige typer at vælge i mellem. Dels er der den lineære fejlkorrektions-ligning, som allerede er "valgt" på modelgruppemødet d. 6. september. Dels er der MA(4)-modellen og endelig AR(1)-versionen med friere lagstruktur for de eksogene variabler.

Vælges MA(4)-modellen vil det kræve enten

1) 12 nye variabler til at indeholde de uobserverbare/beregnede u'er - som skal indgå på højresiden med θ'erne som koefficienter

eller

2) u'erne indlægges som historiske jled, hvorefter laggede jled kommer til at indgå på højresiden af relationerne.

Vælges AR(1)-versionen af (5), kommer fremskrivningsegenskaberne til at lægge sig ret tæt op ad fejlkorrektionsmodellen, blot med en friere lagstruktur i omkostningsvariablerne. Ligningerne skrives op i niveau, men med lagget restled på højresiden, evt som et lagget Jled.

[6]Vi påstår jo i forvejen, at MA(4)-processen er en approksimation til AR(1)'en.

Tabel 4: Estimation af (5) med AR(1) i stedet for MA(4)-proces i restledet.

erhverv	α_1	α_2	$\Sigma\alpha=\Sigma\beta$	β_1	β_2	ρ	DW
ne	0.630 (7.6)	0.532 (6.4)	1.162	3.16 (5.7)	-2.00 (-3.6)	0.99 (19)	2.34
nf	1.062 (38)	0.029 (1.1)	1.091	0.646 (1.7)	0.445 (1.1)	0.90 (8.8)	2.76
nn	0.549 (5.7)	0.586 (6.0)	1.135	1.445 (3.44)	-0.310 (-0.73)	0.74 (5.3)	1.48
nb	0.753 (7.6)	0.441 (4.5)	1.194	0.950 (3.9)	0.244 (0.98)	0.75 (4.3)	1.50
nm	0.923 (11.3)	0.194 (2.2)	1.117	0.474 (2.5)	0.643 (3.2)	0.51 (2.2)	2.02
nt	0.644 (4.1)	0.428 (2.6)	1.072	-0.139 (-0.38)	1.211 (3.2)	0.45 (2.2)	1.51
nk	0.965 (21)	0.203 (4.7)	1.168	1.067 (3.8)	0.100 (0.34)	0.88 (8.3)	1.70
nq	0.900 (16)	0.234 (4.3)	1.134	0.693 (5.4)	0.441 (3.4)	0.99 (23)	2.12
b	0.952 (7.5)	0.195 (1.5)	1.147	1.562 (5.4)	-0.415 (-1.4)	0.80 (5.8)	1.61
qh	0.316 (1.0)	1.259 (3.9)	1.575	0.157 (0.40)	1.419 (3.5)	0.78 (5.8)	1.49
qt	0.771 (7.8)	0.504 (4.6)	1.275	0.916 (4.5)	0.360 (1.9)	1.03 (35)	1.85
qq	1.520 (5.6)	-0.173 (-0.62)	1.347	0.728 (4.7)	0.619 (4.0)	0.83 (9.3)	1.46

ANM: ρ er koefficienten til den laggede residual.

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Asger Olsen

Arbejdspapir*

17. september 1991

Imputerede finansielle tjenester i ADAM

Resumé:

I papiret foreslås en ændret bestemmelse af imputerede finansielle tjenester, Yfqi, ud fra pengeinstitutternes nettorenteindtægter, Tibn. Fastprisstørrelsen fYfqi foreslås endogeniseret som Yfqi/pyqi.

yfqi.ao

Nøgleord: Imputerede finansielle tjenester

Nationalregnskabets imputerede finansielle tjenester er et plagsomt gammelt bekendtskab. De indgår i ADAM i både løbende og faste priser under navnene hhv. *Yfqi* og *fYfqi*. Variablen i løbende priser dækker i det danske nationalregnskab groft sagt nettorenteindtægterne i finansielle virksomheder, populært kaldet "rentemarginalen". Variablen i faste priser kan næppe gives nogen direkte fortolkning - man må tænke i den som en inflationskorrigeret *Yfqi*.

Variablen optræder i nationalregnskabet, fordi man i praksis har vanskeligheder med at værdiansætte den del af pengeinstitutternes serviceydelser, som kunderne ikke direkte betaler for via gebyrer. I praksis finansieres disse ydelser via rentemarginalen. Renteindkomst betragtes imidlertid *ikke* som BFI i nationalregnskabet, men derimod som en overførsel. En konsekvent overholdelse af denne regel ville medføre problemer med opgørelsen af fx pengeinstitutternes produktion og inputstruktur: Produktionen ville blive meget lille og restindkomsten negativ. I stedet har man valgt at imputere et beløb, svarende til rentemarginalen *Yfqi*, i pengeinstitutternes produktionsværdi, som derved får en størrelse, der passer bedre med opgørelserne i bankernes regnskaber. Men da renteindkomst som nævnt ikke opfattes som faktorindkomst, må *Yfqi* fradrages i summen af erhvervenes BFI, således at *Yfqi* netto bidrager med 0 til den samlede BFI (alternativt kan man opfatte *Yfqi* som en negativ korrektion til *Yrqf*, pengeinstitutternes restindkomst).

I ADAM er *fYfqi* eksogen, og den indgår i ligningen for finansielle virksomheders produktion *fXqf* på lige fod med erhvervets øvrige "leverancer":

(1) $$fXqf = aqfqf \cdot fXqf + \ldots + aqfes \cdot fEs - fYfqi$$

(*Yfqi* er af en eller anden grund defineret, så den er negativ). Deflatoren pyqi beregnes i en slags prissammenbindingsrelation som

(2) $$pyqi = pxqf \cdot kpyqi + Jpyqi$$

Rentemarginalen i løbende priser bestemmes ved inflatering af *fYfqi*:

(3) $$Yfqi = fYfqi \cdot pyqi$$

Betydningen af disse mærkværdigheder i modellen burde være begrænset. Selv om *fYfqi* indgår med stor vægt i bestemmelsen af *fXqf*, og dermed af finansielle virksomheders beskæftigelse, bliver den dog i det mindste trukket ud af den samlede reale BFI.

Ukrudt har det imidlertid med at spredes, når først det er plantet. I ADAM, november 1989 indgår *Yfqi* således i udtrykket for den private ikke-finansielle sektors renteindtægter, *Tipp1* (som indgår direkte i forbrugs- og personskattebestemmelsen). Og *Yfqi* forsøges undertiden også - direkte eller indirekte via *Yrqf* - inddraget i bestemmelsen af selskabsskatterne.

Problemet med påvirkningen af *Tipp1* ventes løst med næste modelversion,

hvor en anden variabel for pengeinstitutternes nettorenteindtægter, *Tibn*, vil erstatte *Yfqi* i *Tipp*-ligningen. Tilbage står, at imputerede finansielle tjenester ventes at indgå i bestemmelsen af qf-erhvervets beskæftigelse og selskabsskatterne. Det bliver derfor nødvendigt at sikre sammenhængen i modellen mellem de to udtryk for pengeinstitutternes rentemarginal, *Yfqi* og *Tibn*.

I følge Søren Brodersen dækker de to "rentemarginaler" stort set det samme, men der er to hovedkilder til forskelle:

- Forskelle i afgrænsningen af det funktionelle erhverv *finansiel virksomhed* og den institutionelle sektor *finansielle institutioner, andre monetære institutioner* (som er hovedleverandøren af imputerede finansielle tjenester).[1]

- Fordelte udtrækningsgevinster (negative fordelte emissionskurstab) på pengeinstitutternes værdipapirbeholdning. Principielt set burde disse gevinster nok have været medregnet i *Yfqi*, men da de ikke betød ret meget på det tidspunkt, hvor størrelsen af *Yfqi* blev fastlagt, er de ikke inkluderet.

Til ADAM-formål kan man nok opfatte differencen *Tibn*+*Yfqi* (fortegnet er modsat!) som et udtryk for de fordelte udtrækningsgevinster på pengeinstitutternes obligationsbeholdning.

Disse betragtninger fører frem til, at ligning (3) for *Yfqi* kan erstattes med

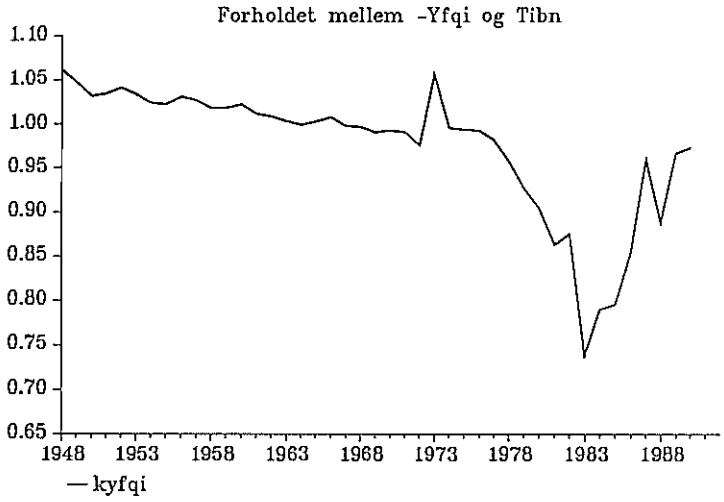
(4) $$Yfqi = -kyfqi \cdot Tibn + JYfqi$$

hvor *kyfqi* er en residualt defineret korrektionsfaktor, der opfattes som et udtryk for, hvordan forrentningen af beholdningen er sammensat på hhv. nominel rente og forventet kursstigning. Forløbet af *kyfqi* er vist i omstående figur.

Det ses, at *kyfqi* lå tæt på 1 frem til midt i 1970'erne, men at den derefter faldt drastisk. Dette må ses som en følge af, at obligationerne i denne periode -af skatte- og statsgældstekniske grunde - blev udstedt med pålydende renter væsentligt under markedsrenten. Der er derfor tale om store udtrækningsgevinster i perioden fra midt i 1970'erne til midt i 1980'erne. Rentefaldet i 1983/84 gav en betydelig tilnærmelse mellem nominel rente og markedsrente på obligationsmassen. Fra og med 1987 er den nominelle rente på nyudstedte obligationer lovmæssigt bundet til ikke at ligge langt fra markedsrenten. På denne baggrund forekommer det ikke voldsomt urimeligt at fremskrive *kyfqi* med en konstant værdi tæt på 1, evt. 1.0.

---

[1]Produktionen i den øvrige del af den finansielle sektor sker enten som betalte tjenester eller imputation sker fra omkostningssiden (fx. i Nationalbanken).



Hvis man var meget ambitiøs kunne man have forsøgt at modellere *kyfqi* ud fra *iwbz* og *iwbn*.

Ligningen for pyqi bibeholdes, mens *fYfqi* endogeniseres ved

(5) $fYfqi = Yfqi/pyqi$

På denne måde sikres, at forløbet af *Tibn* og *Yfqi* bliver parallelt i fremskrivninger. Samtidig vil beskæftigelsen i pengeinstitutterne fremover afhænge af udviklingen i rentemarginalen i modellen.

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir*

Morten Winge
Asger Olsen

23. august 1991

Tillæg til sektorprispapir af 14. juni 1991

Resumé:

Tillægget i dette papir består af to ting:

a) En uddybning af de forventede effekter af fejlkorrektionstilpasningen på den aggregerede pris.

b) Et forslag til en specifikation, der egenskabsmæssigt lægger sig mellem den logaritmiske ændringsrelation og fejlkorrektionsrelationen med trend og logaritmer.

C:\WP\FORL\ekstra.mw

Nøgleord: sektorpriser

Indledning: Dette papir er tænkt som et supplement til papiret "Sektorpris-relationer" af d. 14. juni 1991. Dels kigger vi nærmere på effekterne af fejlkorrektionsspecifikationen på aggregeret niveau, og dels bliver der lanceret et "på falderebet" forslag om en helt alternativ formulering af prisrelationerne, som mht. egenskaber lægger sig mellem den rene ændringsformulering og fejlkorrektionsmodellen.

Aggregeret førsteårseffekt af fejlkorrektionsmodellen.

I MW,AO 140691 blev kortsigtseffekten af den historiske uligevægt i prisen på nydelsesmidler i 1990 illustreret i figur 1. I den forbindelse er det interessant at se, om det er troligt, at effekterne fra de enkelte sektorer "netter ud" på aggregeret niveau.

Til det formål har vi på perioden 1982-90 beregnet førsteårseffekter af de estimerede uligevægte. Uligevægtene er i det lineære tilfælde givet ved forskellen mellem den observerede og den estimerede (faste) mark-up. For log-specifikationen er trenden i restindkomstkvoten estimeret frem til 1990, hvorefter trendens 3-år laggede værdi er anvendt som fejlkorrektion, i forhold til den observerede restindkomstkvote.

Førsteårseffekterne er herefter fremkommet som de estimerede koefficienter til fejlkorrektionsledet multipliceret med uligevægten året inden.[1] Disse effekter er aggregeret vha. produktionsværdierne, og den aggregerede størrelse er divideret med px for at få effekten i pct.-point. Resultaterne er vist i figur 1.[2]

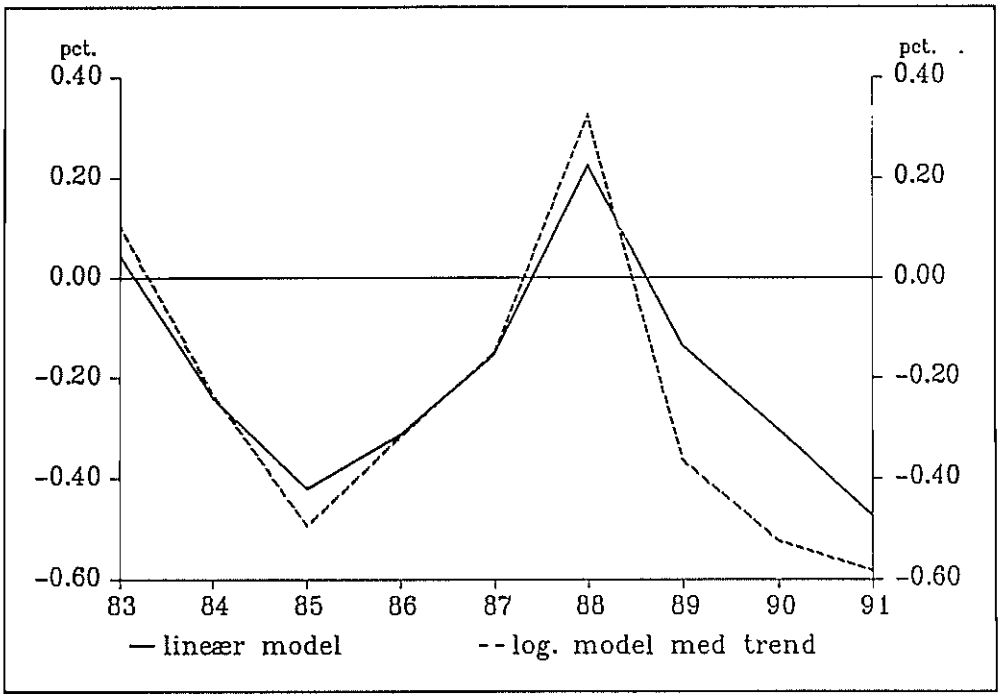
Bemærkninger: Hvis der tages højde for, at en del af sektorpriserne er eksogene, ses det, at førsteårseffekterne af fejlkorrektionen historisk ligger på mellem -0.4 og +0.25 pct.point (hhv. -0.6*0.66 og 0.4*0.66) med den største effekt som følge af uligevægtene i 1990. Det ses også, at log. specifikationen med trend i den betragtede periode har haft de mest markante førsteårseffekter, hvilket skyldes de noget højere koefficienter til fejlkorrektionsledet. Det betyder endvidere, at de relative 2. års effekter bliver mindre i log. specifikationen, da en større del af uligevægten bliver indhentet det første år.

---

[1]Det skal bemærkes, at koefficenten til fejlkorrektionsledet i den loglineære nf-relation er sat til -1, idet den estimerede koefficient er <-1. En koefficient på -1 svarer til en ren niveauligning.

[2]For at få den effektive påvirkning af px skal de aggregerede effekter ganges med 0.66, da det er de behandlede sektorers del af den samlede produktionsværdi; resten ligger i fXo,fXh,fXqs,fXqf,fXa,fXng og fXe.

Figur 1: Aggregerede førsteårseffekter, pct.-point i hhv. den lineære og loglineære fejlkorrektionsmodel.



Alternative relationer.

På modelgruppemødet d. 21. juni blev det anført, at de fleste af brugerne betragter homogeniteten ud fra prisen i det seneste historiske år.[3] Hvis homogenitet af første grad skal være til stede i denne forstand, kræver det, at ligningerne specificeres i logaritmiske ændringer, uden konstantled og med summen af koefficienterne til omkostningerne bundet til én.

Da en af konklusionerne på papiret af d. 14. juni blev, at det er vanskeligt at påstå, at vi kender niveauet for restindkomstkvoten,[4] kunne man fristes til at vælge løsningen med logændringer pga. dens simple konstruktion.

Vi er dog ikke meget for at acceptere antagelsen om ligevægt i det seneste historiske år, ligesom de foreløbige nationalregnskabstal netop er foreløbige. Dette har ført til en idé om en alternativ specifikationsform, som kan befri os fra at påstå viden om et ubestemt niveau, kan sikre homogenitet, og som alligevel ikke overlader fastlæggelsen af niveauet for restindkomstkvoten i fremskrivningsperioden til en enkelt foreløbig observation.

---

[3]med en implicit forudsætning om ligevægt i sidste historiske år.

[4]"Niveauet" er i øvrigt langt fra konstant.

Idéen er at bruge log-ændringsspecifikationen med den modifikation, at Dlog afløses af Dlog3 defineret som:

$$Dlog3(X) = \log(X) - \left[\frac{\log(X_{-1}) + \log(X_{-2}) + \log(X_{-3})}{3}\right]$$

Relationen får herefter udseendet:

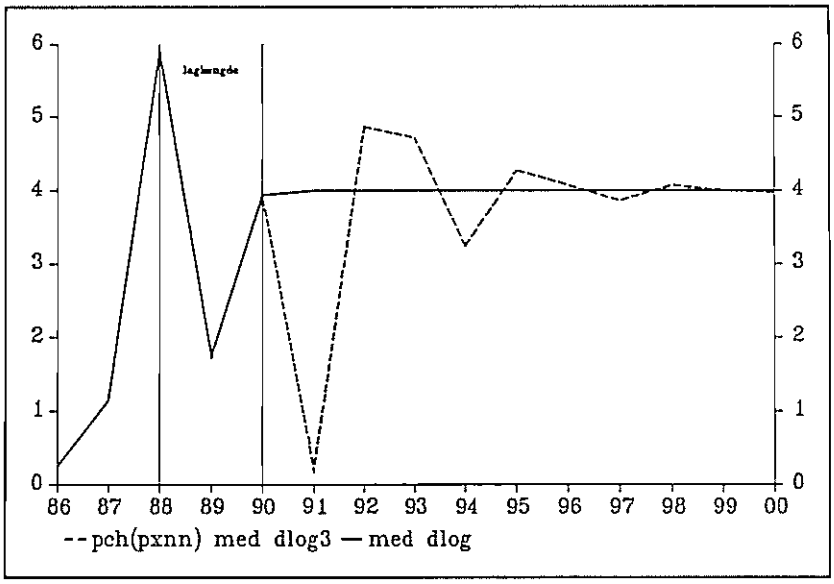
$$Dlog3(px<i>) = \alpha \times Dlog3(pwp<i>_{-\frac{1}{4}}) + \beta \times Dlog3(vl<i>)$$

$$restriktion \quad \alpha + \beta = 1$$

Fordelen ved denne specifikation frem for den rene ændringsrelation er, at den sidste observerede residual ikke blot videreføres "bevidstløst" som det nye niveau. Inden for rammerne af denne specifikation vil fremskrivningsperiodens restindkomstkvote være et vejet gennemsnit af restindkomstkvoterne i de foregående tre historiske år.[5]

Effekten af at vælge denne specifikation har vi søgt at illustrere ved - i lighed med i sidste papir - at udvælge pxnn-relationen og dens tilpasning ved konstant, ens vækst i begge omkostningskomponenter fra 1990 og fremover.

Figur 2: Procentvis årlig vækst i pxnn ved konstant vækst på 4 % i både løn- og råstofomkosninger fra 1991-2000.



I figur 2 er vist den procentvise vækst i pxnn med hhv. dlog3 og dlog-formuleringen. Som det ses på figuren sker der en kraftig tilpasning det første år, hvorefter prisen svinger ind omkring de 4%'s årlig stigning. Indsving-

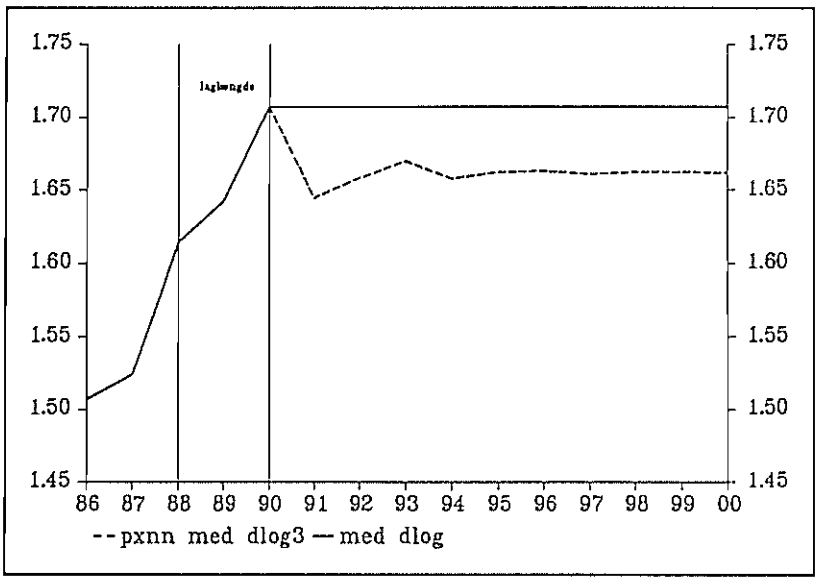
[5]Vha. "håndsimulation" er vi kommet frem til, at vægtene bliver ca. 0.5, 0.35 og 0.15 til hhv. 1., 2. og 3. års lag. Disse vægte må kunne findes eksakt, hvis man kan lidt mere algebra.

ningen er stort set færdigspillet efter fem år.

Det skal bemærkes, at uligevægten her skyldes den drift, der er i restindkomstkvoten indenfor laglængden på tre år; i modsætning til fejlkorrektionstilpasningen som bestemmes af restindkomstkvoten fra de endelige nationalregnskabstal.[6]

Som en yderligere illustration ses i figur 3 pxnn i niveau - under uændrede omkostninger 1990-2000. Mens 1990-residualen bestemmer niveauet i dlog-formuleringen, indstiller dlog3-formuleringens pxnn sig på et gennemsnitsniveau af de seneste tre residualer før fremskrivningsperioden.

Figur 3: Tilpasning i pxnn ved uændrede omkostninger, 1991-2000.



Estimationsresultater.

I tabel 1 er gengivet hovedresultaterne fra estimation af Dlog3-relationen, mens tabel 2 præsenterer Dlog-formuleringens resultater. Estimationsperioden er 1963-1987, konstantledet er sat = 0, og $\alpha + \beta = 1$. I tabellerne er gengivet koefficientestimaterne, R^2, LM-teststørrelsen for autokorrelation af første orden for den betragtede model og den generelle model med konstantled, uden restriktion på koefficientsum. Yderst til højre F-teststørrelsen for test af de to restriktioner.[7] LM-teststørrelsen er $\chi^2(1)$-fordelt med kritisk værdi på 5%-niveau ca. 3.8. F-teststørrelsen F(2,22), kritisk værdi ca. 3.4.

[6]Og i og med restindkomstkvoten er uforklaret i alle de modeller, vi har forsøgt med, er det vel rimeligt at sige, at hvis restindkomstkvoten har ligget på det samme niveau de tre seneste år, har vi ikke noget bedre bud på, hvor den vil ligge i fremtiden, end netop dette niveau.

[7]dvs: konstantled=0 og $\alpha + \beta = 1$.

Tabel 1:

dlog3	α	β	R^2	LM(1)	F-test
ne	0.50	0.50	0.91	7.5 / 6.7	1.6
nf	0.89	0.11	0.97	-0.7 / 0.3	1.1
nn	0.64	0.36	0.82	12 / 10	2.4
nb	0.60	0.40	0.94	18 / 15	14
nm	0.75	0.25	0.97	6.4 / 8.1	0.6
nt	0.73	0.27	0.66	4.9 / 4.6	1.0
nk	0.83	0.17	0.96	5.9 / 6.2	1.1
nq	0.77	0.23	0.99	4.4 / 6.7	1.2
b	0.68	0.32	0.81	12 / 10	5.0
qh	0.46	0.54	0.64	8.3 / 8.1	2.3
qt	0.56	0.44	0.82	19 / 7.0	20
qq	0.68	0.32	0.82	12 / 12	2.1

Tabel 2:

dlog	α	β	R^2	LM(1)	F-test
ne	0.56	0.44	0.86	0.6 / 0.2	0.7
nf	0.95	0.05	0.93	4.4 / 3.8	0.4
nn	0.50	0.50	0.64	3.6 / 2.6	2.2
nb	0.70	0.30	0.91	9.6 / 1.2	13
nm	0.74	0.26	0.93	1.2 / 3.8	0.5
nt	0.62	0.38	0.32	2.3 / 2.6	2.4
nk	0.80	0.20	0.94	0.4 / 0.3	0.9
nq	0.76	0.24	0.97	0.5 / 2.4	1.0
b	0.64	0.36	0.70	3.6 / 1.5	4.6
qh	0.50	0.50	0.45	2.4 / 0.1	2.1
qt	0.56	0.44	0.83	9.4 / 0.0	9.6
qq	0.76	0.24	0.79	8.6 / 13	0.5

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Arbejdspapir*

Karsten Theil Hansen
Asger Olsen

22.august 1991

Selskabsskatterelationen i ADAM

Resumé:

I dette papir tages selskabsskatterelation i ADAM op til revision. Den nuværende korrektionsfaktor i relationen, ksds, er stærkt svingende, specielt i det seneste årti. Det påpeges, at denne ustabilitet har yderst uheldige konsekvenser for relationens marginalegenskaber. Der argumenteres for at korrektionsfaktorens ustabilitet hænger sammen med pengeinstitutternes kursgevinster, som ikke indgår i den nuværende relation. Inspireret af dette skabes der et udtryk for disse kursgevinster , og der beregnes en ny korrektionsfaktor. Den nye korrektionsfaktor viser sig ikke at være markant mindre svingende end den gamle.

På baggrund af resultaterne i første del af papiret, argumenteres der for at estimere marginalskattesatsen, samt at opdele relationen i to. Dette forsøges i anden del af papiret.

p:\wp

Nøgleord: skat, kursgevinster

Indledning

Hensigten med dette papir er dels at påpege en række problemer med selskabsskatterelationen i ADAM, samt at give bud på hvorledes relationen kan forbedres. I denne forbindelse skal det forsøges at endogenisere pengeinstitutternes kursgevinster, således at et udtryk for disse kan indgå i relationen for selskabsskat.

Der er fra brugerside rejst spørgsmål om muligheden for at opdele selskabsskatterelationen i en relation for pengeinstitutterne og en relation for andre erhverv. Pengeinstitutternes selskabsskat er speciel, idet deres skattepligtige indkomst i høj grad er påvirket af kursudsving. Hertil kommer, at hvis pengeinstitutternes skattepligtige indkomst i et år udviser underskud på grund af store negative kursgevinster, da kan dette tab overføres til senere skatteår. Hvis man benytter en aggregeret skatterelation kan dette raffinement ikke indgå, hvorfor det i papiret derfor afprøves at tvedele selskabsskatterelationen.

I det følgende gennemgås den nuværende skatterelation.

Den nuværende selskabsskatterelation

Selskabsskatterelationen i ADAM har følgende udseende

$$Sds = tsds\left(Yrs_{-1} - \frac{Ipv4_{-1}+Ipv4_{-2}}{2}\right)ksds + JSds$$

, hvor Sds = selskabsskat
Yrs = selskabers bruttorestindkomst
$tsds$ = selskabsskattesats
$Ipv4$ = Hjælpevariabel for skattemæssige afskrivninger
$ksds$ = korrektionsfaktor
$JSds$ = Justeringsled

$Ipv4$ er defineret som

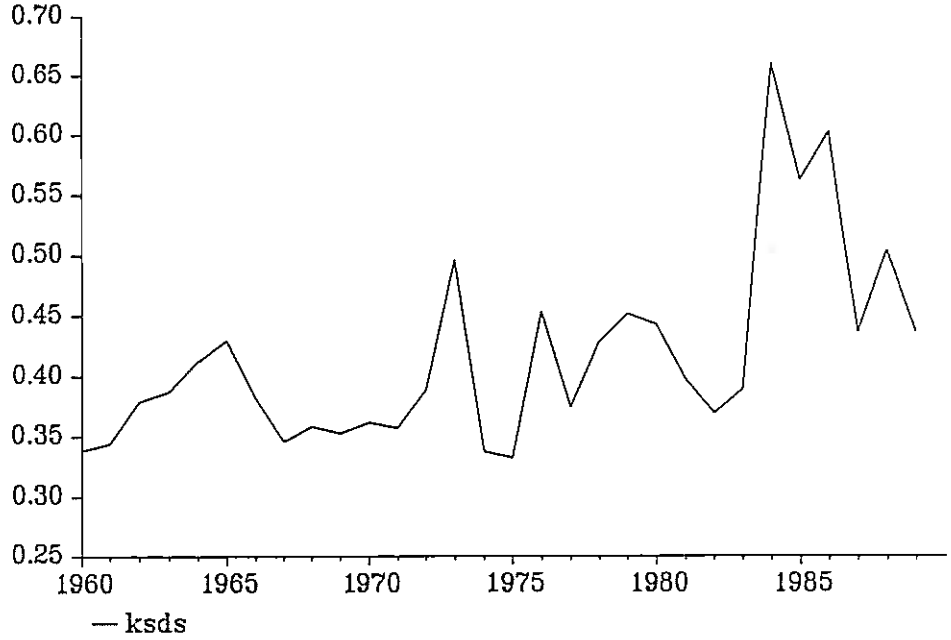
$$Ipv4 = bivpm0*pipm*flpm+bivpm1_{-1}*pipm_{-1}*flpm_{-1}+ \\ bivpb0*pipb*flpb+bivpb1_{-1}*pipb_{-1}*flpb_{-1}+JIpv4$$

Her angiver $bivpm0*pipm*flpm$ hvor stor en del af de i år t foretagne maskininvesteringer, som skattemæssigt kan afskrives i år t, mens $bipvm1*pipm_{-1}*flpm_{-1}$ angiver hvor stor en del af de i år t-1 foretaget investeringer, som kan afskrives i år t. Det samme gælder for bygningsinvesteringerne.

Afskrivningsudtrykket i selskabsskatterelationen afhænger altså i et givet år af de sidste to års investeringer.

Korrektionsfaktoren i selskabsskatterelationen, *ksds*, er beregnet som *Sds* divideret med højresiden af relationen og vil derfor ikke være konstant, hvilket et kig på figur 1 klart bekræfter.

Figur 1. Korrektionsfaktor i *Sds*-relation.



Betragtes selskabskatterelationen må man konstatere, at det er et alvorligt problem, at korrektionsfaktoren er så ustabil, som figur 1 tydeligvis afslører. Da *ksds* indgår multiplikativt er konsekvensen, at den marginale skattesats vil variere med op til en faktor 2, selv om *tsds* er konstant.

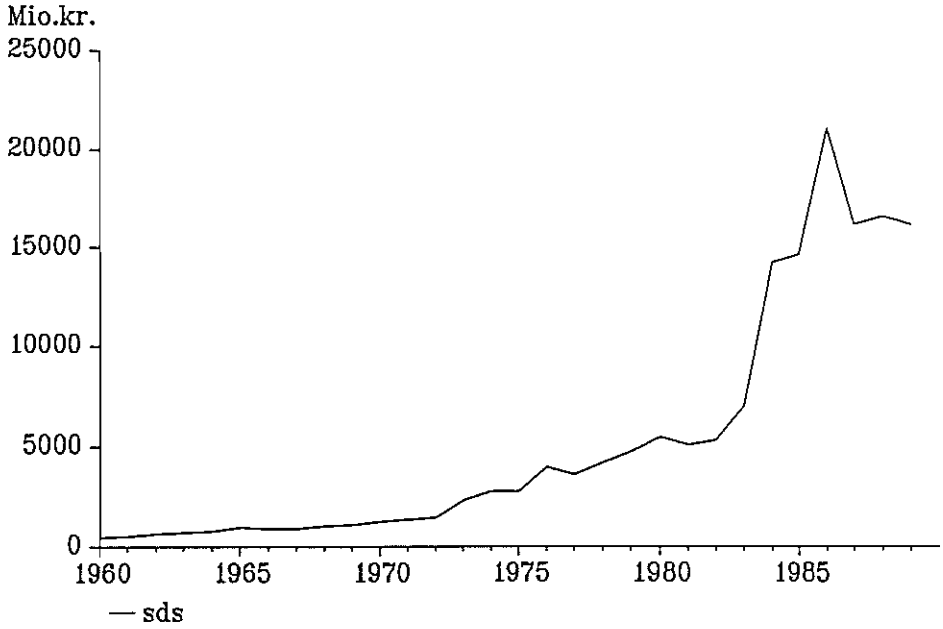
Ovenstående problem kan i princippet løses på to måder. En metode er at inddrage flere variable, som kan have betydning for selskabsskatternes størrelse. At ksds ikke er konstant lig 1, er jo blot et udtryk for at man mangler noget information om selskabsskatterne. En anden metode er, at *estimere* en koefficient til den skattepligtige indkomst og indføre et additivt restled i relationen. Denne metode vil give relationen forbedrede marginalegenskaber, idet den marginale skattesats kun vil ændres, når *tsds* ændres. I det følgende afprøves begge metoder.

Pengeinstitutternes kursgevinster

I figur 2 er de samlede selskabskatter afbildet. Fra og med 1983 ser man en kraftig stigning i selskabsskatterne. En forklaring på denne stigning kunne være generel højkonjunktur, som via bruttorestindkomsterne ville slå ud i

selskabsskatterne.

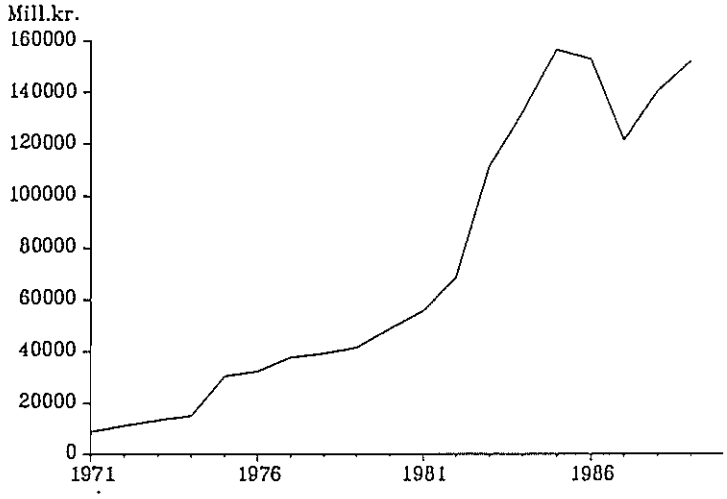
Figur 2. Selskabsskat i årets priser.



Betragter man figur 1 må det imidlertid konstateres, at denne forklaring ikke går an, idet det tydeligvis er korrektionsfaktoren, som tager det meste af tilpasningen og ikke bruttorestindkomsten. Der må altså mangle et eller andet.

Et godt bud på en sådan "skjult variabel" er pengeinstitutternes kursgevinster. I figur 3 er pengeinstitutternes obligationsbeholdning afbildet.

Figur 3. Pengeinstitutternes obligationsbeholdning, *Wbbz*.



Fra sidst i 1970'erne op til midten af 1980'erne ses en markant stigning i

obligationsbeholdningen.

De store rentefald efter 1982 betød, at pengeinstitutternes kursgevinster på obligationer steg kraftigt. Op til og med 1982 medførte pengeinstitutternes regnskabspraksis imidlertid, at kursgevinsten på en obligation først blev medregnet i den skattepligtige indkomst i det år, hvor obligationen blev solgt. Efter 1982 indførtes en ny regnskabspraksis, som betød at kursgevinsten på en obligation i et givet år blev medregnet i den skattepligtige indkomst i *samme* år. Denne nye regnskabspraksis parret med det store rentefald, og de deraf afledte kursgevinster, kan tænkes at være en af årsagerne til korrektionsfaktorens uhørt store stigning efter 1983. Hvis kursgevinsterne indgår som en ekstra variabel i selskabsskatterelationen, kunne det tænkes at korrektionsfaktoren stabiliseres.

Desværre findes der ikke en serie for pengeinstitutternes kursgevinster i adambk, hvorfor en sådan må konstrueres.

Metoden er først at konstruere en serie for kursudviklingen for en "repræsentativ" obligation. Herefter kan obligationsbeholdningen opgjort til kursværdi findes, hvor efter kursgevinsterne kan opgøres.

Kursudviklingen på en repræsentativ obligation i den private ikke-finansielle sektors portefølje bestemmes som[1]

$$kwpb = \frac{\dfrac{1-(1+iwbz)^{-nwpb}}{iwbz}}{\dfrac{1-(1+iwbn)^{-nwpb}}{iwbn}}$$

hvor *iwbz* er den gennemsnitlige effektive rente og *iwbn* er den gennemsnitlige pålydende rente.

Hvis *kwpb*, kursen for en gennemsnitlig obligation i den private ikke-finansielle sektors portefølje, bruges som proxy for kursen på en gennemsnitlig obligation i pengeinstitutternes portefølje, kan man nu bestemme pengeinstitutternes obligationsbeholdning til kursværdi ud fra ligningen

$$(i) \quad Wbbkz = Wbbkz_{-1}\frac{kwpb}{kwpb_{-1}} + Wbbz - Wbbz_{-1}$$

og $Wbbkz_{1980} = Wbbz_{1980:4}$

Det første led er lig beholdningen til kursværdi i forrige periode ganget med 1 plus den procentvise kursændring. Det andet led angiver nettoerhvervelsen af obligationer gennem perioden opgjort til kursværdi.

[1]Se arbejdsnotat fra modelgruppen nr.24, s.53.

På baggrund af serien for kursen og beholdningen til kursværdi, kan kursgevinsterne nu findes som

$$(ii) \quad gev = Wbbzk\left(\frac{kwpb-kwpb_{-1}}{kwpb_{-1}}\right)\alpha$$

hvor α er en justeringsfaktor. Justeringsfaktoren er nødvendig, idet *nwpb*, restløbetiden for en gennemsnitsobligation i den private *ikke-finansielle* sektors portefølje, er benyttet som restløbetid. Det må formodes, at pengeinstitutternes obligationsbeholdning overvejende består af statsobligationer, som generelt har mindre løbetid end realkreditobligationer, og pengeinstitutternes kursgevinster vil derfor antagelig være mindre end udtrykket med *nwpb* og $\alpha=1$ antyder.

Da der skal konstrueres en serie for kursværdien af obligationsbeholdningen opgjort *ultimo*, er det den effektive ultimo-rente, og ikke den gennemsnitlige effektive rente *iwbz*, man bør benytte. Man kunne som ultimo-rente benytte den effektive rente pr. 31. december, som den står opført i Nationalbankens kvartalsoversigter. Her er det dog valgt at benytte den gennemsnitlige effektive rente i 4.kvartal fra FINDANs databank finbk.[2]

Kursudviklingen for en gennemsnitlig obligation i pengeinstitutternes poretfølje, bestemmes da ud fra ligningen

$$kwpbu = \frac{\dfrac{1-(1+iwbzu)^{-nwpb}}{iwbzu}}{\dfrac{1-(1+iwbn)^{-nwpb}}{iwbn}}$$

Erstattes *kwpb* med *kwpbu* i (i) og (ii) fås en ny serie, som kaldes gevb.

Sammenholder man udtrykket for pengeinstitutternes kursgevinster med pengeinstitutternes skattepligtige indkomst (jf. Skatter og Afgifter, tabel 6.7) fås, at $\alpha=0.7$ er et rimeligt skøn. Serien for kursgevinsterne er beregnet fra og med 1981 og er afbildet i fig.4.

Man kan nu beregne de nye korrektionsfaktorer i selskabsskatterelationen som

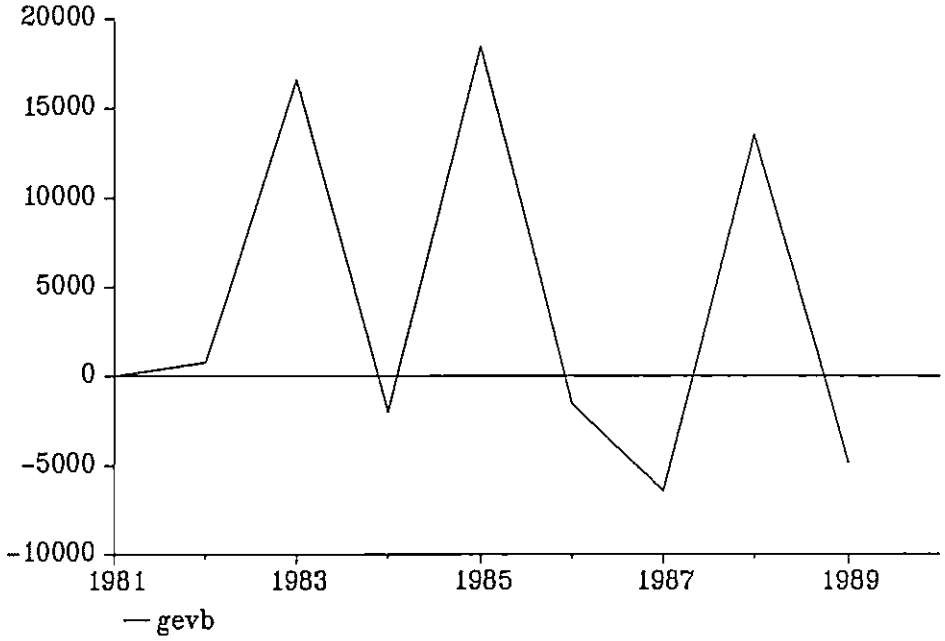
$$ksds1 = \frac{Sds}{tsds*\left(Yrs_{-1}+gevb_{-1}-\frac{Ipv4_{-1}+Ipv4_{-2}}{2}\right)}$$

I fig. 5 er ksds1 afbildet sammen med de nuværende korrektionsfaktorer.

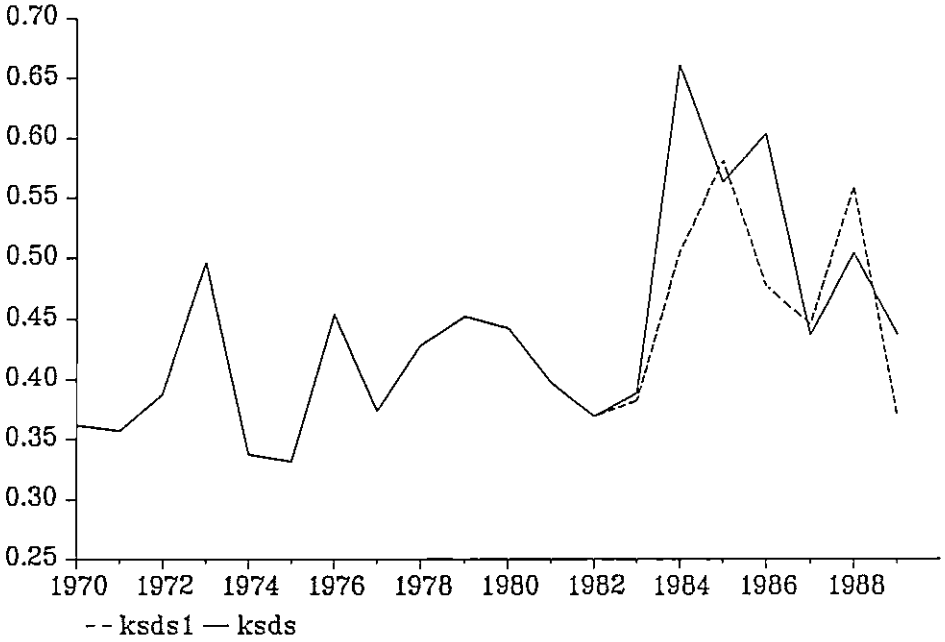
---

[2] Hvis ADAM-traditionerne skal overholdes, bør man i modelformlen bruge *iwbz*, og så et justeringsled, som angiver fejlen ved at bruge gennemsnitsrenten istedet for ultimorenten. I dette papir bruges ultimorenten blot for at vise, at man ideelt bør bruge denne.

Figur 4. Pengeinstitutternes kursgevinster



Figur 5. Korrektionsfaktorer i *Sds*-relationen



Korrektionsfaktorens stabilitet er ikke blevet markant forbedret med indførelsen af kursgevinsterne. For 1988 og 89 svinger den nye korrektionsfaktor endda kraftigere end den gamle.

Tvedeling af selskabsskatterelationen

Det forsøges nu at dele relationen for selskabsskat op i to : en for pengeinstitutter og en for resten af erhvervene. Det forsøges yderligere at estimere korrektionsfaktoren, således at denne er en konstant. Residualerne fra estimationen indgår herved som et additivt fejlled. Argumentet for dette er, som før nævnt, at mens en korrektionsfaktor både korrigerer niveauet og den marginale skattesats, korrigerer et additivt fejlled kun skatteniveauet.

For at skabe en selvstændig selskabsskatterelation for pengeinstitutterne, kræves naturligvis en serie for disses selskabsskat. For perioden 1971-78 benyttes en serie fra Budgetdepartementet 1985[3]. Denne series kilde er iøvrigt Søren Brodersen fra DS, som har ført serierne fra Skatter og Afgifter tilbage til 1971. Fra 1979-88 stammer data fra Skatter og Afgifter. For 1989 er finanstilsynets årsberetning benyttet på grund af problemer i statistikken.

Pengeinstitutternes selskabsskat søges bestemt ud fra disses overskud minus afskrivninger. Overskuddet approksimeres ved bruttorestindkomsten i qf-erhvervet, *Yrqf*, korrigeret for kursgevinster. Kursgevinsterne består dels af de i forrige afsnit beregnede, gevb, samt af udtrækningsgevinsterne på obligationsbeholdningen.

Man kan som en rimelig approksimation benytte *Yfqi*+*Tibn* som et udtryk for de fordelte udtrækningsgevinster. *Yfqi* er BFI i imputerede finan. tj., og *Tibn* er nettorenteindtægter i form af renter og udbytter. Ideelt set burde disse 2 variabler have næsten identiske værdier. Af historiske årsager indeholder *Tibn* imidlertid det samme som *Yfqi plus* fordelte udtrækningsgevinster.

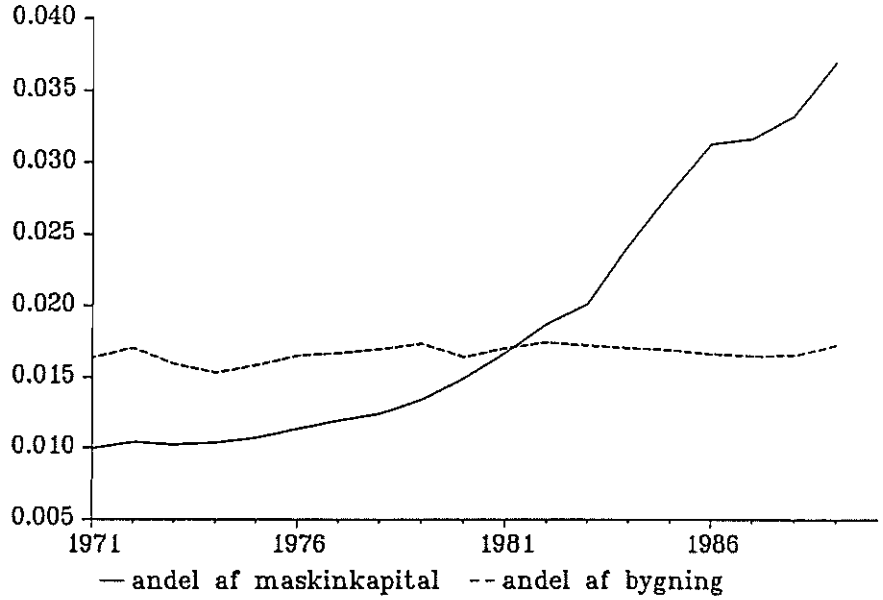
Der eksisterer ingen erhvervsfordelte afskrivningsserier i adambk, så et naturligt valg er, at lade de skattemæssige afskrivninger for pengeinstitutterne være en fast andel af de samlede skattemæssige afskrivninger. I det følgende antages denne andel, at være lig qf-erhvervets andel af det samlede kapitalapparat. Det skal ikke stå usagt, at dette er en rå og usleben antagelse, og der kan argumenteres for andre andele, f.eks. qf-erhvervets investeringsandel.

Nedenfor er vist en figur med qf-erhvervets andel af hhv. bygnings-og maskinkapital, hvor Lars Ottos kapitaltal er benyttet.

---

[3]'Forslag til ny selskabsskatterelation i ADAM', Budgetdepartementet, 25.juni 1985.

Figur 6. qf-erhvervets andel af det samlede kapitalapparat



For bygningsandelen, som er relativt stabil, benyttes 0.017. Andelen af maskinkapitalapparatet er langt fra stabil, og noget oplagt valg eksisterer ikke. Et gennemsnit af de sidste 5 år giver afrundet 0.03, som benyttes i det følgende.

Lad derfor

$$Ipv4qf = 0.03(bivpm0 * pipm * flpm + bivpm1_{-1} * pipm_{-1} * flpm_{-1}) + 0.017(bivpb0 * pipb * flpb + bivp1_{-1} * pipb_{-1} * flpb_{-1})$$

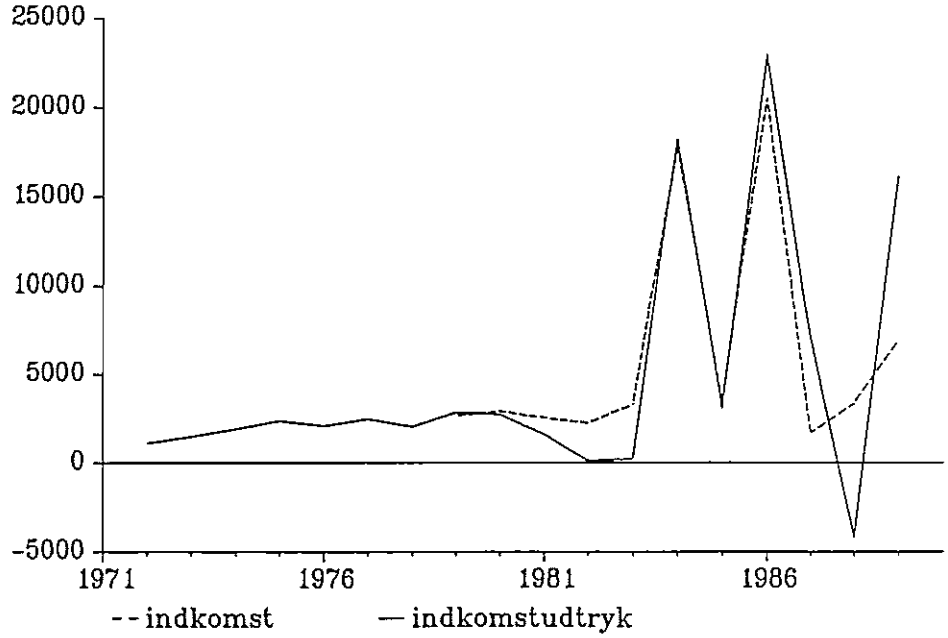
Udtrykket for pengeinstitutternes skattepligtige indkomst bliver da

$$Yrqf + Tibn + Yfqi + gevb - \frac{(Ipv4qf + Ipv4qf_{-1})}{2}$$

I figur 7 er dette udtryk afbildet sammen med værdier for pengeinstitutternes skattepligtige indkomst fra Skatter og Afgifter. Det konstruerede indkomstudtryk rammer de faktiske værdier ganske pænt. At de faktiske indkomster ikke antager negative værdier skyldes, at det er summen af de *positive* skattepligtige indkomster som medtages i den officielle statistik. I år hvor flere pengeinstitutter har negative skattepligtige indkomster vil det her dannede indkomstudtryk derfor nødvendigvis give mindre værdier end de i statistikken anførte.

Da tab kan overføres til senere skatteår, bør man behandle årene med underskud specielt. Det fremtrædende år er 1987, som indgår i selskabsskatten i 1988. I det følgende indføres derfor en dummy, d88, som er lig 1 i 1988 og -1 i 1989.

Figur 7. Pengeinstitutternes skattepligtige indkomst.



Relationen for pengeinstitutternes selskabsskat kan nu opstilles som

$$(1)\quad sdsqfb = \beta_1 * tsds * \left(Yrqf_{-1} + Tibn_{-1} + Yfqi_{-1} + d84 * gevb_{-1} - \frac{Ipv4qf_{-1} + Ipv4qf_{-2}}{2}\right) + \beta_2 * d88$$

, hvor d84 er en dummy, som er 1 fra 1984-89, og ellers 0. Dummyen afspejler at den før nævnte regnskabspraksis blev indført i 1983. Den (lille) diskrepans man (bevidst, men nødvendigt) indfører ved at bruge qf-erhvervets bruttorestindkomst og pengeinstitutternes selskabsskat, må forventes at give en skævhed nedad i estimatet af β_1.

Der afprøves også en konstruktion, hvor en selvstændig koefficient til kursgevinsterne estimeres:

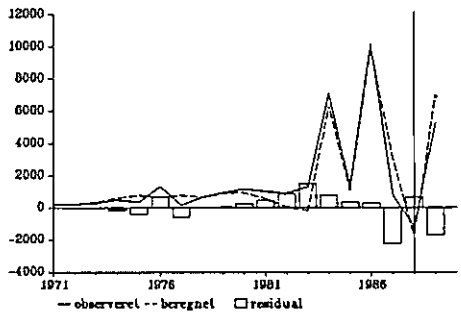
$$(2)\quad sdsqfb = \beta_1 * tsds * \left(Yrqf_{-1} + Tibn_{-1} + Yfqi_{-1} - \frac{Ipv4qf_{-1} + Ipv4qf_{-2}}{2}\right) + \beta_2 * d88 + \beta_3 * d84 * tsds * gevb_{-1}$$

Argumentet for at estimere en selvstændig koefficient til kursgevinsterne er, at den førnævnte skævhed på denne måde ikke får konsekvenser for estimatet af koefficienten til kursgevinsterne.

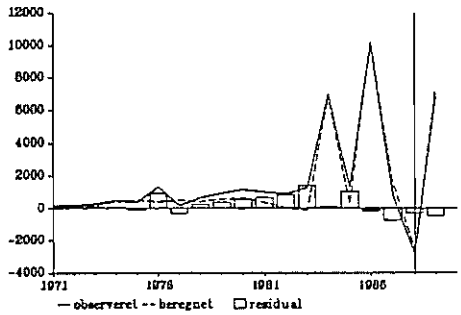
Det er muligt at estimere frem til og med 1988, idet bruttorestindkomst og afskrivninger indgår med lag. Estimerer man frem til 1988 kan man imidlertid ikke få et koefficientestimat til dummyen d88. Dette problem kan dog klares ved i første forsøg at estimere frem til 1989. Den heraf opnåede koefficient til

dummyen trækkes så fra på venstresiden, hvor efter der estimeres frem til 1988.
Estimationsresultaterne er gengivet i bilag 1, og figurer med observerede og beregnede værdier nedenfor.

Figur 8. Relation (1).



Figur 9. Relation (2).



Relation (2) giver ikke overraskende den mindste spredning. At koefficienten til bruttorestindkomsten fratrukket afskrivningerne ikke er 1, som den ideelt burde være, kan som før nævnt forklares med at det er bruttorestindkomsten for qf-erhvervet, og ikke for pengeinstitutterne som benyttes, mens det er selskabsskatten for pengeinstitutterne, som er venstresidevariabel. Udover dette kan det nævnes, at det op til og med skatteåret 1983, har været muligt for pengeinstitutter plus finansierings- og forsikringsselskaber, at henlægge op til 25 procent af den skattepligtige indkomst til investeringsfonds. Dette kan skønsmæssigt betyde, at estimatet af $ß_1$ er omkring 15 procent mindre end 1. Estimatet af $ß_3$ er iøvrigt ikke signifikant forskellig fra 1, som er den forventede værdi. Alt i alt virker koefficientestimaterne i (2) ganske plausible.

Fra 1978-79 til 1983 undervurderer begge relationer skatterne. Dette kan skyldes, at den generelle lavkonjunktur har medført negative skattepligtige indkomster hos visse pengeinstitutter, som derved har overført disse tab til senere skatteår. Da negative skatter ikke medtages i statistikken, indgår underskudspengeinstitutterne med nul-skat i disse år. Det er kun i det store underskudsår, 1987, at relationen har dette med (jf. dummyen d88). Man kunne forsøge sig med et konjunkturled i relationen, som skulle fange andelen af negative indkomster. Dette er dog ikke er afprøvet i denne omgang.

Sammenlagt må det siges, at (2) fanger udviklingen i pengeinstitutternes selskabsskat rimeligt pænt.

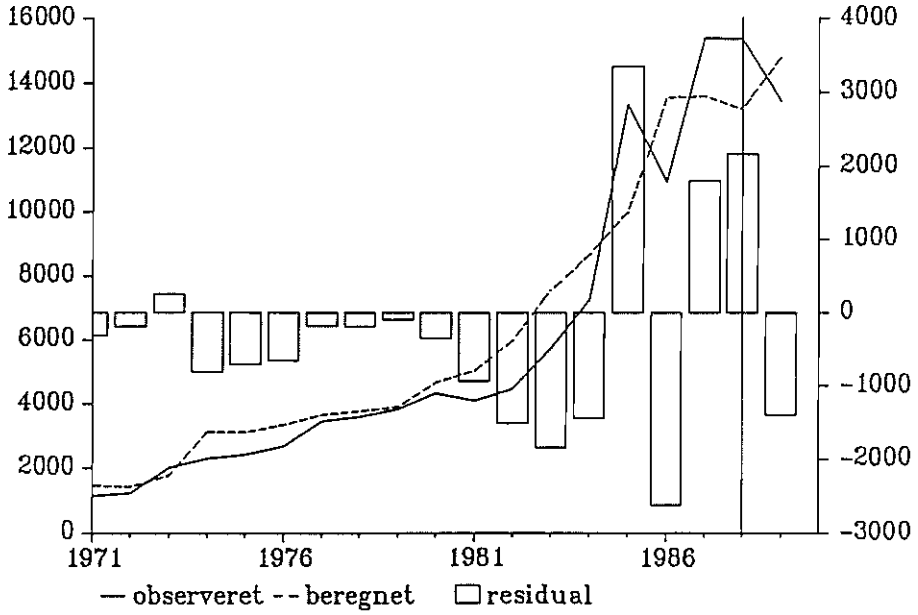
Selskabsskatterelationen for de andre erhverv kan nu opstilles på lignende vis. Lad *Yrres = Yrs - Yrqf*, *sdsres = Sds - sdsqfb* og *Ipv4res = Ipv4 - Ipv4qf*. Relationen bliver da

$$(3) \quad sdsres = \alpha_1 * tsds * \left(Yrres_{-1} - \frac{Ipv4res_{-1} + Ipv4res_{-2}}{2} \right)$$

Estimationsresultater findes i bilag 1, mens observerede og beregnede værdier

er afbildet i figur 10.

Figur 10. Relation (3).



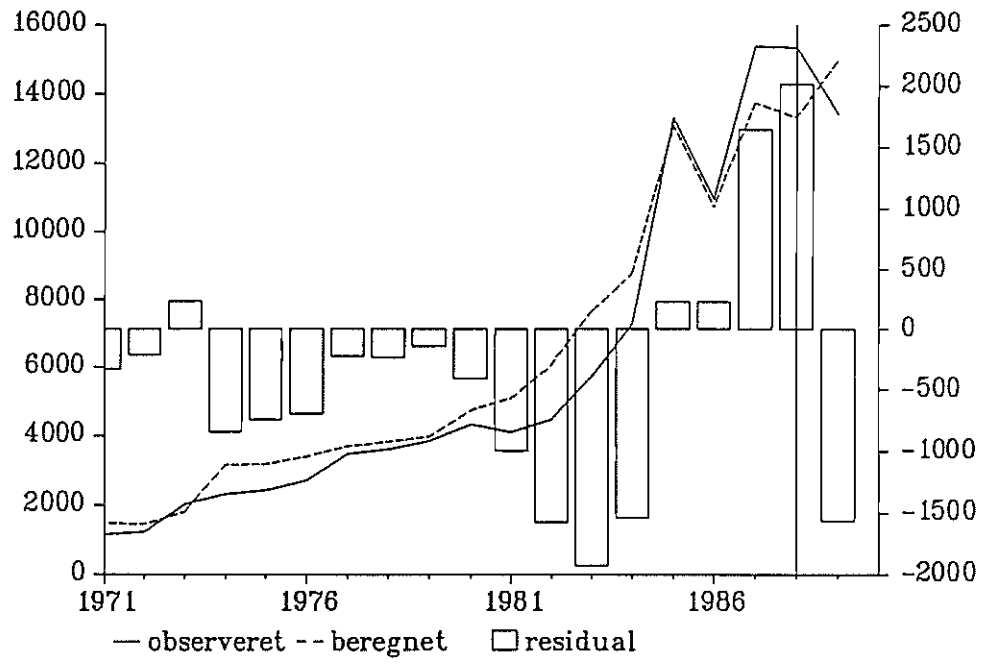
note: Residualerne måles ud fra højreaksen.

Relationen er ikke videre køn. I første del af perioden overvurderes selskabsskatterne konsekvent, mens årene 1985,1987 og 1988 kraftigt undervurderes.

I årene 1985 og 1986 ser selskabsskatten speciel ud. Efter et blødt forløb op til 1984 springer skatterne pludselig i 1985, og falder herefter drastisk i 1986. En mulig forklaring på dette pudsige forløb kan være den pr. 31.marts 1985 vedtagne forhøjelse af selskabsskattesatsen fra 40% til 50% . Forhøjelsen trådte i kraft fra og med 1986. Det er derfor en nærliggende tanke, at virksomhederne har forsøgt at realisere indtægter i 1985, som de egentlig først ville realisere i 1986 eller senere. Dette kan forklare det store selskabskatteprovenue i 1985, og det lille i 1986. En lignende tendens til "skattehamstring" kan spores inden skærpelsen af selskabsskatten i 1974. Skattesatsforhøjelsen i 1985 forsøges modelleret med en dummy, d85, som er 1 i 1985 og -1 i 1986. Relation (4) er altså relation (3) med d85 som ekstra højresidevariabel.

I figur 11 er observerede og beregnede værdier afbildet, og estimationsresultater findes i bilag 1. Dummyen indgår signifikant, og fjerner afvigelserne i 1985 og 86, men relationen har stadig store problemer i midten af estimationsperioden, hvor skatterne konsekvent overvurderes.

Figur 11. Relation (4).



note: Residualernes værdier måles ud fra højreaksen.

Det er umiddelbart svært at forklare relationens uomtvistelige overvurdering af skatterne i midten af perioden. En mulig forklaring kan være, at bruttorestindkomst-leddet ikke opfanger konjunkturerne "stærkt nok" til at det har effekt på selskabskatterne. En anden mulighed er, at udtrykket for de skattemæssige afskrivninger ikke fanger alle regelændringer på området.

Det skal her nævnes, at vi ved en nærmere gennemgang af datamaterialet fandt, at skatteprocenten *tsds* i 1971-73 er en skønnet værdi, og ikke den faktiske. Den faktiske skatteprocent var i disse år 36, mens værdien i adambk er 25. Årsagen til at man skønnede denne værdi var, at skattereglerne (bundfradrag og lignende) i den periode "svarede" til en skatteprocent på 25.[4]

Relation (4)'s svaghed er at skatte-*niveauet* ikke opfanges. Det ser derimod umiddelbart ud til, at ændringerne fra år til år fanges bedre. I lyset af dette kan en ændringsspecifikation tænkes at give bedre resultater.

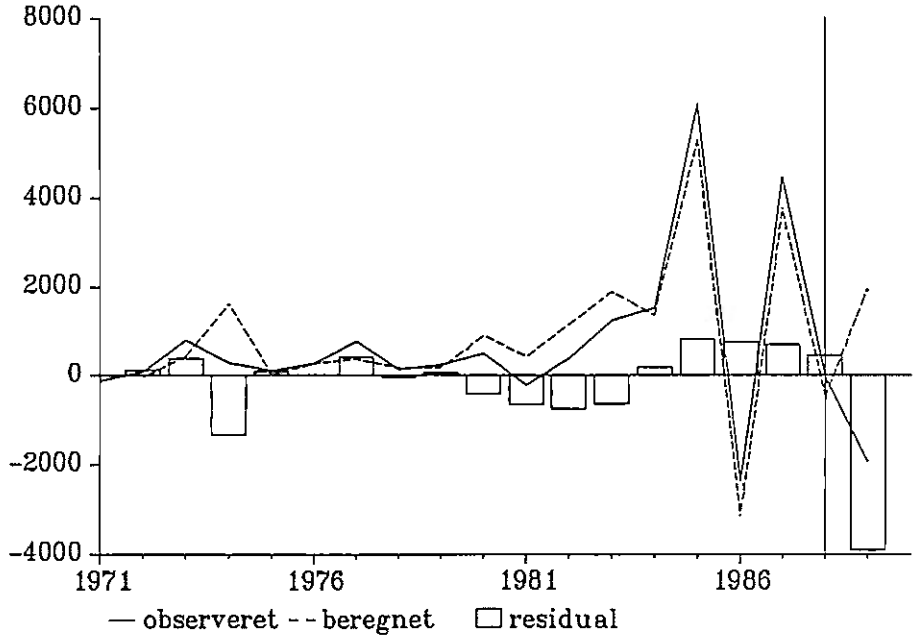
En simpel ændringsrelation bliver

$$(5)\quad D(sdsres) = \alpha_1 D\left(tsds * \left(Yrres_{-1} - \frac{Ipv4res_{-1} + Ipv4res_{-2}}{2}\right)\right) + \alpha_2 D(d85)$$

I figur 12 er ændringsrelationens observerede og beregnede værdier gengivet.

[4]Se 'Indkomstskatter og selskabsskatter i ADAM', Finn Lauritzen, Budgetdepartementet, 19.okt. 1983.

Figur 12. Relation (5).



Relation (5)'s fit er rimelig pænt. Betragtes estimationsresultaterne i bilag 1, ser man da også et fald i spredningen i forhold til (4) på ca. 40 procent. Estimatet af koefficienten til den skattepligtige indkomst er steget en smule. Det flotte fit i 1985,1986 og 1987 skal ses på baggrund af at dummyen nu "fanger" tre år, idet den indgår i ændringer.

Residualerne i figur 12 kan godt mistænkes for at indeholde noget konjunktur. Specielt i perioden 1979-88 ses lavkonjunkturen, og derefter højkonjunkturen, tydeligt at afspejle sig i residualerne. I lyset af dette er det forsøgt at få et konjunkturled ind i relationen. Resultaterne var dog nedslående, idet det ikke var muligt at få et konjunkturled til at indgå signifikant.

Ses der bort fra den temmelige katastrofale forudsigelse i 1989, udgør (5) dog et godt alternativ til (4).

Afslutningsvis skal det nævnes, at der rent økonometrisk ikke er den store forskel på at estimere to enkelte relationer, som det er gjort i dette papir, eller estimere *en* aggregeret relation. Dette ses ud fra bilag 1, hvor af det fremgår at koefficienterne til indkomstudtrykket i relation (2) og (5) afrundet er hhv. 0.54 og 0.50. Man kan derfor nøjes med en aggregeret relation plus en tabellering af kursgevinsterne. Det drejer sig jo blot om at få korrigeret selskabsskatterne, når pengeinstitutternes skattepligtige indkomst bliver negativ.

Afrunding

Hensigten med dette papir var at forsøge at forbedre selskabsskatterelationen

i ADAM. Indførelsen af et udtryk for pengeinstitutternes kursgevinster viste sig ikke at være tilstrækkeligt til at bibringe nogen markant stabilisering af korrektionsfaktoren i selskabsskatterelationen. Som en konsekvens af dette blev der argumenteret for en stokastisk tilgang, samt at forsøge tvedele relationen.

Den konstruerede serie for pengeinstitutternes kursgevinster, og det deraf afledte udtryk for den skattepligtige indkomst for pengeinstitutterne, viste sig at stemme ganske pænt med de "rigtige" tal fra statistikken. Den benyttede metode til at konstruere kursgevinsterne, som også er brugt andre steder i ADAM, ser derfor ud til at være en udmærket fremgangsmåde til generelt at konstruere serier for kursgevinster.

Den estimerede relation for pengeinstitutternes selskabsskat må siges at være ganske pæn. Derimod kan resterhvervenes selskabsskatterelation ikke siges at være nogen objektiv succes. Det er dog ikke umuligt, at et videre arbejde på resterhverv-relationen kan forbedre dens egenskaber. En mulig retning kunne være at kigge nærmere på afskrivningsleddet. Istedet for det nuværende led, kunne man vælge at benytte investeringerne (i en eller anden form) som regressor, hvilket muligvis både kunne fange de skattemæssige afskrivningsmuligheder, samt den førnævnte åbenbare konjunktur i residualerne.

I bund og grund drejer dette papir sig vel egentlig om noget mere fundamentalt end selskabskat: Hvorledes bør man korrigere en ikke-eksakt relation ?
Hvis man korrigerer ved hjælp af en korrektionsfaktor, korrigerer man både relationens niveau og dens marginalegenskaber. Hvis man samtidig med dette har en dårligt specificeret relation, således at korrektionsfaktoren bliver stærkt svingende, er spørgsmålet, om man ikke istedet bør bruge den i dette papir benyttede metode. Ved at estimere "korrektionsfaktoren", og benytte et additivt fejlled kan man korrigere relationens niveau uden at ødelægge dens marginalegenskaber.

Bilag 1.

I det følgende er skqfb = yrqf[-1]+tibn[-1]+yfqi[-1] -(ipv4qf[-1]+ipv4qf[-2]/2)

(1') og (2') er hjælperegressionerne til (1) og (2).

t-værdier er angivet i parantes.

(1')
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for 19 periods from 1971 to 1989
Date: 11 SEP 1991

sdsqfb

```
  =    1.22730 * tsds*(skqfb+d84*tsds*gevb.1) + 2421.20 * d88
     (8.22853)                                    (2.26344)

Sum Sq      3E+07   Std Err   1408.15   LHS Mean  1681.78   Res Mean  -78.682
R Sq       0.7083   R Bar Sq   0.6911   F  2, 17  20.6400   %RMSE     54.0088
LM (1):     0.0016
```

(2')
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for 19 periods from 1971 to 1989
Date: 11 SEP 1991

sdsqfb

```
  =    0.53111 * tsds*skqfb + 0.96786 * d84*tsds*gevb.1
     (4.73051)              (16.6922)

     + 4117.35 * d88
        (7.71861)

Sum Sq    6498772   Std Err   577.952   LHS Mean  1681.78   Res Mean  246.482
R Sq       0.9440   R Bar Sq   0.9370   F  3, 16  89.8356   %RMSE     23.6729
LM (1):     2.9245
```

(1)
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for 18 periods from 1971 to 1988
Date: 11 SEP 1991

sdsqfb1

```
  =    0.85691 * tsds*(skqfb+d84*gevb.1)
    (15.9484)

Sum Sq      1E+07   Std Err   762.595   LHS Mean  1488.18   Res Mean  122.020
R Sq       0.9169   R Bar Sq   0.9169   F  1, 17  187.612   %RMSE     28.8243
LM (1):     1.0698
```

(2)
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for 18 periods from 1971 to 1988
Date: 11 SEP 1991

sdsqfb2

```
  =    0.53653 * tsds*skqfb + 0.98400 * tsds*d84*gevb.1
     (4.88863)              (18.0279)

Sum Sq    6337077   Std Err   563.446   LHS Mean  1393.94   Res Mean  264.316
R Sq       0.9527   R Bar Sq   0.9498   F  2, 16  161.204   %RMSE     21.7440
LM (1):     3.3532
```

(3)
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for 18 periods from 1971 to 1988
Date: 11 SEP 1991

sdsres

```
  =    0.41650 * tsds*(yrres.1-((ipv4res.1+ipv4res.2)/2))
    (20.8844)

Sum Sq      4E+07   Std Err   1445.62   LHS Mean  5754.88   Res Mean  -238.64
R Sq       0.9034   R Bar Sq   0.9034   F  1, 17  158.899   %RMSE     31.0880
LM (1):     0.5091
```

(4)
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for 18 periods from 1971 to 1988
Date: 13 SEP 1991

sdsres

```
  =    0.42126 * tsds*(yrres.1-((ipv4res.1+ipv4res.2)/2)) + 2998.85 * d85
      (28.5615)                                              (3.91079)

Sum Sq      2E+07   Std Err   1030.47   LHS Mean  5754.88   Res Mean  -307.13
R Sq       0.9506   R Bar Sq   0.9475   F  2, 16  153.901   %RMSE     22.2290
LM (1):     3.0897
```

(5)
Ordinary Least Squares
ANNUAL data for 17 periods from 1972 to 1988
Date: 13 SEP 1991

diff(sdsres)

```
  =    0.49935 * diff(tsds*(yrres.1 -((ipv4res.1+ipv4res.2)/2)) + 3711.93 * diff(d85)
      (7.90647)                                                  (12.7808)

Sum Sq    5641998   Std Err   613.225   LHS Mean  835.035   Res Mean   8.8368
R Sq       0.8997   R Bar Sq   0.8930   F  2, 15  67.2921   %RMSE     31.6667
LM (1):     1.2002
```

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Asger Olsen

Arbejdspapir*

15. april 1991

Estimation i niveau, ændringer eller kumulerede størrelser?

Resumé:

I dette papir opsummeres nogle banale betragtninger om estimation i niveau kontra ændringer. Trods banaliteten fører disse betragtninger hurtigt frem til, at man godt kan benytte Granger-Engle totrins metoden, selv om en ligning af datamæssige grunde kun kan estimeres i ændringer.

diffest.ao

Nøgleord: Estimation niveau ændringer GLS

I forbindelse med arbejdet med importrelationer i ADAM har det flere gange ærgret os, at relationerne er "født" specificeret i absolutte ændringer. Dette forhold giver dels et udefineret langsigtsniveau for importkvoterne, dels umuliggør det tilsyneladende brug af Granger-Engle totrins metoden til estimation af ligningerne. I det følgende vises, at dette ikke er noget problem.

1. Alternative specifikationer af en lineær regressionsmodel

Vi tager udgangspunkt i den simple lineære regressionsmodel

(1) $$y_t = \alpha + \beta x_t + z_t \qquad t=1,..,n$$

hvor z_t er hvid støj. Ligning (1) kaldes i det følgende *niveaumodellen*. Udledningerne gennemføres i denne simple model med kun én uafhængig variabel, men de kan let generaliseres til en model med k højresidevariabler.

Vi ønsker at undersøge, hvad der sker, når modellen underkastes de to lineære transformationer

(2) $$D(y_t) = y_t - y_{t-1}$$

dvs en transformation til absolutte ændringer, og

(3) $$\mathrm{Cum}(y_t) = \Sigma_{i \leq t} y_i$$

dvs en kumulering af alle y til og med y_t.

1.a Ændringsmodellen

Modellen i absolutte ændringer fås ved at indsætte (1) i (2):

(4) $$y_t - y_{t-1} = \alpha + \beta x_t + z_t - (\alpha + \beta x_{t-1} + z_{t-1}) \qquad t=2,..,n$$

$$\Leftrightarrow \qquad D(y_t) = \beta D(x_t) + u_t \qquad t=2,..,n$$

hvor $u_t = z_t - z_{t-1}$, dvs at restleddet u_t følger en 1. ordens moving average proces med parameter $\theta=-1$, i det følgende noteret MA(1 | $\theta=-1$).

Parametrene i ændringsmodellen er identiske med parametrene i niveaumodellen pånær konstantleddet α, som er forsvundet. Ellers har kun restleddet ændret egenskaber. Det er bemærkelsesværdigt, at selv om observation 1 tabes ved ændringstransformationen, er GLS-estimatet for β i (4) *identisk* med OLS-

estimatet fra niveaumodellen (1).[1]

Der er ikke i almindelighed plads til et konstantled i ændringsmodellen, men det kan optræde i specielle tilfælde som modstykke til en lineær trend i niveaumodellen.

Det er ikke umiddelbart muligt at estimere parametrene fra en *origo*regression i niveau ved hjælp af ændringsmodellen.

1.b Den kumulerede model.

Den kumulerede model fås på tilsvarende måde ved at indsætte (1) i (3):

(5) $$\Sigma_{i=1}^{t} y_i = \Sigma_{i=1}^{t}\alpha + \beta\Sigma_{i=1}^{t} x_i + \Sigma_{i=1}^{t} z_i \qquad t=1,..,n$$

$$\Leftrightarrow \qquad \mathrm{Cum}(y_t) = \alpha t + \beta\mathrm{Cum}(x_t) + \epsilon_t \qquad t=1,..,n$$

hvor $\epsilon_t = \epsilon_{t-1} + z_t$.[2] Restleddet ϵ_t følger mao en "random walk", dvs. en 1. ordens autoregressiv proces med parameter $\rho=1$, i det følgende noteret AR(1 | $\rho=1$). Igen er parametrene selvfølgelig de samme i den kumulerede model som i niveaumodellen, men restleddet har ændret egenskaber, ligesom konstantleddet er blevet til en lineær trend. Bemærk, at der ikke er plads til et konstantled i den kumulerede model.

1.c Den kumulerede ændringsmodel

Det er naturligvis muligt - omend med en mindre krølle - at regne "tilbage" fra ændringsmodellen til niveaumodellen ved at kumulere ændringerne. Da $\mathrm{Cum}(D(y_t))=\Sigma_{i=2}^{t} y_t-y_{t-1} = y_t-y_1$, jf. (2) og (3), fås

(6) $$\mathrm{Cum}(D(y_t)) = y_t-y_1 = \beta x_t + z_t - (\beta x_1 + z_1) \qquad t=2,..,n$$

$$\Leftrightarrow \qquad y_t = \beta x_t + z_t + (y_1-\beta x_1-z_1) \qquad t=2,..,n$$

Hvis vi antager, at initialbetingelsen $y_1=\alpha+\beta x_1+z_1$ er opfyldt, er (6) ækvivalent med (1). Bemærk dog, at konstantleddet ikke kan estimeres i denne

---

[1]Beviset for dette er lidt krøllet og gives ved en senere lejlighed. Hovedtrækkene i beviset er som følger: GLS-estimatet i ændringsmodellen under antagelse om MA(1 | θ=-1) er

$$\mathbf{b} = (\mathbf{X'D'\Omega^{-1}DX})^{-1}\mathbf{X'D'\Omega^{-1}Dy}$$

hvor D er en ændringstransformationsmatrix og Ω er u-leddenes covariansmatrix pånær skalaren σ^2. Under antagelsen om MA(1 | θ=-1) er imidlertid $\Omega=\frac{1}{2}\mathbf{DD'}$, og matricen $\mathbf{D'\Omega^{-1}D}$ bliver derfor lig med $2[\mathbf{I}-(1/n)\mathbf{ii'}]$, hvor **i** er en vektor af ettaller. Dermed bliver **b** lig med OLS-estimatet fra niveauligningen, jf fx Johnston, 3. udgave, ligning (5-41) til (5-47).

[2]Da $\Sigma_{i=1}^{t} z_i = z_t + \Sigma_{i=1}^{t-1} z_i$

model, men at det må "rekonstrueres" ud fra initialbetingelsen.

1.d Ændringen af den kumulerede model

Tilsvarende kan vi "regne tilbage" til niveaumodellen ved at tage ændringer i den kumulerede model. Da $D(Cum(y_t))=y_t$ for $t=2,..n$, jf. (2) og (3), er der ikke mange ben i dette.[3]

2. Oversigt

Alt i alt kan sammenhængene mellem de tre ækvivalente modeltyper fremstilles skematisk som i figur 1.

Figur 1. Restleddet i ækvivalente modelformuleringer

Kumuleret		Niveau		Ændring
AR(1 | $\rho=1$)	$\xrightarrow{D}$ / $\xleftarrow{Cum}$	Hvid støj	$\xrightarrow{D}$ / $\xleftarrow{Cum}$	MA(1 | $\theta=-1$)

Konklusionen er altså, at det er *ligegyldigt*, om en lineær model specificeres i niveau, ændringer eller kumulerede størrelser, blot modellen estimeres ud fra den korrekte antagelse om restleddets stokastiske egenskaber. Med andre ord: *Vi får det samme estimat for β, hvad enten vi estimerer niveauligningen med OLS, den kumulerede ligning under antagelse om AR(1 | $\rho=1$) i restleddet eller ændringsligningen med GLS under antagelse om MA(1 | $\theta=-1$) i restleddet.*[4]

3. Totrins estimation på ændringsrelationer

Som det fremgår af ovenstående, kan en ligning udmærket estimeres med Granger-Engle totrins metoden, selv om den er "født" specificeret i ændringer. De estimerede residualer fra niveauligningen er givet på matrixform ved

(7) $$\mathbf{e}_n = \mathbf{y} - \mathbf{i}a - \mathbf{X}\mathbf{b}$$

---

[3]Den første observation kan også reddes, hvis vi vedtager at sætte $y_o=x_o=0$.

[4]I praksis fås nok ikke eksakt de samme estimater i alle tilfælde på grund af fnaller omkring initialbetingelsen. Mere tekniske beviser for, at GLS på modeller med AR(1) og MA(1 | $\theta=-1$) i restleddet er (approksimativt) ækvivalent med at estimere på henholdsvis ændringsstørrelser og kumulerede størrelser er givet i fx Harvey, kapitel 6, afsnit 1 og 5. AR(1) tilfældet med $\rho=1$ er dog statistisk set så ekstremt, at det ikke kan estimeres med GLS (da restleddenes korrelationsmatrix kun har rangen 1).

hvor a og **b** er OLS estimatorer for hhv. α og β, og **i** er en n-vektor af ettaller. Vi får imidlertid eksakt det samme estimat **b** for β ved at GLS estimere ændringsligningen

$$\mathbf{Dy} = \mathbf{DX}\beta + \mathbf{u} \tag{8}$$

hvor **u** er et MA(1 | θ=-1) restled og **D** er en matrix, der transformerer **y** og **X** til ændringer. De estimerede residualer fra (8) er

$$\mathbf{e}_d = \mathbf{Dy} - \mathbf{DXb} = \mathbf{De}_n \tag{9}$$

GLS-residualerne fra ændringsligningen (8) er således lig med ændringen af OLS-residualerne fra niveauligningen (7). Sidstnævnte kan derfor rekonstrueres ud fra ændringsresidualerne $e_{d,t}$ i (9) ved at

- sætte $e_{n,1}$ til fx 0 initialt
- kumulere $e_{n,t}=e_{n,t-1}+e_{d,t}$ for $t=2,..,n$
- justere så restleddene summer til 0 ved at trække $(\Sigma_{i=1}^{n} e_{n,i})/n$ fra dem allesammen.

Disse rekonstruerede restled kan så inddrages på højresiden af en ændringsligning som fejlkorrektionsled.

At hele totrins proceduren forekommer lidt mærkværdig set fra denne synsvinkel er et andet problem.

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Asger Olsen

Arbejdspapir*

3. april 1991

Om specifikationen af ADAMs importligninger

Resumé:

I dette papir udledes specifikationen af ADAMs importligninger. Hver importleverance i input-output tabellen antages at være bestemt ved en loglineær funktion, og for hver række i tabellen aggregeres disse funktioner så til en enkelt funktion for den pågældende importkomponent. Papiret afløser det svært tilgængelige notat af JAO+IB, 2. oktober 1984, og samtidig tages restleddet for første gang med fra grunden. Det er vanskeligt at omformulere ligningerne til funktioner af CES-typen.

import.ao

Nøgleord: Import, aggregering, loglineær

ADAMs importligninger er bestemt ikke nemme at udlede. Det skyldes, at det på grund af datamangel har været nødvendigt at transformere dem temmelig voldsomt. Her gennemgås hvordan, og samtidig puttes for første gang et restled på ligningen.

1. Grundspecifikation

Ligningerne formuleres for den *i*'te importvare, men indekset *i* udelades fra formlerne af nemhedsgrunde. Importen af vare *i* består af en række leverancer til de enkelte anvendelser.

Importen af varen til anvendelse *j* antages bestemt som

(1) $$\mathbf{fM_j} = \alpha_j \times \mathbf{pxm}^{\gamma} \times \mathbf{fV_j} \times \mathbf{u_j}$$

hvor

$\mathbf{fV_j}$	er den samlede efterspørgsel, dvs summen af dansk produktion og import af varen, i anvendelse *j*
$\mathbf{pxm}=\mathbf{pm}/\mathbf{px}$	er den relative pris for importvaren,
$\mathbf{u_j}$	er et støjled med $E\{\mathbf{u_j}\}=1$.

Parameteren γ er en priselasticitet, som altså antages ens i alle anvendelser.

Importandelen for varen i anvendelse *j* er

(2) $$\mathbf{m_j} = \mathbf{fM_j}/\mathbf{fV_j} = \alpha_j \times \mathbf{pxm}^{\gamma} \times \mathbf{u_j} = \mu_j \times \mathbf{u_j}$$

hvor $\mu_j = E\{\mathbf{m_j}\} = \alpha_j \times \mathbf{pxm}^{\gamma}$ er den *forventede importandel* i anvendelse *j*. Parameteren α_j kan følgelig tolkes som den forventede importandel i anvendelse *j* i 1980 (hvor **pxm** er lig med 1). Bemærk, at importandelene *ikke* antages at være ens i alle anvendelser.

Problemet med skitsen (1) i ADAM er, at den "cellespecifikke" efterspørgsel $\mathbf{fV_j}$ ikke indgår i ADAM. Den bestemmes derimod implicit som

(3) $$\mathbf{fV_j} = \mathbf{av_j} \times \mathbf{fD_j}$$

hvor

$\mathbf{fD_j}$	er ADAMs anvendelseskomponenter
$\mathbf{av_j}$	er en "*teknisk*" i-o koefficient, dvs koefficienten for *summen* af dansk produktion og import af varen til den pågældende anvendelse.

Koefficienterne $\mathbf{av_j}$ findes desværre ikke i ADAMs databank, der kun indeholder importkoefficienterne, defineret ved

(4) $$\mathbf{am_j} = \mathbf{fM_j}/\mathbf{fD_j} = \mathbf{m_j} \times \mathbf{av_j}$$

De tekniske i-o koefficienter $\mathbf{av}_j$ antages i ADAM at følge en "*random walk*", dvs.

(5) $$\mathbf{av}_j = \mathbf{av}_{j,-1} \times \epsilon_j$$

hvor ϵ_j er et restled med $E\{\epsilon_j\}=1$.[1] Importen af varen til anvendelse j kan derfor skrives

(6)
$$\begin{aligned}
\mathbf{fM}_j &= \mathbf{m}_j \times \mathbf{fV}_j && \text{jf. (2)}\\
&= \mathbf{m}_j \times \mathbf{av}_j \times \mathbf{fD}_j && \text{jf. (3)}\\
&= \mathbf{m}_j \times \mathbf{av}_{j,-1} \times \epsilon_j \times \mathbf{fD}_j && \text{jf. (5)}\\
&= \mathbf{am}_{j,-1} \times \mathbf{fD}_j \times \epsilon_j \times \mathbf{m}_j/\mathbf{m}_{j,-1} && \text{jf. (4)}\\
&= \mathbf{am}_{j,-1} \times \mathbf{fD}_j \times (\mu_j/\mu_{j,-1}) \times v_j^* && \text{jf. (2)}
\end{aligned}$$

idet vi definerer det samlede restled

(7) $$v_j^* = \epsilon_j \times \mathbf{u}_j/\mathbf{u}_{j,-1}$$

Dette restled er karakteriseret ved at følge en multiplikativ MA(1)-proces (1. ordens *moving average* proces) med en koefficient tæt på -1. Hvis den "tekniske" i-o koefficient er helt konstant, dvs. $\epsilon_j=1$, er koefficienten præcis -1.

Den færdige ligning for importen af varen til anvendelse j fås ved indsættelse af (2) i (6):

(8) $$\mathbf{fM}_j = \mathbf{am}_{j,-1} \times \mathbf{fD}_j \times (\mathbf{pxm}/\mathbf{pxm}_{-1})^{\gamma} \times v_j^*$$

Ligningen er lettest at læse, hvis leddet $\mathbf{fM}_j/(\mathbf{am}_{j,-1} \times \mathbf{fD}_j)$ fortolkes som et udtryk for den relative ændring i importandelen. Vi kan således eliminere de ukendte "tekniske" i-o koefficienter $\mathbf{av}_j$ ved hjælp af de laggede import-koefficienter. Prisen er imidlertid, at relationen (8) er "født" specificeret i ændringer, og hvis støjleddet i (1) er multiplikativ hvid støj, implicerer det at støjleddet i (8) vil være et multiplikativt MA(1)-led.

Den samlede import af varen findes ved at summere (8) over alle anvendelser:

(9)
$$\begin{aligned}
\mathbf{fM} &= \Sigma_j \mathbf{fM}_j\\
&= \Sigma_j \mathbf{am}_{j,-1} \times \mathbf{fD}_j \times (\mathbf{pxm}/\mathbf{pxm}_{-1})^{\gamma} \times v_j^*\\
&= (\mathbf{pxm}/\mathbf{pxm}_{-1})^{\gamma} \times \Sigma_j \mathbf{am}_{j,-1} \times \mathbf{fD}_j \times v_j^*
\end{aligned}$$

[1] Tilfældet med helt konstante koefficienter er dækket af (5) når $\mathrm{Var}\{\epsilon_j\}=0$ og derfor $\epsilon_j=1$.

Den forventede samlede import i (9) er

(10) $$E\{\mathbf{fM}\} = (\mathbf{pxm}/\mathbf{pxm}_{-1})^{\gamma}\times\mathbf{fMI}$$

idet vi definerer den *input-output bestemte import* **fMI** ved

(11) $$\mathbf{fMI}=\Sigma_j\mathbf{am}_{j,-1}\times\mathbf{fD}_j$$

Dette er specifikationen af ADAMs importligninger (uden konjunkturled, som vi vender tilbage til nedenfor). I ADAM-estimationerne er de mange "cellespecifikke" restled v_j^* dog erstattet af et enkelt aggregeret restled v^*.[2] Den endelige importligning bliver altså

(12) $$\mathbf{fM} = (\mathbf{pxm}/\mathbf{pxm}_{-1})^{\gamma}\times\mathbf{fMI}\times v^*$$

hvor v^* er et multiplikativt MA(1)-restled med en koefficient nær -1.

2. Model med konjunkturled

Det er en gammel observation, at importen er mere konjunkturfølsom end det marked, den leverer til: I år med kraftig markedsvækst stiger importen procentvis mere end markedet, og den falder omvendt mere i år med lavkonjunktur. For at tage hensyn til dette forhold udvides grundformuleringen (1) med et konjunkturled:

(13) $$\mathbf{fM}_j = \alpha_j\times\mathbf{pxm}^{\gamma}\times\mathbf{fV}_j\times(\mathbf{fV}_j/\mathbf{fVe}_j)^{\delta}\times\mathbf{u}_j$$

hvor $\mathbf{fVe}_j$ er den "forventede" (i betydningen *normale*, ikke i statistisk forstand) værdi af efterspørgselen $\mathbf{fV}_j$. Middelværdien af importandelen er altså nu, smlgn. (2),

(14) $$\mu_j = E\{\mathbf{fM}_j\}/\mathbf{fV}_j = \alpha_j\times\mathbf{pxm}^{\gamma}\times(\mathbf{fV}_j/\mathbf{fVe}_j)^{\delta}$$

dvs at hvis efterspørgselen fx er højere end "forventet", vil importandelen være højere end normalt og vice versa.

Specifikationen af forventningsdannelsen for efterspørgselen bør være sådan, at i en steady state vækst er $\mathbf{fV}_j=\mathbf{fVe}_j$, således at (13) bliver sammenfaldende med (1). Hvis vi desuden vedtager, at forventningsdannelsen kun vedrører udviklingen i ADAMs anvendelseskomponenter, og ikke de tekniske i-o

---

[2]Det aggregerede restled defineres med andre ord som

$$v^* = \mathrm{fM}/E\{\mathrm{fM}\} = (\Sigma_j am_{j,-1}\times\mathrm{fD}_j\times v_j^*)/\Sigma_j am_{j,-1}\times\mathrm{fD}_j$$

dvs som et vejet gennemsnit af de anvendelsesspecifikke restled. Leddets statistiske egenskaber findes nok lettest ved at antage at v_j^* er normale log-restled og approksimere det aritmetiske gennemsnit med et geometrisk (hvilket er muligt for v_j^* tæt på 1). Herved overføres MA(1)-egenskaben til det aggregerede restled. Alle ræsonnementerne ovenfor kunne selvfølgelig være gennemført med ægte log-restled, men dette ville have medført en masse forekomster af bogstaverne "*ln*", som ville have besværliggjort læsningen.

koefficienter, vil $\mathbf{fV_j/fVe_j} = \mathbf{fD_j/fDe_j}$, jf. (3).

Hvis vi herefter indsætter (14) i (6) fås derfor

$$(15) \qquad \mathbf{fM_j} = (\mathbf{pxm/pxm_{-1}})^{\gamma} \times \mathbf{am_{j,-1}} \times \mathbf{fD_j} \times [(\mathbf{fD_j/fDe_j})/(\mathbf{fD_{j,-1}/fDe_{j,-1}})]^{\delta} \times v_j^*$$
$$= (\mathbf{pxm/pxm_{-1}})^{\gamma} \times \mathbf{am_{j,-1}} \times \mathbf{fD_j} \times [(1+\mathbf{RfD_j})/(1+\mathbf{RfDe_j})]^{\delta} \times v_j^*$$

hvor $\mathbf{RfD_j}=\mathbf{fD_j/fD_{j,-1}}-1$ er den relative vækst i $\mathbf{fD_j}$ etc. Den samlede import af varen er derfor

$$(16) \qquad \mathbf{fM} = \Sigma_j \mathbf{fM_j}$$
$$= (\mathbf{pxm/pxm_{-1}})^{\gamma} \times \Sigma_j \mathbf{am_{j,-1}} \times \mathbf{fD_j} \times [(1+\mathbf{RfD_j})/(1+\mathbf{RfDe_j})]^{\delta} \times v_j^*$$

Her løber vi ind i det gammelkendte praktiske problem ved log-lineære funktioner: *Summen af dem er noget underligt noget.*[3] Den eneste måde at forenkle udtrykket på er at approksimere det med en lineær funktion ved at udnytte $x^{\delta} \approx 1 + \delta \times (x-1)$ for værdier af x ikke så langt fra 1. Her er det især nyttigt at

$$(17) \qquad [(1+\mathbf{RfD_j})/(1+\mathbf{RfDe_j})]^{\delta} \approx [1+\mathbf{RfD_j}-\mathbf{RfDe_j}]^{\delta}$$
$$\approx 1 + \delta \times (\mathbf{RfD_j}-\mathbf{RfDe_j})$$

Vi minder om definitionen af **fMl** i (11) og definerer nu *forventningsafvigelsen*

$$(18) \qquad \mathbf{fMlk} = \Sigma_j \mathbf{am_{j,-1}} \times \mathbf{fD_j} \times (\mathbf{RfD_j}-\mathbf{RfDe_j})$$

Middelværdien af sumleddet på højre side af (16) findes ved at sætte alle $v_j^*=1$ og indsætte (17):

$$(19) \qquad \Sigma_j \mathbf{am_{j,-1}} \times \mathbf{fD_j} \times [1+\delta \times (\mathbf{RfD_j}-\mathbf{RfDe_j})] = \mathbf{fMl} + \delta \times \mathbf{fMlk}$$
$$= \mathbf{fMl} \times (1+ \delta \times \mathbf{fMlk/fMl})$$
$$\approx \mathbf{fMl} \times (1+ \mathbf{fMlk/fMl})^{\delta}$$

idet vi i sidste linie *re*-proksimerer til loglineær form. Hvis vi laver det samme nummer som i den simple model med at definere et enkelt, aggregeret restled, kan ligningen samlet skrives

[3]Dette er en gammel modelgruppeobservation, jf. notat AMC 7. august 1978: *Om aggregering i loglineære relationer*, der dog efter en længere analyse konkluderer at "logaritmen til summen er bedre end summen af logaritmerne". Dette papir var i øvrigt det første i modelgruppens B-serie, karakteriseret ved at "uinteressante emner behandles på ukvalificeret vis". Papirets konklusioner understøtter nydeligt de approksimationer, der foretages nedenfor.

(20) $$\mathbf{fM} = (\mathbf{pxm}/\mathbf{pxm}_{-1})^{\gamma} \times \mathbf{fMl} \times (1+\mathbf{fMlk}/\mathbf{fMl})^{\delta} \times v^{*}$$

hvor restleddet følger en multiplikativ MA(1) proces med en koefficient ikke langt fra -1, såfremt støjleddene $\mathbf{u}_j$ i den oprindelige model er hvid støj og de tekniske i-o koefficienter er rimeligt konstante.

Konjunkturleddet $(1+\mathbf{fMlk}/\mathbf{fMl})^{\delta}$ i (20) vil være lig med 1, og dermed glide ud af modellen, såfremt enten $\delta=0$ eller $\mathbf{RfD}_j=\mathbf{RfDe}_j$. Leddet vil derfor forsvinde i en steady state vækst.

Hvis $\mathbf{RfD}_j=\mathbf{RfDe}_j+k$ for alle j, dvs at alle anvendelser er $k\times 100$ pct højere end "forventet", vil

$$(1+\mathbf{fMlk}/\mathbf{fMl}) = 1+k$$

Alt i alt må konjunkturleddet i (20) således siges at have kønne egenskaber.

3. CES funktioner: En valgmulighed?

Valget af loglineære importfunktioner har den ulempe, at importandelene (2) ikke kan garanteres at være mindre end eller lig med 1 i fremskrivninger. Dette er især generende, hvis vi ønsker at indbygge trends i importandelene, noget der synes at være et vist empirisk belæg for.

En mulighed for at sikre importandele mellem 0 og 1 er at beskrive substitutionen mellem dansk produktion og import ved hjælp af CES-funktioner. Sådan gør man fx i MODAG i Norge. Gøres dette, fås at

(21) $$1/\mu_j = 1-(1-1/\alpha_j)\times \mathbf{pxm}^{-\sigma}$$

idet α_j er den forventede importandel i 1980 (hvor **pxm** jo er 1), og σ er *substitutionselasticiteten.*[4] Indsættes (21) i (6) fås importligningen

(22) $$\mathbf{fM}_j = \mathbf{am}_{j,-1} \times \mathbf{fD}_j \times \pi \times v_j^{*}$$

hvor

(23) $$\pi = [1-(1-1/\alpha_j)\times \mathbf{pxm}_{-1}^{-\sigma}]/[1-(1-1/\alpha_j)\times \mathbf{pxm}^{-\sigma}]$$

Dette er jo et temmelig indviklet udtryk. CES funktioner giver i almindelighed loglineære udtryk for forholdet mellem dansk produktion og import, dvs $\mu/(1-\mu)$, men ikke for selve importandelen μ. Desværre er det μ, vi er nødt til at bruge i (6).

Ligningen for den samlede import af varen bliver meget krøllet, idet de cellespecifikke importkvoter α_j ikke umiddelbart kan forkortes ud i (23), sådan

[4]Se fx. Niels Martin Stølen: "Importandeler og relative priser. En MODAG-rapport." Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå 1983, nr.33, formel (2.8)

som vi heldigvis kunne i den loglineære model, jf. (9). Herved bliver det umuligt at samle bidraget fra **pxm** i et enkelt led uden for summationstegnet.

Kreative forslag til at løse dette problem er velkomne. En nøgle til problemet er muligvis, at parametrene α_j ikke nødvendigvis skal estimeres, idet de jo er lig med de forventede importandele i 1980 og derfor kan fastsættes *a priori* ud fra nationalregnskabsmaterialet.[5]

Hvis problemerne på en eller anden måde kan løses, kan tidstrends indbygges ved at erstatte (21) med

$$(26) \qquad 1/\mu_j = 1-(1-1/\alpha_j)\times \mathbf{pxm}^{-\sigma}\times f(t)$$

hvor $f(t)$ er en funktion, der går mod 0 for $t\rightarrow\infty$. Dette indebærer samtidig, at priselasticiteten går mod 0 for $t\rightarrow\infty$ (fordi importandelen går mod 1).[6]

---

[5]Dette kræver, at der ses bort fra et eventuelt restled i 1980.

[6]Dette er måske et argument for, at simple lineære importfunktioner ikke er så tossede endda, sammenlignet med loglineære. Argumentet "mod" de lineære funktioner er jo netop, at priselasticiteten falder for voksende import, jf. Tyge Rasmussen: Den danske importefterspørgsel. Gult memo nr. 50, Økonomisk Institut, KU, 1977.

Danmarks Statistik
MODELGRUPPEN

Asger Olsen

Arbejdspapir**

30. november 1990

Afvikling af MISKMASK fra AREMOS og PCIM

Resumé:

I dette papir beskrives brugen af moduler til beregning af de eksogene variabler bys10-bys50 og bys11-bys51 i ADAMs skattefunktion i samspil med PCIM og AREMOS.

f:\wp\miskmask.ao

Kodeord: MISKMASK, AREMOS, PCIM, skatter, formodel

Modellen MISKMASK har i mange år været brugt til at beregne eksogene værdier af bys10-bys50 og bys11-bys51 til ADAMs skattefunktion.[1] Efter 1987-"skattereformen" er denne brug af modellen dog nærmest ophørt. Modellen er imidlertid fuldt funktionsdygtig, og den er nu oversat, så den kan bruges på PC i samspil med PCIM og AREMOS.

Parametrene bys10-50 og bys11-51 samt de tilsvarende udgangsskøn Yse, Usye og pcrse fremskrives normalt uændrede i databanken. Det svarer til en antagelse om uændrede skalagrænser, bortset fra den pristalsregulering, der er forudsat i modellen. Ønskes der foretaget diskretionære ændringer i skalagrænserne, kan dette gøres ved en MISKMASK-kørsel

Afvikling af MISKMASK fra AREMOS

Kørsel med MISKMASK i AREMOS foregår ved, at MISKMASK\AREMOS-filerne kopieres til et arbejdsDIR, hvorfra AREMOS startes. Fra AREMOS prompten skrives

OPEN xxxxxxxx AS ADAMBK; OBEY MISKMASK ;

hvor xxxxxxxx er navnet på den aktuelle version af ADAMBK. Herefter kommer de eksogene variabler til MISKMASK frem på skærmen, og de ønskede rettelser kan foretages.[2] Hvis der ikke opstår fejl, afleveres to filer:

MISKMASK.TSD	indeholder bys'er i TSD-format
BYSPCIM.CMD	indeholder PCIM-ordrer til opdatering af bys'er.

Parametrene beregnes for *hele* den gældende AREMOS-periode, der dog ikke bør omfatte årene før 1975.

Afvikling af MISKMASK fra PCIM

Kørsel med PCIM-modulet foregår ved, at MISKMASK\PCIM-filerne kopieres til et arbejdsDIR, hvorfra PCIM startes. Fra PCIM prompten skrives

MISKMASK

og forløbet er som ved AREMOS kørslen.

---

[1]Jf. notat JAO 2. november 1980

[2]Som standard benyttes AREMOS' editor, men denne kan let udskiftes med en selvvalgt editor

Problemer med overgang til nye skatteregler

ADAMs skattefunktion er endnu ikke tilpasset de nye skatteregler gældende fra og med 1987. Det vil først og fremmest sige, at sondringen mellem personlig indkomst og kapitalindkomst ikke foretages i modellen. Det er derfor nødvendigt at definere korrektionsfaktorer til skatteskalaens progressionsgrænser for overgangen til skattepligtig indkomst. De eksogene variabler til MISKMASK bliver derefter:

tsy1s	:	Statsligt personfradrag
tsy1k	:	Kommunalt personfradrag
tsy1	:	Gennemsnitligt personfradrag, sammenvejet ud fra satserne for hhv. statsskat og kommuneskat (22 og tsk)
tsy2	:	1. progressionsgrænse (fra 1987 for "6 pct. skat")
tsy3	:	2. progressionsgrænse (fra 1987 for "12 pct. skat")
tsy4	:	3. progressionsgrænse (afskaffet fra 1975)
ktsy1	:	Korrektionsfaktor til personfradrag for overførte fradrag, forhøjet fradrag, uudnyttede fradrag m.v.
ktsy2	:	Korrektionsfaktor til "6. pct. grænse" for overgang fra personlig indkomst m.v. til skattepligtig indkomst samt for overførsel af uudnyttet bundfradrag mellem ægtefæller. Før 1987 lig med 1.
ktsy3	:	Korrektionsfaktor til "12 pct. grænse" for overgang fra personlig indkomst til skattepligtig indkomst. Før 1987 lig med 1.
pcrse	:	Udgangsskøn for skatteskalaens reguleringspristal.

Modellens indhold er en antagelse om konstant relativ fordeling af skattepligtig indkomst, kombineret med en antagelse om, at korrektionsfaktorerne ktsy1-3 er konstante.[3] Dette indebærer implicit en antagelse om, at kapitalindkomst og personlig indkomst bevæger sig proportionalt. Antagelsen er nødvendig i forhold til ADAMs nuværende skattefunktion og giver næppe anledning til store prognosefejl. Den kan evt. lempes i forbindelse med en mere generel tilpasning af ADAMs skattefunktion til de gældende skatteregler.

En MISKMASK-kørsel vil normalt kun kræve, at der tages stilling til de lovbestemte skalagrænser tsy1s, tsy1k, tsy2 og tsy3 for en given værdi af reguleringsfaktoren pcrse, idet korrektionsfaktorer m.v. forlænges uændret i databanken, og udgangsskønnet Yse for skattepligtig indkomst beregnes automatisk. I særlige tilfælde skal faktorerne dog ændres, fx kan en afskaffelse af 6 pct. skatten lægges ind ved at sætte tsy2=tsy3, ktsy2=ktsy3, tsy3=1.0E+10 samt tsu3=0,22+0,12.

---

[3]I tidligere versioner af MISKMASK hed disse korrektionsfaktorer ktsy0-2. men af hensyn til den generelle nummerering af skatteskalaens trin i ADAM er de nu omdøbt til ktsy1-3.

Mens slutskattefunktionens fejl og mangler før i tiden viste sig ved, at korrektionsfaktoren kssy blev forskellig fra 1, medfører den valgte metode til historisk beregning af ktsy1-3 nu, at kssy skal sættes til præcis 1 fra og med 1987. Modellens mangler vil i stedet vise sig som ustabilitet i korrektionsfaktorerne ktsy1-3. Generelt er faktoren ktsy2 til grænsen for 6 pct. skat nok mest ustabil, da den ikke alene skal dække overgangen fra personlig indkomst til skattepligtig indkomst, men tillige justeringer for positiv nettokapitalindkomst og overførsel af uudnyttet bundfradrag mellem ægtefæller. Da der kun foreligger to observationer, er stabiliteten af ktsy'erne svær at vurdere:

Tabel 1. Korrektionsfaktorer til indkomstgrænser

	ktsy1	ktsy2	ktsy3
1987	1.187	0.868	0.857
1988	1.175	0.838	0.854

Som ventet er korrektionsfaktoren ktsy1 til personfradraget større end 1 (pga overførte fradrag mellem ægtefæller og forhøjet fradrag til pensionister), mens korrektionsfaktorerne til 6 og 12 pct. skattegrænserne er mindre end 1 (fordi skattepligtig indkomst er mindre end personlig indkomst plus evt. tillæg). For 6 pct. grænsens vedkommende ser overførslerne af bundfradrag mellem ægtefæller ud til omtrent at modsvare tillægget for positiv nettokapitalindkomst. Faldet i ktsy2 fra 1987 til 1988 kan skyldes overgangsordninger.

Datakonstruktion

Provenuerne af kommuneskat, amtsskat, kirkeskat, 22 pct. skat, 6 pct. skat og 12 pct. skat offentliggøres af Danmarks Statistik i "Skatter og afgifter", fx 90, tabel 5.10. Når disse provenuer divideres med de respektive skattesatser fås et "implicit udskrivningsgrundlag" for den pågældende skatteart. Ved at dividere disse implicitte udskrivningsgrundlag op i den samlede skattepligtige indkomst fås historiske værdier for bys1-5.

Ved hjælp af MISKMASK, option E, udregnes nu de "implicitte skalagrænser" på skattepligtig indkomst, der er konsistente med de historiske værdier af bys1-5. Disse implicitte grænser kaldes tsym1-5 (ikke at forveksle med de lovfæstede skalagrænser tsy1-5). I samme MISKMASK-kørsel bestemmes ændringsparametrene bys11-51, svarende til de historiske bys1-5.

Korrektionsfaktorerne udledes derefter residualt som fx ktsy2=tsym2/tsy2. Datakonstruktionsprogrammerne findes på modelgruppens filserver i direktoriet E:\AREMOS\LIB\MISKMASK\DATAREV, hvor der også findes en nærmere vejledning i opdatering, og de udleveres til ADAM-brugere på anfordring.

Danmarks Statistik 25. feb 85
6. kontor JAO/jao

Fejl i justeringen af procesenergi

Det særlige justeringsled jdfm3qx, der styrer procesforbruget af olieprodukter, virker ikke i ADAM, oktober 1984.

Ved overgangen til oktober 1984 versionen blev de i-o bestemte importrelationer for fMz0 og fMz3q rent teknisk omformuleret, sådan at alle løbende i-o koefficienter i disse relationer blev erstattet af laggede koefficienter plus jdam-led. Baggrunden for dette var rent kosmetisk, nemlig at det var for let at forveksle disse ligninger med fMu<i>-ligningerne, hvis koefficienter jo også er løbende, men eksogene. Men skulle med andre ord kende ligningerne for i-o koefficienterne for at kunne forstå virkemåden af ligningerne for fMz0 og fMz3q, og dette skønnedes uheldigt.

Da denne omformulering blev gennemført, overså jeg uheldigvis justeringsmekanismen via jdfm3qx, jrfm3qx og kfm3qx, sådan at denne mekanisme simpelt hen aldrig blev indbygget i oktober 1984 versionen. En hurtig måde at rette fejlen på er at indføre justeringen i ligningen for fM13q:

```
FRML ifM13q fM13q = fM13qx + jdfm3qx + jrfm3qx*fm13qx +
                    (resten af ligningen)          $
```

Men bemærk, at justeringen ikke må lægges i ligningerne for hverken fM13qx eller fMz3q.

Den nævnte løsning virker, men køn er den jo ikke. Man kunne i stedet overveje at gå tilbage til den gamle løsning med de løbende koefficienter, i hvilken tilpasningen sker alene via ligningerne for i-o koefficienterne. Dette kunne fx ske som en del af en større reform, hvori vi desuden sletter alle justeringsled i fM1-ligningerne. Herved ville modellen blive væsentligt enklere, og spørgsmålet er jo alligevel, hvor meget de cellespecifikke j-led bliver brugt. Man kunne eventuelt nøjes med særlige justeringsled til investeringssøjlen.

Danmarks Statistik 5/12 -84

6. kontor JAO/jao

Importrelationerne i ADAM, oktober 84

Importrelationerne i ADAM, oktober 84 versionen er omformuleret i overensstemmelse med JAO+IB-notatet af 2. oktober 1984. Det vil sige, at formuleringen nu er

$$(1) \qquad fM\langle i\rangle = \left(\frac{pxm\langle i\rangle(-1/4)}{pxm\langle i\rangle(-5/4)}\right)^{c\langle i\rangle} \cdot \left(\frac{fMl\langle i\rangle}{fMl\langle i\rangle e}\right)^{d\langle i\rangle} \cdot fMl\langle i\rangle$$

hvor

pxm<i> er importprisen divideret med den indenlandske udbudspris,

fMl<i> er den import, der ville have været, hvis i-o koefficienterne var de samme som året før (dvs hvis markedsandelene var uændrede),

fMl<i>e er den forventede værdi af fMl<i>.

Priselasticiteten c<i> antages a priori at være mindre end eller lig med nul. Konjunkturelasticiteten d<i> antages at være lig med eller noget større end nul.1)

Udgangspunktet for estimationerne har været, at den dår-

1. Bemærk den rent matematiske omformulering i.f.t. tidligere, hvor d<i> var lig med eller noget større end 1, men hvor det til gengæld var fMl<i>e, der stod uden for parantesen.

ligste model, vi ville acceptere, var den rene input-output model, dvs hvor c<i>=d<i>=0. Af samme grund er estimationerne foretaget ved hjælp af ikke-lineær estimation på strukturformen (1). Dette skal ikke opfattes som et forsøg på at indføre et nyt arbejdsprincip, men derimod som et resultat af vores tidligere uheldige erfaringer med at sammenligne de forskellige modeltyper. Ved konsekvent at estimere på strukturformen (1) bliver det lettere at sammenligne fx. spredninger på de forskellige modeltyper, og dette forhold har under det eksisterende tidspres været afgørende.

Resultater for perioderne 1963-80 og 1967-80 er vist i tabel 1. De valgte estimationer er nærmere dokumenteret i bilag 1.

Tabel 1. Estimationsresultater m.v.

	SE, i-o model	SE, estimeret	c<i>	(Sc)	d<i>	(Sd)
1963-80						
1	94	76	-1.38	(.41)	1.11	(.66)
2	433	341	-0.79	(.27)	0.45	(.36)
5	279	226	-0.93	(.27)	0.04	(.20)
6m	397	301	+0.13	(.24)	0.66	(.18)
6q	507	325	-1.26	(.42)	0.68	(.17)
7q	678	632	-0.90	(.34)	0.11	(.18)
8	401	306	-2.22	(.50)	0.48	(.22)
1967-80						
1	105	84	-1.54	(.48)	1.30	(.77)
2	395	342	-0.47	(.43)	0.64	(.40)
5	307	243	-0.79	(.32)	0.11	(.24)
6m	347	262	+0.19	(.21)	0.53	(.17)
6q	526	349	-0.91	(.64)	0.72	(.19)
7q	768	710	-0.93	(.39)	0.11	(.21)
8	392	314	-1.79	(.61)	0.53	(.23)

Generelt kan man sige, at den store forskel, der tidligere har været på relationernes egenskaber i de to estimationsperioder, nu er forsvundet. Nærmere undersøgelser har vist, at dette ikke skyldes den ændrede specifikation, men derimod revisionen af datagrundlaget.

Parametrene er alle ret usikre, men kun priselasticiteten for fM6m får forkert fortegn. Da den yderligere er insigni-

fikant, er det besluttet at binde den til nul. Netop for denne varegruppe, metalvarer, er der vel næppe nogen der protesterer mod en sådan løsning. Tre af konjunkturelasticiteterne er insignifikante, nemlig for fM2, fM5 og - fM7q. Det sidste er temmelig overraskende. De er dog ikke bundet til nul, fordi de trods alt har det rigtige fortegn.

Skal man kort karakterisere relationerne, er fM1 og fM2 rædsomme, fM5 og fM7q jævne, mens fM6m, fM6q og fM8 er helt pæne. Vurderingerne skal ses på baggrund af, at importserierne generelt er ret flyvske, og at de ikke udvikler sig synderligt ens. Relationen for fM7q er dog kun en hårsbredde fra dumpegrænsen.

Et karakteristisk træk for alle relationer er de store residualsummer, som dog ser ud til at stamme fra forskellige forhold. For fM1 og fM2 er residualsummen negativ, og for fM6q er den positiv, uden at der umiddelbart kan udnævnes en stabil årsag til det. Derimod er årsagen til de gevaldige, positive residualsummer i relationerne for fM5, fM6m, fM7q og fM8 tydelig nok: Der er simpelt hen ekstremt få negative residualer - i fM8-relationen såmænd kun en enkelt. Dette kan vist kun betyde, at importkvoterne for disse varer i estimationsperioden er steget mere, end priser og konjunkturled kan forklare. Relationen for fM8 ville sikkert blive den kønneste adfærdsrelation i ADAM, hvis den fik lov til at få et additivt konstantled. Et sådant konstantled ville imidlertid være en lineær trend, og dem kan vi jo ikke lide. Vi trøster os med, at problemet er gammelkendt, og iler videre.

Et andet træk, der er jævnt hen gennemgående, er den store positive residual i 1973. Den kan egentlig godt undre

lidt, for man skulle jo tro at konjunkturleddet fangede den. Når den alligevel slipper igennem, skyldes det måske at konjunkturleddet er bundet til at virke symmetrisk, når det er hhv. over og under 1. Måske er det dette forhold, der gør leddet så trægt, at det ikke bider tilstrækkeligt i 1973-residualen. Fænomenet kan måske tolkes i den retning, at konjunkturleddet burde være et kapacitetsled.

Nedenfor er til en afslutning vist de historiske residualer på den samlede, stokastisk bestemte import.

Tabel 2. Aggregerede residualer for stokastiske relationer

	EfMz	pct.
1963	1500	5.8
1964	980	3.1
1965	767	2.2
1966	256	.7
1967	1190	3.0
1968	339	.8
1969	2128	4.4
1970	1657	3.3
1971	-106	-.2
1972	-375	-.7
1973	2713	4.7
1974	-942	-1.7
1975	-947	-1.9
1976	-98	-.2
1977	-52	-.1
1978	465	.8
1979	1686	2.6
1980	792	1.3
1981	1700	2.9
1982	-343	-.6
1983	-2158	-3.4
RMS	1171	2.3

KOPI

DANMARKS STATISTIK
Sejrsgade 11
Postboks 2550
2100 København Ø
Tlf. (01) 29 82 22 - Telex 16236

The International Association
for Research in Income and Wealth
BOX 1962
Yale Station, New Haven
CT 06520
U S A

Journal nr.
3161 JAO/bh
(Bedes anført ved henvendelse)

Datering
28 Nov. 1984

Deres brev og reference

Henvendelse

Your letter of Nov. 4th, 1984

Dear Dr. Ruggles.

I am, of course, very happy indeed that my paper "On the construction and econometric use of input-output systems" has been accepted for publication in the "Review of Income and Wealth". Enclosed please find the revised manuscript of the paper.

As to the content of the paper, the first referee seems to prefer the aggregation part, while the second referee prefers the conceptual part. This confirms my contention that both contributions are significant, as is the general method linking them together. Both of the referees mention the lack of Danish empirical results in the paper. This has led me to extend the concluding section with a table of such results. General descriptions of the Danish model work are included in the references. Concerning the specific suggestions of the referees, please see the comments below (Unfortunately, I did not receive comment no.1 of the first referee).

1. Title. I must readily admit that the proposed title was misleading (perhaps due to translation difficulties). I shall suggest the new title "Adaptation of detailed input-output information: Restructuring and aggregation" - This title should include all keywords.

ASGER OLSEN
1984

ADAPTATION OF DETAILED INPUT-OUTPUT INFORMATION: RESTRUCTURING AND AGGREGATION

Summary:

This article deals with problems of construction of "square" input-output tables from detailed commodity and industry data and operationalization of the tables for use in econometric modeling. The adaptation procedure suggested is quite new and involves perfect and imperfect aggregation, and suppression of insignificant cells of the tables.

Using slight modifications of well-known input-output methods (to make definitions conform to general concepts of network flow theory) it is shown that the construction and aggregation of tables, as well as the suppression of minor cells, can be viewed as still higher levels of the very same process: The search for a manageable model with roughly the same abstract properties as the original detailed, but overwhelmingly large, model.

Simultaneously a consistent input-output terminology is suggested with fewer symbols and more rules than usual.

The adaptation procedure has been applied successfully to the 1982 version of ADAM, the macroeconometric model operated by Danmarks Statistik (the Danish central bureau of statistics) .

Introduction

This article summarizes the theoretical and practical experience of two years effort to incorporate a complete input-output model into the econometric model ADAM. The "Annual Danish Aggregate Model" is operated by Danmarks Statistik, and it is extensively used by Danish government agencies for forecasting and planning purposes.[1)]

The starting point of our analysis is a detailed breakdown of the national production account, showing sources and uses of a large number of commodities and primary factors of production. Danmarks Statistik provides a yearly time series of such accounts from 1966 onwards.[2)] However, even major computers of today cannot contain such an amount of data simultaneously, and thus we need methods of extracting summary information from the accounts, with a minimum loss of information.

The purpose of this article is to show how this headline of extraction, in a simple and well-defined way, covers various well-known problems related to input-output analysis. In turn, these problems include theoretical questions of constructing "square" input-output tables from commodity accounts and perfect aggregation of industries, as well as practical questions of imperfect aggregation and suppression of small cells of the tables. The suppression of small cells is an unorthodox simplification of input-output tables, which in the ADAM case turned out to be very competitive to further aggregation.

1. This institutional set-up is perhaps a little unusual. One of the advantages of it has proved to be that the ADAM group developed close relations to the national accountants of Danmarks Statistik. The combined view on construction, restructuring and aggregation of input-output tables presented here may be regarded as a product of this set-up.
2. See Thage(1982) for a description in English of the Danish system of national accounts. The structure of the Danish system is quite similar to that of the Canadian system described in this journal by Lal(1982).

The data base

The data base on which the input-output tables are to be constructed, is assumed to be commodity accounts ("balances") and information on the uses of primary factors of production. Commodity accounts are usually worked out for a large number of commodities. The debit side of a commodity account shows the total supply of the given "commodity" and its distribution according to the sources of supply (i.e. industries and imports, possibly by supplying country). The credit side of a commodity account shows the corresponding total use of the commodity and its distribution by user categories (i.e. industries and components of final demand). Of course, total supply must equal total use.

The commodity accounts and the primary factor input information are usually collected in a matrix diagram as in table 1.

Table 1. The accounting framework

from to	commodities	industries	final demand	sum
commodities		U	F	q+m
industries	D			g
imports	m'			i'm
primary factors		Y	Y_f	y
sum	(q+m)'	g'	f'	

The dimensions of the Danish system are: app. 2500 commodities, 117 industries, 74 components of final demand, 1 import account and 6 types of primary factors.

The reader should be familiar with the diagram and the symbols used. The diagram bears a close relationship to the accounting framework proposed by the United Nations, and it is essentially identical to the table given by e.g. Lal(1982).[3] Table 1 is taken as the starting point of our construction of input-output tables.

3. Cf. United Nations(1968). See e.g. Mr. Lal's paper for a brief, but full, explanation of the diagram.

The fundamental assumptions

The matrix diagram of table 1 offers a complete and detailed record of information concerning production and consumption of commodities. However, the amount of information contained in it is so large that it would be of little practical value without some kind of reduction by abstraction from details. Thus, we introduce simplifying assumptions for the purpose of reducing the vast body of data.

Before doing so, we shall have to modify the matrix diagram in trivial ways. Firstly, we split the import account into a large number of accounts, namely one import account for each commodity. In addition, we introduce one new account for each commodity, transmitting domestic production from industries to total commodity supply. This leaves three accounts for each commodity: Imports, domestic production and total supply. Secondly, we apply the practice, usual in the treatment of transactions tables, that the accounts are numbered in the same way row-by-row and column-by-column. The result is the transactions matrix shown in table 2 (The symbol ^ on a (nx1)-vector represents diagonalization of the vector in a (nxn) diagonal matrix. The symbol ' denotes transposition of a vector or matrix).

Table 2. The fundamental system matrix

to	primary factors	import comm.	domestic commodities	commodities total	industries	final demand	sum
from	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
(1)					Y	Y_f	y
(2)				$\hat{m}$			m
(3)				$\hat{q}$			q
(4)					U	F	$q+m$
(5)			D				g
(6)							0
sum	0	0	q'	$(q+m)'$	g'	f'	

At first glance these changes do not seem to be advantageous, since the new diagram is even larger than the original one. However, the augmentation is trivial, and soon we shall see how the matrix easily can be reduced. The matrix of table 2 is called the compounded system matrix or briefly the system.[4] It is denoted by the letter T. The system matrix is seen to be block-triangular, since the columns corresponding to external inputs y and m are identically zero, as are the rows corresponding to external outputs f. Now, define the vector of external inputs as

$$(1) \qquad t^i = (y,m,0,0,0,0)$$

and the vector of external outputs as

$$(2) \qquad t^o = (0,0,0,0,0,f) \quad .$$

Due to the conservation law of each account, the column sums of T plus external inputs must equal the row sums of T plus external outputs:

$$(3) \qquad T'i + t^i = T\,i + t^o = t \quad .$$

The vector t is called the throughput vector, since the j'th element of t is the throughput or balance of account no. j. The vector t is

$$(4) \qquad t = (y,m,q,m+q,g,f) \quad .$$

A common practice in an input-output context is to assume in general that all flows into any account of the system are proportional. The assumption requires specifically that the input mix of any account does not depend on the corresponding output mix. Formally, we assume that the coefficient matrix

$$(5) \qquad \bar{T} = T\,\hat{t}^{-1}$$

4. The system matrix is identical to the flow matrix concept of general network flow theory. The matrix defines an open flow network with sources (y,m) and sinks f

is independent of t. We shall consistently use the bar ($^{-}$) to denote matrices and submatrices of coefficients (shares of system throughputs). Accordingly, $\bar{D}=D\hat{q}^{-1}$, $\bar{m}=\hat{m}(\widehat{m+q})^{-1}$, $\bar{U}=U\hat{g}^{-1}$ etc .[5)]

The assumption of a constant input mix of any account can be given various interpretations. Concerning commodity accounts we assume that commodities are supplied with fixed market shares for imports ($\bar{m}$) as well as domestic industries ($\bar{D}$). Concerning industries, we assume that the input structure by commodities ($\bar{U}$) and primary factors ($\bar{Y}$) is constant, which amounts to the well-known "industry technology" assumption. Finally, we assume that the components of final demand are fixed-proportion commodity bundles (the proportions given by $\bar{F}$ and $\bar{Y}_f$).

To solve the system equations, substitute the assumption (5) into the conservation conditions (3). This yields

$$(6) \qquad t = \bar{T}\,\hat{t}\,i + t^{o}$$

$$= \bar{T}\,t + t^{o} \qquad ,$$

which may be solved to

$$(7) \qquad t = (I-\bar{T})^{-1}t^{o} \quad .$$

The matrix

$$(8) \qquad Z = (I-\bar{T})^{-1}$$

is called the fundamental inverse, since it contains all relationships between all accounts of the fundamental system. Of course, in practice we would try to reduce the system before inverting the very large matrix $(I-\bar{T})$. Howe-

5. This is a minor departure from usual terminology, since the matrix $\bar{U}$ is denoted B in the main literature. However, the author believes that the proposed symbols are better mnemonics: T (Total system), Y (Yields), U (Uses), F (Final uses), D (Domestic market shares), t (throughputs), m (imports), q (quantity produced) and g (gross production). The bar notation for coefficients leaves these symbols to be remembered only

ver, the fundamental inverse has conceptual importance, and it is thus shown in table 3 (proof omitted).[6)7)]

Table 3. The fundamental inverse

to / from	primary factors (1)	import comm. (2)	domestic commodities (3)	commodities total (4)	industries (5)	final demand (6)
(1)	I	0	$\bar{Y}\bar{D}(I-\bar{q}\bar{U}\bar{D})^{-1}$	$\bar{Y}\bar{D}\bar{q}(I-\bar{U}\bar{D}\bar{q})^{-1}$	$\bar{Y}(I-\bar{D}\bar{q}\bar{U})^{-1}$	$\bar{Y}\bar{D}\bar{q}(I-\bar{U}\bar{D}\bar{q})^{-1}\bar{F}+\bar{Y}_f$
(2)	0	I	$\bar{m}\bar{U}\bar{D}(I-\bar{q}\bar{U}\bar{D})^{-1}$	$\bar{m}(I-\bar{U}\bar{D}\bar{q})^{-1}$	$\bar{m}\bar{U}(I-\bar{D}\bar{q}\bar{U})^{-1}$	$\bar{m}(I-\bar{U}\bar{D}\bar{q})^{-1}\bar{F}$
(3)	0	0	$(I-\bar{q}\bar{U}\bar{D})^{-1}$	$\bar{q}(I-\bar{U}\bar{D}\bar{q})^{-1}$	$\bar{q}\bar{U}(I-\bar{D}\bar{q}\bar{U})^{-1}$	$\bar{q}(I-\bar{U}\bar{D}\bar{q})^{-1}\bar{F}$
(4)	0	0	$\bar{U}\bar{D}(I-\bar{q}\bar{U}\bar{D})^{-1}$	$(I-\bar{U}\bar{D}\bar{q})^{-1}$	$\bar{U}(I-\bar{D}\bar{q}\bar{U})^{-1}$	$(I-\bar{U}\bar{D}\bar{q})^{-1}\bar{F}$
(5)	0	0	$\bar{D}(I-\bar{q}\bar{U}\bar{D})^{-1}$	$\bar{D}\bar{q}(I-\bar{U}\bar{D}\bar{q})^{-1}$	$(I-\bar{D}\bar{q}\bar{U})^{-1}$	$\bar{D}\bar{q}(I-\bar{U}\bar{D}\bar{q})^{-1}\bar{F}$
(6)	0	0	0	0	0	I

As long as the basic assumptions hold, the fundamental inverse defines the external inputs t^i as a unique linear mapping of the external outputs t^o. This linear relationship is briefly called the transfer properties of the system. But since the only system inputs are factors y and imports m, and the only system outputs are the final demands f, the transfer properties are determined by the two upper right submatrices $\bar{Y}\bar{D}\bar{q}(I-\bar{U}\bar{D}\bar{q})^{-1}\bar{F}+\bar{Y}_f$ and $\bar{m}(I-\bar{U}\bar{D}\bar{q})^{-1}\bar{F}$ alone. Together, these submatrices constitute the transfer matrix of the system. We denote the accounts of system inputs and outputs by the common term open accounts, since they are the "ports" through which the system interacts with the environment. The remaining accounts with throughputs q, q+m and g are denoted intermediate or closed accounts, since they represent internal system transactions only.

This is the key to our reduction of the system. Any sy-

6. It can be found by utilizing the fact that $\bar{T}$ is block-triangular, in addition to the relationship $(I-\bar{T})Z = I$. The process of inversion is laborious, but not difficult
7. Interpreting the table, the following formulae may be helpful:
$$(I-\bar{U}\bar{D}\bar{q})^{-1} = \bar{U}(I-\bar{D}\bar{q}\bar{U})^{-1}\bar{D}\bar{q}+ I = \bar{U}\bar{D}(I-\bar{q}\bar{U}\bar{D})^{-1}\bar{q} + I .$$
The formulae are easily shown, using the well-known expansion $(I-X)^{-1} = I + X + X^2+X^3+...$

stem matrix having the same transfer properties as the fundamental system is said to be equivalent to this system. There will be several kinds of equivalent systems, each having advantages and drawbacks, and this is indeed reflected in the literature.[8] The author believes that the method outlined here is the only way to treat these equivalent systems in an organized manner.

Equivalent system formulations

The simplest equivalent system that we can always achieve is the reduced system. That is, the system with no intermediate accounts. It is given by the two upper right transfer matrices (re-scaled to levels), and it is shown in table 4.

Table 4. The reduced system[9]

from to	primary factors	import comm.	final demand	sum
primary factors			$\bar{Y}\bar{D}\bar{q}(I-\bar{U}\bar{D}\bar{q})^{-1}F+Y_f$	y
import commodities			$\bar{m}(I-\bar{U}\bar{D}\bar{q})^{-1}F$	m
final demand				0
sum	0	0	f	

However, this system is not widely used. This must be due to two factors. Firstly, it is very vulnerable to modifications of the basic assumptions. For example, if the import share of steel would change, it would not be clear which cells to modify, since practically all cells of the matrices have some indirect content of steel. Secondly, some of the throughputs of intermediate accounts may have an interest of their own, e.g. the gross production of industries. Thus, some kind of compromise between the fundamental and the reduced systems has to be found. We shall examine some of

8. Cf. e.g. United Nations (1968) or (1973)
9. By the formulae of note 7,
$\bar{Y}\bar{D}\bar{q}(I-\bar{U}\bar{D}\bar{q})^{-1}F = \bar{Y}\bar{D}(I-\bar{q}\bar{U}\bar{D})^{-1}\bar{q}F = \bar{Y}(I-\bar{D}\bar{q}\bar{U})^{-1}\bar{D}\bar{q}F.$
Thus, finding the reduced system does not require inversion of the huge matrix $(I-\bar{U}\bar{D}\bar{q})$.

the possibilities.

Now, let us try the following procedure: We simply delete rows and columns of the fundamental inverse corresponding to intermediate accounts, except the accounts for domestic commodities, which we leave unaffected. This yields a new system inverse Z^d, still having the same two upper right submatrices and thereby the same transfer properties. Reversing equation (8) using the new Z^d yields the system coefficient matrix

$$(9) \qquad T^d = I - (Z^d)^{-1} \quad .$$

The resulting equivalent domestic commodity system is shown in table 5.[10)]

Table 5. The equivalent domestic commodity system

from \ to	primary factors	import comm.	domestic comm.	final demand	sum
primary factors			$\bar{Y}D$	Y_f	y
import commodities			$\bar{m}\bar{U}D$	$\bar{m}F$	m
domestic commodit.			$\bar{q}\bar{U}D$	$\bar{q}F$	q
final demand					0
sum	0	0	q'	f'	

Alternatively, we might have deleted the intermediate rows and columns of the fundamental inverse, except those for commodities total. This would yield another inverse Z^c, from which the equivalent commodity system T^c could be found analogously. This system is given in table 6.

10. The easiest way to demonstrate equivalence is to solve the domestic commodity system from table 5 and use the formulae from note 9

Table 6. The equivalent commodity system

from to	primary factors	import comm.	commod. total	final demand	sum
primary factors			$\bar{Y}D$	Y_f	y
import commodities			$\hat{m}$		m
commodities total			$\bar{U}D$	F	q+m
final demand					0
sum	0	0	(q+m)'	f'	

The commodity system has the same dimensions as the domestic commodity system. Both systems rely heavily on the assumption of constant $\bar{D}$ coefficients, but input structures and import shares may be modified. However, the commodity system is preferable by virtue of the larger number of zeros. Still, it may be too large for practical purposes.

To achieve a substantial reduction, we must return to the fundamental inverse and delete both types of intermediate commodity accounts, maintaining the industry accounts. By the now usual procedure, we get the equivalent industry system T^n shown in table 7.

Table 7. The equivalent industry system

from to	primary factors	import comm.	indu-stries	final demand	sum
primary factors			Y	Y_f	y
import commodities			$\bar{m}U$	$\bar{m}F$	m
industries			$\bar{D}\bar{q}U$	$\bar{D}\bar{q}F$	g
final demand					0
sum	0	0	g'	f'	

Like the former reduced systems, the industry system relies heavily on the assumption of constant $\bar{D}$ coefficients, but in addition we may have difficulty in varying import shares, since domestic production and imports are no longer classified in the same way. This has led some input-output theorists to reclassify imports by "competing industry" using

the $\bar{D}$ coefficients. Other methods are available and possibly preferable, but they are outside the scope of this paper.[11] Despite the difficulties involved in modeling import shares, the industry system has become the preferred compromise between applicability and detail in many countries. This choice is probably forced by the vast dimensions of both commodity systems - or, alternatively, by problems concerning the aggregation they necessitate.

Perhaps the future will call for mixed commodity-industry systems, in which selected commodities are open for variations in import shares, while less important commodities are treated on the less accurate industry basis. The method of construction of such systems should now be obvious.[12]

Alternative "technology assumptions"

All models considered so far are of the "industry technology" type. Indeed, we demonstrated that the industry technology assumption fits naturally into the general input-output assumption of constant input coefficients of any system account. However, this fact implies nothing about the realism of such an assumption.

The alternative "commodity technology" assumption is widely advocated as a more meaningful one.[13] In terms of the fundamental system matrix T, this assertion implies that the determination of submatrices D, U and Y by the general assumption (5) is abandoned. Such an extension of analysis is perfectly possible, and the reader will find the proposed framework useful for this purpose.

However, we do not elaborate the extension here. In the author's view, the choice of "technology assumption" is an interesting theoretical question, but the practical importance of it is easily exaggerated. The two "technology assumptions" differ, but only to the extent that a number of commodities are produced in more than one industry as "by-

11. The method used in the Danish econometric model ADAM is summarized in Dam (1984)
12. In fact, such a mixed system has been integrated in the Danish input-output system, c.f. Thage(1982)
13. See e.g. U.N.(1973)

products". As industries are usually classified according to type of product, the "by-products" problem is likely to be of minor importance, quantitatively.

To the author, the basic problem is rather a different one, namely that about 2500 commodity input structures are wanted, whereas only 117 independent input structures can be estimated from industry data (using Danish system dimensions). Thus, in the case of "commodity technology" assumptions, we are forced to aggregate commodities into 117 "characteristic commodities", while in the case of "industry technology" assumptions we need not aggregate commodities, since we relate the 117 input structures available directly to industries. This means, that the two "technology assumptions" are properly to be regarded as alternative aggregation procedures having roughly the same properties, but each having some drawbacks as to the other.

However, none of the subsequent results depend critically on the "technology assumption". The reader may readily substitute the words "industry" and "branch of production" by "characteristic commodity" and "commodity group" below (and, of course, modify definitions (10) through (13) appropriately).

Aggregation of industries

In the following, we take the industry system as the basis for our analysis. For brevity, we introduce the symbols

(10) $A = \bar{D}\bar{q}U$,

(11) $E = \bar{D}\bar{q}F$,

(12) $M = \bar{m}U$, and

(13) $M_f = \bar{m}F$.

The system can now be written as in table 8.

Table 8. The industry system (repeated)

from to	primary factors	import comm.	indu-stries	final demand	sum
primary factors			Y	Y_f	y
import commodities			M	M_f	m
industries			A	E	g
final demand					0
sum	0	0	g'	f'	

Still, we use the bar to denote coefficient matrices. The transfer properties of the industry system are now determined by the two matrices $\bar{Y}(I-\bar{A})^{-1}\bar{E}+\bar{Y}_f$ and $\bar{M}(I-\bar{A})^{-1}\bar{E}+\bar{M}_f$.

While the industry system of table 8 will probably satisfy the input-output theorist, it might still be too large for the econometrician, since he needs time-series of economic data. Thus, he has to store, say, ten observations of the tables, and this may require further reductions in the table size.

In this case, the first thing to do is to aggregate imports into components, e.g. commodity groups, factors into factor classes, and final demand into broad categories. Since the number of categories of final demand determines the degrees of freedom of the quantity model, and the number of system inputs determines the the degrees of freedom of the dual price model, this aggregation of the open accounts is certainly critical. However, we shall not treat this problem here, since it is of a philosophical or professional, rather than a technical nature.[14] Instead, we focus on the more technical question of aggregating industries into main branches of production - given the preferred choice of aggregations of system inputs and outputs.

14. In certain quite special cases, however, perfect aggregation of demands or inputs is possible, c.f. J. A. Olsen (1982)

Perfect aggregation

We now ask the following question: Is it possible to aggregate industries into main branches of production in such a way that the transfer properties of the main branch system are identical to the transfer properties of the industry system? A sufficient condition for such an equivalence obviously is, that the transfer matrix of the system is unchanged, i.e. that

$$(14) \quad \bar{Y}(I-\bar{A})^{-1}E = \bar{Y}^*(I-\bar{A}^*)^{-1}E^* \quad \text{, and}$$

$$(15) \quad \bar{M}(I-\bar{A})^{-1}E = \bar{M}^*(I-\bar{A}^*)^{-1}E^* \quad ,$$

where the asterisk (*) indicates, that the industry dimension(s) of the matrix are aggregated to a main branch level.[15)]

It is well-known from the theory of aggregation of input-output models[16)] that conditions (14) and (15) hold if and only if any two industries to be aggregated into a main branch satisfy either

(16) The two industries have identical input structure, i.e. identical columns in matrices $\bar{A}$, $\bar{Y}$ and $\bar{M}$,

or

(17) The two industries produce proportionally, i.e. their relative shares of the main branch production are constant .

While the first condition is well explored in the literature, the significance of the second has been quite overlooked. This has probably been due to the lack of a total system view of the problem.

The key to the importance of condition (17) is the fact that gross productions of industries, according to the model itself, are determined as a linear map of final demands f,

15. If the system outputs f vary freely, the conditions (14) and (15) are also necessary. If the variation of the f elements is subject to linear restrictions, the conditions might be weakened.
16. See e.g. Theil(1957) or (1971)

and since the number of industries is usually larger than the number of demand categories, this imposes linear restrictions on the variation of gross productions g_j. However, this need not imply the desired proportionality, since linear restrictions in general may be more subtle. The author believes that the following special cases are the only two that guarantee proportionality:

If, for a given main branch, either

(18) only one of the industries in the main branch supplies outside that branch,

or

(19) all industries in the main branch have an identical output structure, i.e proportional rows in the matrix $(\bar{A},\bar{E})$, except for the intra-branch supplies,

then all industries in the main branch produce proportionally.[17)]

While the condition of an identical input structure relates to so-called horizontal aggregation, the condition (18) relates to vertical aggregation, and the output structure

17. Proof: We prove the case in which the main branch does not supply other industries, i.e. the only extra-branch supplies are final demands by branch industries, denoted e_b, which is a subvector of $e=\bar{E}f$. We partition the A-matrix into our branch b and the remaining industries r and rearrange, so

$$A = \begin{bmatrix} A_{bb} & 0 \\ A_{rb} & A_{rr} \end{bmatrix} .$$

The zero submatrix will remain in the inverse $(I-\bar{A})^{-1}$. Thus, $g_b = (I-\bar{A}_{bb})^{-1} e_b$. If the e_b elements are bound to move proportionally, the elements of g_b must as well. The simplest case of this is that only one of the elements is non-zero. This proves (18). Another case, guaranteeing that the elements of e_b move proportionally, is proportionality of all rows in E_b. This proves (19). Obviously, the necessary proportionality of extra-branch supplies still holds if we substitute the assumption $A_{br}=0$ by an assumption of proportional rows of A_{br}, but this proof is omitted

condition (19) may relate to both types. The simplest example of two industries fulfilling the vertical aggregation condition is the case of a "chain": If the whole output of some industry is used as input in a single other industry, the two industries produce proportionally, due to the assumption of constant technical coefficients.

If ,for a given aggregation, the assumptions of an identical input structure, identical output structure or the vertical aggregation condition hold inside branches, the aggregated main branch system is equivalent to the fundamental system. In empirical work, however, such assumptions are not likely to hold exactly, but rather to some degree. Thus, we abandon the requirement of strict equivalence to the fundamental system, focusing our attention on measuring the "deviation" of a proposed main branch system from the fundamental system. This means, in the words of Theil(1954), that we leave the field of perfect aggregation and enter into the field of imperfect aggregation.

Imperfect aggregation

The reductions of the fundamental system discussed so far imply no real sacrifice of information, since the transfer properties of all the proposed systems are identical. Nevertheless, in practice we may wish to push reductions even further, necessitating such a sacrifice of information. This will be the case if we regard the benefit of the system reduction as greater than the cost of minor distortions of the fundamental transfer properties. This question is the traditional problem of finding the relevant level of abstraction in a given scientific context. The problem has no theoretical solution, but practice has shown that many empirical economists have been willing to accept substantial "aggregation error" to achieve the desired simplification.[18)]

To provide the best basis for our choice of abstraction

18. This acceptance must be viewed in the light of a number of empirical investigations showing that the "technical coefficients" are not particularly stable. Danish evidence is summarized in F. Lauritzen(1982)

level, we need a measure of the aggregation "errors". An obvious choice of such a measure is the vectors of "aggregation bias" on the system inputs:

$$(20) \quad b_y = (\bar{Y}(I-\bar{A})^{-1}\bar{E} - \bar{Y}^*(I-\bar{A}^*)^{-1}\bar{E}^*)f$$

$$(21) \quad b_m = (\bar{M}(I-\bar{A})^{-1}\bar{E} - \bar{M}^*(I-\bar{A}^*)^{-1}\bar{E}^*)f$$

These vectors of aggregation bias are null-vectors in the base year, but they should be calculated for relevant alternative values of the f vector, e.g. using historical "ex post" predictions.[19)]

In empirical works by the author, concerning the aggregation level of the Danish econometric model ADAM, the aggregation biases (20) and (21) proved to be applicable measures of the quality of alternative aggregations of industries.[20)] However, their strength lies in the testing phase of proposed aggregations, rather than in the constructive phase. In the latter phase, proposing reasonable aggregation keys, more intuition has to be involved. In this context, the author found it very convenient to take the pattern of zeros in the industry system matrix as the starting point. This pattern of zeros can be regarded as determining the qualitative structure of inter-industry supplies.[21)]

The first step constructing an aggregation key, then, is to re-arrange the industries in such a way that the inter-industry matrix A becomes block-triangular. This amounts to an organized way of examining the possibilities of vertical aggregation. The re-arranging procedure is well-known from

19. In this case, the aggregation biases (20) and (21) can be viewed as generalizations of Theil's measure of aggregation bias, c.f. Theil(1957) or (1971). Please note that Theil's concept of "first order bias" loses significance from our point of view. A detailed treatment of the aggregation bias measure, including proposed decompositions, is given in J.A.Olsen(1982)
20. A complete investigation of aggregation bias should also involve the dual "price bias", defined as some row vector of input prices left-multiplied on the bracketed coefficient matrix of (20) and (21)
21. The pattern of zeros determines the directed graph ("digraph") of the system, see e.g. Harary et al.(1965). The brief introduction by Defourny and Thorbecke(1984) to social accounting matrix applications of graph theory is strongly recommended

the theory of macroeconomic models as "causal ordering", and thus the necessary algorithm is standard facility of packages of econometric software.[22)]

The second step of the procedure is to examine to what degree the blocks of industries fulfill the conditions of perfect aggregation. If this degree is readily acceptable, we are through. If not, we should still prefer to aggregate inside blocks rather than across blocks, since in the first case we preserve the main characteristics of inter-industry structure, while in the second case we do not.

We may extend the procedure by a third step, aggregating those of the blocks which supply the same component of final demand.[23)] This amounts to an effort to preserve the zeros of the original transfer matrix in the aggregated transfer matrix.[24)]

Aggregation keys, constructed in the proposed way, in the ADAM case turned out to be superior to other keys. The 117 industries of the fundamental system of the Danish national accounts were aggregated into the 19 main branches of the ADAM model, causing less than 1 percent aggregation bias and no loss of predictory power (using 5-year ex-post predictions).[25)]

Resetting of minor cells

Aggregation of the tables is not the only way to reduce the body of data. An alternative way is to ignore the minor cells of the tables, thereby increasing the number of zeros. As the zeros need not be stored, this is a simplification as well as the reduction of table dimensions.

In the case of the ADAM model, a procedure of resetting the small cells to zero turned out to be indeed competitive to further aggregation. The method is a natural extension of

22. To make the main inter-industry structure appear clearly, it may be necessary to ignore small cells of the tables
23. This should not be done if the blocks supply several categories of final demand
24. In the language of graph theory, we wish to preserve the reachability properties of the original system digraph
25. C.f. J.A.Olsen(1982)

the above-mentioned structural aggregation procedure, which tends to concentrate inter-industry supplies in relatively few, but large cells of the main branch system. In the ADAM system matrix, e.g., 20 percent of the cells cover 90 percent of the amounts of commodity flow. Thus, in this case, a number of the small cells can be reset to zero, causing only inferior changes in the transfer properties. This conclusion is further supported by the empirical findings that the small coefficients of the tables tend to be relatively unstable.[26)]

The suppression of small cells should be done without affecting throughputs of the system accounts. This means that a cell cannot be reset to zero without a number of derived resettings. If, for example, we wish to set the cell (i,j) to zero, we have to increase some other cell in row no. i as well as in column no. j by the same amount as the reduction in cell (i,j), say cells (i,l) and (k,j). Finally we have to decrease cell (k,l) correspondingly to preserve throughputs, as shown in figure 1.

Figure 1. The principle of resetting

from to	j	...	l
i	reset	...	+
.	.		.
.	.		.
k	+	...	-

The derived resettings are arbitrary, but they can be chosen with more or less flair. As the aggregation, they are part of an abstraction process, requiring both caution and skill. However, two observations can be made. Firstly, the intra-industry (diagonal) element (i,i) is a harmless place to put derived resettings, if possible. Secondly, the derived resettings should be kept inside the submatrices A, E, M and M_f, leaving submarginals unaffected.

The process of determining derived resettings is quite laborious, when done by hand. Methods for automatic reset-

26. For Danish evidence, see F.Lauritzen(1982)

Table 9.
Predictions of ADAM system inputs. Millions of Dkr, 1980-prices

		observed	prediction errors		bias	bias, pct.
		1975 (1)	ADAM (2)	detailed (3)	(2)-(3) (4)	(5)
Imports, by SITC						
0	food	7160	315	309	6	.1
1	beverages	1084	133	105	28	2.6
2+4	crude materials	5673	-1604	-1748	144	2.5
32	coal	1310	-147	-179	32	2.4
333	crude oil	10504	-3521	-3502	-19	-.2
3,nei	oil products	15499	-477	-441	-36	-.2
5	chemicals	7863	-130	-197	67	.9
67-69	metals	7835	-1100	-1059	-41	-.5
6,nei	misc. products	9974	-820	-756	-64	-.6
78	motor vehicles	3805	-108	34	-142	-3.7
79	ships, aircraft	4273	3187	3187	0	.0
7,nei	machinery	15484	193	204	-11	-.1
8+9	misc. goods	8232	104	-39	143	1.7
	services	6604	1386	1445	-59	-.9
Duties		57904	-444	-358	-86	-.1
Factor income		282540	3034	2996	38	.0

		observed	prediction errors		bias	bias, pct.
		1980 (1)	ADAM (2)	detailed (3)	(2)-(3) (4)	(5)
Imports, by SITC						
0	food	10233	1766	1750	16	.2
1	beverages	1019	55	40	15	1.5
2+4	crude materials	7248	312	236	76	1.0
32	coal	2911	1564	1544	20	.7
333	crude oil	7854	-2504	-2513	9	.1
3,nei	oil products	13958	-2573	-2587	14	.1
5	chemicals	10756	385	513	-128	-1.2
67-69	metals	9964	1105	1077	28	.3
6,nei	misc. products	11278	-521	-624	103	.9
78	motor vehicles	2915	-73	-113	40	1.4
79	ships, aircraft	1005	-4045	-4022	-23	-2.3
7,nei	machinery	18552	2270	2141	129	.7
8+9	misc. goods	11696	2255	2269	-14	-.1
	services	8415	875	898	-23	-.3
Duties		57797	-978	-803	-175	-.3
Factor income		325818	105	196	-91	-.0

Prediction errors are observed minus predicted values, using 5 year old coefficient matrices (i.e. 1975 inputs were predicted using 1970 coefficients and 1980 using 1975 coefficients). Please note, that prediction errors and biases must sum to zero.

ting have not yet been fully developed, and perhaps such methods are not even desirable, since they replace consciousness by electronics.[27] Anyway, once the resetting procedure has been implemented, it can be repeated automatically in updatings, provided that the inter-industry structure does not change dramatically.

The resetting procedure was a major success in the ADAM case, since the original number of 550 positive cells of the system matrix was reduced to a third, causing negligible changes in transfer properties. These changes can be measured analogously to (20) and (21), replacing the aggregated matrices by reset matrices.

Conclusion and results

The implementation of integrated systems of national accounts and input-output tables based on detailed commodity flows, as recommended by the S.N.A., dramatically increases the amount of data available for econometric analysis. This increase creates, in turn, a growing demand for principles of abstraction, i.e. rules telling us how to extract the main informational content of the data, relevant for various special applications.

In the case of the Danish econometric model ADAM, such an extractive procedure was developed successfully. This is clearly demonstrated in table 9, showing ex post predictions of the ADAM system inputs. The ADAM inputs were predicted from 27 categories of final demand, using matrices of 117 industries and 19 ADAM main branches, alternatively. In both cases, prediction errors are quite large, as we should expect from a simple assumption of constant coefficients. However, there is little doubt that the aggregated and reset ADAM matrices reflect the structural changes in the economy in a satisfactory way, for macroeconomic purposes.

27. The well-known RAS method will probably apply, since it preserves zeros as well as marginals, see e.g. United Nations(1973)

References

Dam, Poul Uffe(ed,1984): "The Danish Macroeconomic Model ADAM - a survey". Paper presented at the seminar on Macroeconomic Modeling in the Nordic Countries, october 1984. Available from Danmarks Statistik

Defourny,J. and Thorbecke,E.(1984): "Structural path analysis and multiplier decomposition within a social accounting matrix framework". Economic Journal 94 (march 1984), pp 111-136

Harary,F.,Norman and Cartwright(1965): "Structural models - an introduction to the theory of directed graphs". Wiley.

Lal, Kishori(1982): "Compilation of input-output tables: Canada". Rew. of income and wealth 1982:4, pp 411-430. Also printed in Skolka(ed,1982).

Lauritzen, Finn(1982): "An investigation of Danish input-output tables, 1966-75". Scand. J. Econ., 84(3), pp.405-20

Olsen, J. Asger(1982): "Om aggregeringsniveauer i empiriske makromodeller" (on aggregation levels in empirical macro models). Danmarks Statistik (mimeographed, in Danish. Available from Danmarks Statistik).

Skolka, Jiri(ed,1982): "Compilation of input-output tables" Proceedings of the 17th general conference of the IARIW. Lecture notes in economics and mathematical systems, vol. 203. Springer Verlag, Berlin

Thage, Bent(1982): "Techniques in the compilation of Danish input-output tables: A new approach to the treatment of imports". In Skolka(ed,1982)

Theil, Henri(1954): "Linear aggregation of economic relations" North Holland

Theil, Henri(1957): "Linear aggregation in input-output analysis" Econometrica 25, pp 111-122

Theil, Henri(1971): "Economics and information theory" North Holland

United Nations(1968): "A system of national accounts" Series F, no 2, New York

United Nations(1973): "Input-output tables and analysis" series F, no 14, New York

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

2. oktober 1984
JAO+IB/bh

INDFØRELSE AF NYE ANTAGELSER I IMPORTRELATIONERNES ARGUMENTER.

1. Indledning

I dette papir er det meningen at foretage en teoretisk udledning af specifikationen af importrelationerne under den nye antagelse at importkvoterne for en given ADAM-varegruppe ikke nødvendigvis er ens i alle anvendelser. Papiret indeholder en præcisering af de overvejelser, der er nedfældet i Anita's papir af 20. oktober 1983.

I nedenstående gennemgang vil der først blive gjort rede for hvorledes og under hvilke antagelser de nuværende argumenter i importrelationerne er udledt. Dette vil lette den efterfølgende udledning af importrelationerne under den netop omtalte alternative antagelse om importkvoterne. Udledningen af de nuværende modelrelationer og den tilsvarende udledning af de alternative relationer bygger begge på en bestemt grundmodel og en række definitioner der umiddelbart skal opstilles.

2. Grundmodellen

Importen af en given varegruppe i til anvendelse j, M_{ij}, antages bestemt i følgende model:

$$(1) \qquad M_{ij} = a_{ij} \left(\frac{pM_i}{pX_i}\right)^{c_{ij}} \left(\frac{Q_{ij}}{Q_{ij}^e}\right)^{d_{ij}} * Q_{ij}^e$$

hvor
- a_{ij} = en konstant
- pM_i = prisen på importvaregruppe i
- pX_i = den indenlandske udbudspris på vare i
- c_{ij} = priselasticiteten
- d_{ij} = konjunkturelasticiteten
- Q_{ij} = den samlede efterspørgsel af varegruppe i til anvendelse j, d.v.s. summen af importen M_{ij} og den indenlandske produktion X_{ij}.
- Q_{ij}^e = den forventede værdi af Q_{ij}.

Ligning (1) bør læses sådan, at import-kvoten "normalt", d.v.s. for $Q^e_{ij} = Q_{ij}$, er en log-lineær funktion udelukkende af de relative priser. På kort sigt kan fx en uventet stigning i efterspørgselen imidlertid give sig udtryk i "overnormal" import. Dette betyder, at parameteren d_{ij} må antages at være noget større en 1. Forventningsdannelsen bør være formuleret sådan, at på langt sigt er $Q^e_{ij} = Q_{ij}$.

Antages det at $d_{ij} = 1$ fås en simpel model, hvor importkvoten alene afhænger af de relative priser.

$$(2) \qquad M_{ij} = a_{ij} \left(\frac{pM_i}{pX_i}\right)^{c_{ij}} * Q_{ij}$$

Der gælder følgende definitoriske sammenhænge, som sammenholdt med (1) giver nedenstående formler.

Toptegnet ^{e} angiver forventningsstørrelser.

Den samlede import af varegruppe i og den samlede indenlandske efterspørgsel efter varegruppe i:

$$(3) \qquad M_i = \sum_j M_{ij} \quad \text{og} \quad Q_i = \sum_j Q_{ij}$$

Den faktiske importkvote af varegruppe i:

$$(4) \qquad m_i = \frac{M_i}{Q_i}$$

Den faktiske importkvote af varegruppe i til anvendelse j:

$$(5) \qquad m_{ij} = \frac{M_{ij}}{Q_{ij}} = a_{ij} \left(\frac{pM_i}{pX_i}\right)^{c_{ij}} \left(\frac{Q_{ij}}{Q^e_{ij}}\right)^{d_{ij}-1}$$

(fås ved division med (Q_{ij}/Q^e_{ij}) i (1))

Den forventede import af varegruppe i til anvendelse j:

$$(6) \qquad M^e_{ij} = a_{ij} \left(\frac{pM_i}{pX_i}\right)^{c_{ij}} * Q^e_{ij}$$

$(Q_{ij} = Q^e_{ij}$ i (1))

Den forventede ("normale") importkvote af varegruppe i til anvendelse j:

$$(7) \qquad m^e_{ij} = \frac{M^e_{ij}}{Q^e_{ij}} = a_{ij} \left(\frac{pM_i}{pX_i}\right)^{c_{ij}}$$

Heraf får vi nedenstående afledede identiteter.

$$(8) \qquad M_{ij} = M^e_{ij} * \left(\frac{Q_{ij}}{Q^e_{ij}}\right)^{d_{ij}}$$

Importen af varegruppe i til anvendelse j er givet ved den forventede import af varegruppe i til anvendelse j multipliceret med konjunkturleddet. Fås ved indsættelse af (6) i (1)

$$(9) \qquad m_{ij} = m^e_{ij} * \left(\frac{Q_{ij}}{Q^e_{ij}}\right)^{d_{ij}-1}$$

Fås ved at indsætte (7) i (5).

3. Udledning af de nuværende modelrelationer.

Vi vil nu udlede de eksisterende importrelationer ud fra grundmodellen der er formuleret for de enkelte io-celler. De hidtidige importrelationer er specificeret for importvaregrupperne i = 1,24,5,6,7,89 og har formen:

$$(10) \qquad M_i = a_i \left(\frac{pM_i}{pX_i}\right)^{c_i} \left(\frac{Q_i}{Q^e_i}\right)^{d_i} * Q^e_i$$

I dette afsnit skal klargøres hvilke antagelser og tilnærmelser vi må gøre, hvis vi tror på specifikationen for den enkelte celle d.v.s. på (1), men ønsker at modellere funktioner for rækketotalerne, der har den i (10) viste form.

For at komme frem til (10) må det antages at:

(A) $c_{ij} = c_i$: ens priselasticitet i alle anvendelser for importvaregruppe i

(B) $d_{ij} = d_i$: ens konjunkturelasticitet i alle anvendelser for importvaregruppe i

(C) $m^e_{ij} = m^e_i$: ens forventet importkvote i alle anvendelser for importvaregruppe i

(A) og (C) indsættes i (7), vi får derved:

$$m^e_i = a_{ij} \left(\frac{pM_i}{pX_i}\right)^{c_i} \quad \text{for alle } j$$

$$\Longleftrightarrow$$

$$a_{ij} = a_i \quad \text{for alle } j$$

hvilket ved brug af (1) og (3) giver:

$$(11) \qquad M_i = \sum_j M_{ij} = \sum_j a_i \left(\frac{pM_i}{pX_i}\right)^{c_i} \left(\frac{Q_{ij}}{Q^e_{ij}}\right)^{d_i} * Q^e_{ij}$$

$$= a_i \left(\frac{pM_i}{pX_i}\right)^{c_i} \sum_j \left(\frac{Q_{ij}}{Q^e_{ij}}\right)^{d_i} * Q^e_{ij}$$

Denne specifikation af importrelationen er ikke videre operationel, da den vil nødvendiggøre modellering af forventningsudtryk for alle leverancer (i,j), hvilket betyder en betydelig forringelse af overskueligheden. Når vi derfor ønsker at ende op med et udtryk svarende til (10), bliver vi nødt til at approksimere summationsudtrykket i (11), da det ellers er umuligt at reducere dette yderligere[1].

---

1) Dette problem er velkendt for modelgruppen, jf. fx AMC 7. august 1978 eller Tyge's gule memo nr. 50.

Idet vi forudsætter at $\left(\frac{Q_{ij}}{Q^e_{ij}}\right) \approx 1$, kan summationsudtrykket approksimeres og reduceres på følgende måde

$$\sum_j \left(\frac{Q_{ij}}{Q^e_{ij}}\right)^{d_{ij}} Q^e_{ij} = \sum_j \left(1+\frac{Q_{ij}-Q^e_{ij}}{Q^e_{ij}}\right)^{d_i} Q^e_{ij}$$

$$\approx \sum_j \left(1+\frac{d_i(Q_{ij}-Q^e_{ij})}{Q^e_{ij}}\right) Q^e_{ij}$$

$$= \underset{j}{\quad} (Q^e_{ij}+d_i(Q_{ij}-Q^e_{ij}))$$

$$= Q^e_i + d_i(Q_i-Q^e_i)$$

$$\approx Q^e_i\left(\frac{Q_i}{Q^e_i}\right)^{d_i}$$

Den første approksimation svarer til at de enkelte potensfunktioner lineariseres omkring punktet (1,1), hvilket betyder at approksimationen undervurderer den "korrekte" værdi. V.hj.a. dette trick kan vi få et additivt udtryk, hvorved de enkelte størrelser kan summeres over j, derefter approksimeres tilbage til loglineær form[2]. Indsættes dette udtryk i (11) fås netop de nuværende import specifikationer. D.v.s. ovenstående udledning har vist hvilke antagelser og approksimationer man må gøre for at nå frem til formen af mar84-versionens importrelationer under forudsætning af, at man tror på grundmodellen (1).

Udledning af importrelationerne uden konjunkturleddet d.v.s. udfra den simple grundmodel jf. (2) er ikke præget af de samme vanskeligheder. Specifikationen heraf fås umiddelbart ved at indsætte $d_i = 1$ i (11).

2) Denne ekstra approksimation kan virke unødvendig. Men den gør dels importrelationen enklere, dels vil den normalt opveje lidt af den undervurdering, den første approksimation gav anledning til.

4. Alternativ antagelse om de forventede importkvoter.

Vi dropper nu antagelsen om, at den forventede importkvote er ens i alle anvendelser, jf. (C). Argumentet herfor er at hver importgruppe i består af forskellige enkeltvarer der hovedsagelig går til hver deres anvendelseskategori. Idet vi i stedet forudsætter at de forventede importkvoter i de enkelte anvendelser varierer proportionalt med den gennemsnitlige, forventede importkvote for hele import-varegruppen i fås

$$\text{(D)} \qquad m^e_{ij} = k_{ij}\, m^e_i$$

hvor k_{ij} er konstanter.

I resten af dette afsnit vil importrelationernes argumenter blive udledt udfra grundmodellen (1) og antagelserne (A), (B) og (D). Fremgangsmåden er principielt den samme som i sidste afsnit.

$$\text{(12)} \qquad m^e_i = \frac{a_{ij}}{k_{ij}} \left(\frac{pM_i}{pX_i}\right)^{c_i} \qquad \text{, der medfører at}$$

$$\text{(13)} \qquad \frac{a_{i1}}{k_{i1}} = \ldots = \frac{a_{ij}}{k_{ij}} = \ldots = \frac{a_{im}}{k_{im}} = b_i$$

hvor b_i er en konstant.

Ved brug af (1), (3), (13), (A) og (B) fås

$$\text{(14)} \qquad M_i = \sum_j M_{ij} = \sum_j k_{ij} * b_i \left(\frac{pM_i}{pX_i}\right)^{c_i} \left(\frac{Q_{ij}}{Q^e_{ij}}\right)^{d_i} * Q^e_{ij}$$

$$= b_i \left(\frac{pM_i}{pX_i}\right)^{c_i} \sum_j k_{ij} \left(\frac{Q_{ij}}{Q^e_{ij}}\right)^{d_i} * Q^e_{ij}$$

Vi står nu med det samme problem som før, nemlig at summationsudtrykket ikke umiddelbart kan reduceres til et udtryk hvor der indgår variable formuleret for rækketotaler. Dertil kommer at når k_{ij} indgår

er udtrykket ikke videre operationelt i estimationsmæssig sammenhæng. Vi bliver derfor nødt til at omformulere udtrykket for "efterspørgselspresset" til noget mere anvendeligt og bedre fortolkeligt og derefter søge at reducere dette til en formulering for rækketotaler. Dette er en længere udregning og for de interesserede er den vist i appendix A. Resultatet bliver at (14) kan skrives som følger, hvor toptegnet ^{o} henfører til en historisk basisår, år nul.

$$(16) \qquad M_i = \left(\frac{pM_i/pM_i^o}{pX_i/pX_i^o}\right)^{c^i} * \left(\frac{M_i^{IO}}{Z_i}\right)^{d_i} * Z_i$$

hvor forventningsudtrykket

$$(17) \qquad Z_i = \sum_j amid_j^o * D_j^o * D_j^e / D_j^{eo}.$$

D_j = samlet efterspørgsel i anvendelseskategori j

$M_i^{IO} = \sum_j amid_j^o * D_j$ = IO - bestemt import af varegruppe i.

Vi kan på tilsvarende måde udlede specifikationen af importrelationerne udfra den simple grundmodel jf. (2) og under antagelse af (A) d.v.s. ens priselasticitet i alle anvendelser og at importkvoterne m_{ij} er proportionale med den samlede importkvote m_i, denne antagelse svarer til (D) med den modifikation at der ikke er forventninger inde i billedet, d.v.s. ud over (A) antages

$$(E) \quad m_{ij} = k_{ij} * m_i$$

Det kan vises, at importrelationerne under disse antagelser får denne udformning:

$$(18) \qquad M_i = \left(\frac{pM_i/pM_i^o}{pX_i/pX_i^o}\right)^{c^i} * M_i^{IO}$$

NB: hele udledningen er vist i appendix B.

Spørgsmålet er nu hvorledes vi skal fortolke disse specifikationer. (18) lader sig umiddelbart lettere fortolke end (16). Importen af varegruppe i er her givet ved den IO-bestemte import korrigeret for påvirkninger fra ændringen i de relative priser. Det forhold, at det er relative ændringer i priserne, som indgår (i modsætning til den hidtidige formulering hvor argumentet er de relative priser i niveau), skal ses i sammenhæng med at det samlede marked Q_{ij} nu er skiftet ud med den IO-bestemte import. Implicit i basisårets importkoefficienter ligger der påvirkningen fra dette års relative priser, d.v.s. når basisårets IO-koefficienter implicit korrigeres i relationen, påvirkes disse kun af den ændring der er foregået i de relative priser set i forhold til basisårets relative priser.

Betragter man nu (16) fremgår det at foruden af prisleddet i relative ændringer, bestemmes importen M_i ud fra den forventede import og påvirkningen fra konjunkturleddet. Umiddelbart skulle man tro at konjunkturleddet også skal optræde i relative ændringer, da påvirkningen fra konjunkturleddet i basisåret på samme måde som påvirkningen fra prisleddet ligger implicit i basisårets IO-koefficienter. At dette ikke er tilfældet kan ses i sammenhæng med den noget komplicerede karakter af udtrykket for den forventede import, Z. Z er givet ved jf. (17)

$$Z_i = \sum_j amid_j^o * D_j^o * D_j^e/D_j^{eo}$$

$$= \sum_j M_{ij}^o * D_j^e/D_j^{eo}.$$

Tilsvarende gælder at:

$$M_i^{IO} = \sum_j M_{ij}^o * D_j/D_j^o.$$

Den lidt kringlede udforming af Z-udtrykket er derfor netop resultatet af, at det er afvigelsen i forhold til basisåret, der ønskes målt. Budskabet i hele denne seance er altså dybest set det lidt banale, at der skal tages relative ændringer <u>før</u> der summeres - ikke bagefter.

5. Implikationer af den nye formulering af importrelationerne.

Udtrykket Z har et par interessante egenskaber i ADAM sammenhæng. Lad os antage, at 1973 er år 0, og at i 1973 er $(D_j/D_j^e) = 1$, d.v.s. at forventningerne rammer perfekt. I så fald er formuleringen (16), transformeret til log-ændringer, lig med relationerne i ADAM, marts 1981.

Det er fristende at operationalisere Z-udtrykket ved at indsætte lag-operatoren i stedet for ^{o} i udtrykkene for M_i^{IO} og Z_i sådan at

$$(19) \qquad Z_i = \sum_j amid_j\ (-1) * D_j^e * D_j(-1)/\ D_j^e(-1).$$

En smuk egenskab ved dette udtryk er, at hvis $D_i^e = D_i$ for en længere årrække, er $Z_i = M_i^{IO}$. Dette betyder fx, at hvis forventningsdannelsen er sådan, at i et "steady state" forløb er $D_j = D_j^e$, da vil konjunkturleddet bortfalde i et sådant "steady state", og M_i vil da kun afhænge af M_i^{IO} og de relative priser. Dette er vel en egenskab, der ikke kan undværes, uanset hvilket Z-udtryk vi engang måtte ende op med.

En mulighed for at forenkle Z-udtrykket ville være, at vi over en kam antog, at $D_j(-1)/D_j^e(-1) = 1$. Denne forenkling vil overholde "steady state" - betingelsen, men vi er temmelig sikre på, at den vil ødelægge dynamikken i relationen.

En anden mulighed for at forenkle Z-udtrykket er at specificere forventningsdannelsen sådan, at udtrykket $D_i^e * D_j(-1)/D_j^e(-1)$ bliver meget simpelt. Dette er forsøgt, men uden indlysende gode resultater.

Nøglen til en overkommelig måde at estimere (16) på er efter vores mening den - vist egentlig nye - observation, at forventningsdannelsen logisk set må være ens for alle importgrupper. Det vil sige, at hvis vi blot ofrer ca. 20 hjælpeligninger til at bestemme $D_j^e/D_j^e(-1)$ for hvert enkelt j, kan dette udtryk bruges i alle importligninger.

Ud over de ca. 20 hjælpeligninger er der kun en ulempe ved en sådan løsning. Denne består i, at grundantagelsen $m_{ij}^e = k_{ij}\ m_i^e$ simpelt hen er inkonsistent med den hjælpeantagelse, vi efterfølgende bruger i input-output systemet, nemlig at de <u>faktiske</u> importkvoter m_{ij} i række i er proportionale. Inkonsistensen betyder dog næppe så meget, fordi at i en "steady state" er $m_{ij}^e = m_{ij}$. Der er næppe heller tvivl om, at det er den her gjorte antagelse, der er den korrekte. Input-output antagelsen $m_{ij} = k_{ij}\ m_i$ er ganske enkelt ikke forenelig med veldefinerede M_{ij}-relationer af formen (1).

APPENDIX A.

Konstruktion af udtrykket for efterspørgsels-presset.

Definitioner:

(1A) $M_{ij} = amidj \times D_j$

(2A) $Q_{ij} = agidj \times D_j$

(3A) $amidj = \mu_{ij} \times agidj$

Vi antager at agidj er konstant, dvs hvis år 0 er et givet historisk basisår er $agidj = agidj^0$.

Det er opgaven i det følgende at omformulere udtrykket

(17) $$\sum_j k_{ij} \times Q_{ij} \left(\frac{Q_{ij}}{Q_{ij}^{eo}}\right)^{d_i - 1}$$

Ved hjælp af (2A) og (D) fås;

$$k_{ij} \times Q_{ij} = \left(\frac{\mu_{ij}^{eo}}{\mu_i^{eo}}\right) agidj^0 \times D_j$$

som udfra (9) bliver

$$= \frac{\mu_{ij}^0 \cdot agidj^0 \times D_j}{\mu_i^{eo} \left(\frac{Q_{ij}^0}{Q_{ij}^{eo}}\right)^{d_i - 1}}$$

benytter (3A) fås

$$= \frac{amidj^0 \cdot D_j}{\mu_i^{eo} \left(\frac{Q_{ij}^0}{Q_{ij}^{eo}}\right)^{d_i - 1}}$$

hvilket kan indsættes i (17) heraf fås;

$$\sum_j k_{ij} Q_{ij} \left(\frac{Q_{ij}}{Q_{ij}^e}\right)^{d_i-1} = \sum_j \left[\left(\frac{amidj^o \cdot D_j}{\mu_i^{eo}\left(\frac{Q_{ij}^o}{Q_{ij}^{eo}}\right)^{d_i-1}}\right)\left(\frac{Q_{ij}}{Q_{ij}^e}\right)^{d_i-1}\right]$$

$$= \frac{1}{\mu_i^{eo}} \sum_j \left[amidj^o \times D_j \left(\frac{Q_{ij}\, Q_{ij}^{eo}}{Q_{ij}^e\, Q_{ij}^o}\right)^{d_i-1}\right]$$

V. hj.a. (2A) og idet afidj°'erne for kortes væk og eksponentudtrykket opdeles. fås;

(18) $$= \frac{1}{\mu_i^{eo}} \sum_j \left[amidj^o \times D_j \left(\frac{D_j \times D_j^{eo}}{D_j^e \times D_j^o}\right)^{d_i} \left(\frac{D_j^e\, D_j^o}{D_j \times D_j^{eo}}\right)\right]$$

Med den hensigt at opnå et simplere og bedre fortolkeligt udtryk foretager vi nu approksimationerne, der blev introdukseret i afsnit 3. $\Longrightarrow$

Først lineariseres potensudtrykket under summationen d.v.s

$$\left(\frac{D_j \times D_j^{eo}}{D_j^e \times D_j^o}\right)^{d_i} \approx \left(1 + d_i\left(\frac{D_j \times D_j^{eo} - D_j^e D_j^o}{D_j^e \times D_j^o}\right)\right)$$

Vi får ved indsættelse i (20)

$$\sum_j k_{ij} Q_{ij} \left(\frac{Q_{ij}}{Q_{ij}^e}\right)^{d_i-1}$$

$$= \frac{1}{\mu_i^{eo}} \sum_j \left(\left[amidj^o \times D_j + amidj^o \cdot D_j\, d_i \left(\frac{D_j \times D_j^{eo} - D_j^e D_j^o}{D_j^e D_j^o}\right)\right]\left(\frac{D_j^e\, D_j^o}{D_j\, D_j^{eo}}\right)\right)$$

$$= \frac{1}{\mu_i^{eo}}\left[\sum_j amidj^o D_j^o \left(\frac{D_j^e}{D_j^{eo}}\right) + d_i \sum_j amidj^o \times D_j^o \left(\frac{D_j^e}{D_j^{eo}}\right)\left(\frac{D_j D_j^{eo} - D_j^e D_j^o}{D_j^e D_j^o}\right)\right]$$

$$= \frac{1}{\mu_i^{eo}}\left[Z + d_i\left(\sum_j amidj^o D_j - Z\right)\right]$$

hvor $Z = \sum_j a_{mi} d_j^o \cdot D_j^o \left(\frac{D_j^e}{D_j^{eo}}\right)$

Dette kan approksimeres til log lineær form, således at

$$\sum_j k_{ij} Q_{ij} \left(\frac{Q_{ij}}{Q_{ij}^e}\right)^{d_i - 1} = \frac{1}{\mu_i^{eo}} Z \left(\frac{M_i^{IO}}{Z}\right)^{d_i}$$

hvor $M^{io} = \sum_j a_{mi} d_j^o \cdot D_j$

indsættes dette resultat i (15) fås

$$M_i = b_i \left(\frac{pM_i}{pX_i}\right)^{c_i} \left(\frac{1}{\mu_i^{eo}} Z \left(\frac{M_i^{IO}}{Z}\right)\right)^{d_i}$$

$$= \left(\frac{pM_i / pM_i^o}{pX_i / pX_i^o}\right)^{c_i} Z \left(\frac{M_i^{IO}}{Z}\right)^{d_i} \quad \text{(brug (12))}$$

APPENDIX B:

Udledning af importrelationernes argumenter under alternativ antagelser og på baggrund af den simple grundmodel.

Givet (2) $M_{ij} = a_{ij} \left(\frac{pM_i}{pX_i}\right)^{c_{ij}} \times Q_{ij}$

(A) $c_{ij} = c_i$

(E) $\mu_{ij} = k_{ij} \times \mu_i$

(20) fås $\mu_i = \frac{a_{ij}}{k_{ij}} \left(\frac{pM_i}{pX_i}\right)^{c_i}$

heraf:

$$\frac{a_{i1}}{k_{i1}} = \dots = \frac{a_{ij}}{k_{ij}} = \dots = \frac{a_{im}}{k_{im}} = \mu_i \left(\frac{pM_i}{pX_i}\right)^{-c_i} = b_i$$

dette giver

(21) $$M_i = \sum_j M_{ij} = \sum_j b_i \times k_{ij} \left(\frac{pM_i}{pX_i}\right)^{c_i} \times Q_{ij}$$

$$= b_i \left(\frac{pM_i}{pX_i}\right)^{c_i} \sum_j k_{ij} \times Q_{ij}$$

et udtryk der ikke er særlig operationelt, hvorfor det må forsøges at omformulere $\sum_j k_{ij} \times Q_{ij}$ til en mere håndterlig størrelse.

Givet en historiske udgangssituation år 0, gælder det:

$$\mu_{ij}^0 = k_{ij} \times \mu_i^0 \iff k_{ij} = \frac{\mu_{ij}^0}{\mu_i^0}$$

Desuden antager vi at io-koefficienterne $a_{qidj} = a_{qidj}^0$ og $a_{midj} = a_{midj}^0$, d.v.s disse er konstante.

Heraf fås:

$$\sum_j k_{ij} \times Q_{ij} = \sum_j k_{ij} \cdot aqidj^{\circ} \times D_j$$

$$= \sum_j (\mu_{ij}^{\circ} \times aqidj^{\circ} \times D_j / \mu_i^{\circ})$$

$$= \frac{1}{\mu_i^{\circ}} \sum_j amidj^{\circ} \times D_j = \frac{M_i^{io}}{\mu_i^{\circ}}$$

Dette indsættes i (21), hvilket giver via (21) giver:

$$(21) \quad M_i = \frac{b_i}{\mu_i^{\circ}} \left(\frac{pM_i}{pX_i} \right)^{c_i} \times M_i^{io}$$

$$= \left(\frac{pM_i / pX_i}{pM_i^{\circ} / pX_i^{\circ}} \right)^{c_i} \times M_i^{io}$$

Danmarks Statistik 11. sept. -84
6. kontor JAO/jao

Opdelinger af tilgang og anvendelse i ADAM, oktober 1984

Dette papir er en dokumentation af de aggregeringsniveauer for ADAM's tilgangs- og anvendelseskomponenter, der er vedtaget på baggrund af mit papir af 21. maj 1984. Der henvises til dette papir f.s.a. begrundelser for valgene.

Erhvervene

Navn	Produktionsværdi i	Løbenumre i NR
Xa	Landbrug m.v.	1-4, 6
Xe	Brunkul, råolie og naturgas	7
Xng	Olieraffinaderier	57
Xne	El, gas og fjernvarme	91-93
Xnf	Næringsmiddelindustri	9-26
Xnn	Nydelsesmiddelindustri	27-29
Xnb	Leverandører til byggeri	5, 8, 37, 58, 64-67
Xnm	Jern- og metalindustri	68-84, 88
Xnt	Transportmiddelindustri	85-87
Xnk	Kemisk industri m.v.	50-56, 59-61, 89, 90
Xnq	Anden fremst. virksomhed	30-36, 38-49, 62, 63
Xb	Bygge- og anlægsvirksomhed	95
Xqh	Handel	96, 97
Xqs	Søtransport	101
Xqt	Anden transport m.v.	99, 100, 102-105
Xqf	Finansiel formidling	106,107
Xqq	Andre tjenesteydende erhv.	94, 98, 109-116
Xh	Boligbenyttelse	108
Xo	Offentlig sektor	117
Xqi	Imputerede finansielle tjenester	

Endvidere indhentes særlige oplysninger om restindkomst m.v. for delerhvervet qto, "Overvejende offentlig landtransport", bestående af løbenumrene 99 og 105.

Importen

M0	:	SITC 0, Næringsmidler m.m.
M1	:	SITC 1, Drikkevarer og tobak
M2	:	SITC 2+4, Div. ubearbejdede varer
M3k	:	SITC 32, Kul og koks
M3r	:	SITC 333, Råolie
M3q	:	Rest SITC 3, Olieprodukter, el og gas
M5	:	SITC 5, Kemikalier
M6m	:	SITC 67-69, Jern- og metalvarer
M6q	:	Rest SITC 6, Andre bearbejdede varer
M7b	:	Del SITC 78, Person- og lastbiler
M7y	:	Del SITC 79, Skibe, fly og boreplatforme
M7q	:	Rest SITC 7, Maskiner m.m.
M8	:	SITC 8+9, Andre færdigvarer
Ms	:	Tjenester ekskl. privat forbrug af turistrejser
Mt	:	Privat forbrug af turistrejser

I praksis er der tale om en tilnærmet SITC-opdeling, konstrueret ved simpel aggregering af Nationalregnskabets såkaldte "4-6 cifrede varebalancer". En nøjagtigere dokumentation af datamaterialet er givet i Tim Folkes papir "Input-output tabeller i 1980 priser", 10. juli 1984, rev 2.

Endelig anvendelse

Opdelingen af endelig anvendelse i modellen er ændret i f. t. ADAM, december 1982, se arbejdsnotat nr. 11. Vi har dog samlet de tre lagerkomponenter Ila, Ile og Ilq til en enkelt komponent Il. Ligeledes er eksportkomponenterne E24, Ey, E7 og E89 omdøbt til hhv. E2, E7y, E7q Og E8.

Danmarks Statistik 21. maj -84
6. kontor JAO/jao

Om aggregeringsniveauer i den kommende ADAM version

Til efteråret 1984 forventes en ny ADAM version i 1980-priser på markedet. Det betyder, at alle nationalregnskabstal i databanken skal fornys, og vi har derfor en passende lejlighed til at file på modellens aggregeringsniveauer.

1. Erhvervene

I 1982 blev antallet af erhverv i modellen øget fra 6 til 19, og virkningerne af dette er dårligt nok fordøjet af Modelgruppen og modellens brugere. Der er derfor enighed om, at vi ikke kan overkomme væsentlige udvidelser på denne front foreløbig. Derimod kan afgrænsningerne af de forskellige erhverv tænkes ændret, idet disse øvelser dog er underkastet en vigtig begrænsning: Det bør være muligt at konstruere beskæftigelsestal før 1966 for ADAM-erhvervene af hensyn til antallet af frihedsgrader i estimationerne. Efterhånden som tiden går - og nationalregnskabet går med - betyder dette dog mindre.

Med disse retningslinier i baghovedet har vi taget kontakt til brugerne for at høre om deres ønsker. Resultatet kan siges at være en prioritering af de ønsker, der er nævnt i Rapport nr. 5 fra modelgruppen, idet Budgetdepartementet dog i almindelighed foretrækker, at vi bruger vores begrænsede kræfter på bedre ting.

a. Ønsker om disaggregeringer

Ønske nr. 1 er en opdeling af metal- og maskinfremstilling, nm, i "transportmiddelindustri" (38.400) og resten. Formålet med dette er at rense skibene ud af lagerinvesteringer og faste investeringer.

Ønske nr. 2 er en opdeling af landtransporterhvervet, qt, i "overvejende offentlig landtransport" (71.118+72.000) og en restgruppe. Formålet med denne opdeling skulle være, at taksterne i DSB, HT og P&T kan eksogeniseres, sådan at disse virksomheders over/underskud kan bestemmes i ADAM og derefter indgå i de ministerielle budgetmodeller.

Desuden er der et stærkt ønske om en bedre behandling af det landbrugs-industrielle kompleks. Dette problem kan imidlertid næppe ses som et isoleret ADAM-problem - med mindre vi ønsker at slå de umiddelbare forarbejdningsindustrier sammen med a-sektoren. Denne løsning er imidlertid nok for radikal til at kunne accepteres af brugerne.

På den mere generelle front er der et udbredt ønske om en opdeling af serviceerhvervet qq med henblik på en bedre beskrivelse af beskæftigelsen. Erfaringerne fra forskellige uddannelsesmodeller tyder bl.a. på, at privat sundhedsvæsen og forretningsservice med fordel kunne pilles ud.

Endelig kan det nævnes, at DØRS i forbindelse med analyser af importen har opdaget problemet med den stærkt forskellige konkurrencesituation, delerhvervene i nq-erhvervet har. Det er selvfølgelig den grafiske gren, der generer.1)

b. Hvad skal vi gøre?

Vi har for længe siden vedtaget, at vi ved første givne lejlighed ville flytte forsikringsvirksomhed fra qq-erhvervet til det finansielle erhverv qf. Dette er i overensstemmelse med international praksis. Da vi har kendt ønsket så længe, at beskæftigelsestallene er udarbejdet, er flytningen problemfri.

Ønsket om et "skibsværfts"-erhverv er meget gammelt, og

1. Grænseregionsfolkene har gjort opmærksom på, at også uddannelsesstrukturen i den grafiske gren er stærkt forskellig fra de øvrige nq-industriers

med lidt ond vilje kan man sige, at det er forældet med 10 år. Selv om skibsværfterne ikke længere er noget dominerende erhverv, er der dog rimeligt gode strukturelle begrundelser for at udskille det, idet det har en helt specifik leverancestruktur. Derfor vil udskillelsen næppe heller "koste" noget stort antal variable. På denne baggrund kan det anbefales, at "transportmiddelindustrien" udskilles som selvstændigt ADAM-erhverv.

Ønsket om udskillelse af "overvejende offentlig landtransport" er sværere at forholde sig til. Der kan i bedste fald kun blive tale om en halvt tilfredsstillende tilnærmelse til den ønskede opdeling efter ejerforhold. Samtidig er der absolut ingen strukturelle argumenter for opdelingen: De to delerhverv af qt har stort set både samme outputstruktur og inputstruktur - lige pånær restindkomstkvoten. Opdelingen af qt-erhvervet giver derfor næppe nogen mening, med mindre vi har intentioner om at modellere substitutionen mellem privatejet kollektiv transport og den offentligt ejede. Da brugerønsket om et "overvejende offentlig landtransport"-erhverv er meget stærkt, lovede vi i første omgang at foretage opdelingen, men personligt er jeg efterhånden overbevist om, at det er urimeligt. Derimod har jeg ikke noget imod at lave en ADAM-relation for underskuddet i de offentlige transportvirksomheder. I bilag 1 er vist, hvordan en sådan relation kan laves, uden at qt-erhvervets række og søjle i i-o tabellen opdeles. Vel at mærke så den giver samme resultat som opdelingen.

De mere generelle ønsker kan vi næppe gøre noget ved i denne omgang. Dette på trods af, at opdelingen af "anden fremstillingsvirksomhed" i en grafisk gren og resten formentlig er den sagligt set bedst begrundede opdeling, der kan foretages.

2. Endelige anvendelser

Der er ingen planer eller ønsker om ændringer af forbrugs- og eksportkomponenterne, hvorimod der er en udbredt sult efter investeringsmatricer. Som en overgangsløsning kunne man vælge at udskille investeringerne i skibe samt DUC

og DONG som selvstændige komponenter. Det sidste lader sig endnu ikke gøre præcist, da der mig bekendt ikke er foretaget en endelig afgørelse af, hvordan investeringer i rørledninger skal indgå i Nationalregnskabet.

3. Importen

Opdelingen af importen i ADAM er en lige så vigtig som forsømt problemstilling. Det er især slemt, fordi den løsning, vi vælger nu, kan binde os på datasiden mange år frem i tiden. Meget taler for, at den nuværende SITC-opdeling, der går på varernes forarbejdningsgrad, er for grov til en konjunkturmodel (se fx Anita's papirer). DØS vil helst bruge den anvendelsesorienterede BEC-opdeling, sådan at de kan følge med i NYT og SE. Endelig kompliceres problemet af, at Nationalregnskabets importdata er bygget på BTN-nomenklaturen, der går på varens art. Det er derfor ikke uden videre muligt at hive finere SITC- eller BEC-opdelinger ud af NR's databanker.

Hele dette problemkompleks trænger til at blive grundigt gennemarbejdet, men det har vi ikke ressourcer til at gennemføre, før bordet har fanget. Der findes næppe heller nogen lette løsninger på problemet.

Derfor foreslås, at vi bestiller importtal fra nationalregnskabet på en underopdeling af SITC, som vi har arbejdet med i forskellige interne undersøgelser (se fx JAO, 25. juli 1983). Derved holdes døren åben for mindre opdelinger. I den kommende ADAM-version bliver der imidlertid ikke tale om væsentlige ændringer, pånær på energiområdet:

Foreslået importopdeling i næste ADAM-version

M0	:	SITC 0, Næringsmidler m.m.
M1	:	SITC 1, drikkevarer og tobak
M24	:	SITC 2+4, div. ubearbejdede varer
M3k	:	SITC 32, kul og koks
M3c	:	SITC 333, råolie
M3q	:	rest, SITC 3, olieprodukter, el og gas
M5	:	SITC 5, kemikalier
M6m	:	SITC 67-69, jern og metal
M6q	:	rest SITC 6, andre bearbejdede varer
M7b	:	SITC 78+79 (ekskl skibe og fly), køretøjer m.m.
M7q	:	rest SITC 7 maskiner
M89	:	SITC 8+9, andre færdigvarer
My	:	del SITC 79, skibe og fly
Mt	:	turistudgifter
Ms	:	Andre tjenester.

Bilag 1. Om underskuddet i de offentlige transportvirksomheder

Vi skal i det følgende betragte to erhverv med samme outputstruktur og samme inputstruktur pånær restindkomstkvoten. Vi kalder dem erhverv 1 og erhverv 2. Aggregatet af dem noteres uden suffix.

Når de to erhverv har samme outputstruktur, vil de altid producere i faste proportioner, dvs

(1) $fX1 = k*fX = k(fX1+fX2)$

(2) $fX2 = (1-k)*fX$.

Konstanten k kan opfattes som erhverv 1's markedsandel.

Da de to erhverv har samme inputstruktur pånær restindkomsten, fås

(3) $fXi1/(fX1-fYf1) = fXi2/(fX2-fYf2) = fXi/(fX-fYf)$, alle i.

Dette giver

(4) $ai1 = ai2*(1-ayf1)/(1-ayf2) = ai*(1-ayf1)/(1-ayf)$.

Vi antager desuden, at de har samme beskæftigelses/råstof forhold, dvs

(5) $Q1/(fX1-fYf1) = Q2/(fX2-fYf2) = Q/(fX-fYf)$,

dvs at

(6) $Q1/fX1 = (Q/fX)*(1-ayf1)/(1-ayf)$ etc.

Råstofomkostningerne er da

(7) $C1 = \Sigma_i pi*ai1*fX1$

$= k(\Sigma_i pi*ai*fX)*(1-ayf1)/(1-ayf)$

$= k*C*(1-ayf1)/(1-ayf)$.

Enhedsråstofomkostningerne er da

(8) UC1 = C1/fX1 = UC*(1-ayf1)/(1-ayf) .

Tilsvarende fås for enhedslønomkostningerne

(9) UW1 = Q1*lna/fX1 = UW*(1-ayf1)/(1-ayf) .

Vi får nu prisligningen, fx for erhverv 2:

(10) p2 = UR2 + UW2 + UC2
= (1+m2)*(UW2 + UC2)
= (1+m2)*(UW+UC)*(1-ayf2)/(1-ayf),

hvor UR2 er enhedsrestindkomsten i erhverv 2, og m2 er dets mark-up.

Hvis vi i stedet ønsker at eksogenisere prisen for erhverv 1, fås

(11) UR1 = p1 - (UC+UW)*(1-ayf1)/(1-ayf) .

Det samlede over/underskud kan findes af

(12) overskud = UR1*fX1 = UR1*k*fX .

Sektorprisrelationen for det aggregerede erhvev er da

(13) p = k*p1 + (1-k)*p2

Vi kan således beregne underskuddet i de offentlige virksomheder uden at opdele qt-erhvervet. Vi skal blot have serier for

k : produktion i faste priser i offentlige virksomheder (andel af fXqt).

ayf1,ayf2 : Inputkoefficient for bruttofaktorindkomst i de to delerhverv

p1,p2 : Sektorprisen i de to delerhverv

Deltidsfrekvenser og arbejdstid ind, jf. papir af JMJ

6. Input-output systemet, JAO
   a. Genoplivning af ellers nulstillede celler (am6ib rigtigt ind, olieceller gennemgås)
   b. aocs modposteres rigtigt, jf. sept79, lign 233
   c. Lagre eksogeniseres på celleniveau for i-o systemet
   d. J-led i alle i-o ligninger? (forudsætter NASS ok)
   e. Eksogenisering af e-sektorens inputs i.f.t. i-o systemet
   f. Korrektionsfaktor til overførte energikoefficienter for procesbesparelser.
7. Følgerettelser
   a. Betalingsbalancen (Tinn m.m.?), JMJ
   b. Lønsatsbestemmelsen, NF (lnf-ligning, evt justering af lønsum)
   c. Skattefunktionen, jf. Yd-ændringer

Danmarks Statistik
v. Kontor

16/4 -84
JAO/jao

Importen i ADAM, marts 1984 - et supplement

Dette papir supplerer Anita's notat om importrelationerne i marts 1984-versionen af ADAM, jf AL, 23. jan. 1984, i hvilket de estimerede importrelationer er omtalt. I dette papir dokumenteres nogle formelle omskrivninger af relationerne, og en mindre fejl i januar-papiret rettes.

Importrelationernes struktur

Bestemmelsen af importen i december 1982 versionen sker for hver importkomponent i to trin: Først bestemmes den del af importen, der substituerer på hjemmemarkedet. Denne bestemmelse sker enten i en stokastisk relation eller i en input-output relation med laggede koefficienter. I andet trin bestemmes resten af importen, dvs overvejende reeksport og offentligt køb af importvarer. Denne bestemmelse sker i en input-output relation med løbende koefficienter - altså i en identitet.

Den nævnte todelte struktur er fastholdt i marts 1984 versionen, men der er foretaget nogle formelle omformuleringer og ændringer i komponenternes afgrænsning. Hver importkomponent «fM(j)» er i princippet opdelt i en del, der har en generel substitutionselasticitet til den indenlandske produktion, fMz(j), og en komplementær del, der ikke har en sådan elasticitet, fMu(j). For komponenterne fMy og fMs er sondringen dog ikke aktuel, idet z-delen her skønnes at være tom.

Relationerne for den generelt substituerende import, z-delen, er som hidtil enten stokastiske relationer eller input-output relationer, men begge typer er formelt omformuleret i forhold til de hidtidige. I de stokastiske relationer har vi afskaffet logaritmerne, sådan at relationerne

nu er opskrevet på eksponentiel form. De input-output beskattede fMz-komponenter bestemmes nu i identiteter på linie med fMu-erne, dvs med løbende i-o koefficienter.

Justeringer i input-output systemet

Omformuleringen af input-output importligningerne betyder ikke, at de generelle justeringsmuligheder er afskaffet, men blot at justeringen må foretages i ligningerne for de respektive input-output koefficienter, hvor justeringsfaktoren for generelle justeringer indgår som hidtil. Nu hedder den blot kfmz i stedet for kfmx.

Som en nyskabelse er der imidlertid også indført specielle justeringsmuligheder, idet der er indført justeringsled i samtlige ligninger for i-o koefficienter. Disse led, der er defineret som ændrings-jled, indgår dog ikke i ADAMs databank, hvorfor simulationsprogrammet normalt vil sætte dem til nul automatisk. De nødvendige TSP-ordrer til at generere de "historiske" jled findes i

ADAM*DATABANK.IOJLED/HIST .

En anden nyskabelse er, at der er indbygget mulighed for at eksogenisere alle fMz-komponenter ved hjælp af en dummy. Når dummyen sættes til 1, tolkes ligningens justeringsled som den absolutte ændring i komponenten.

Det må dog huskes, at justering/eksogenisering af importen ved hjælp af kfmz-mekanismen ikke påvirker den samlede anvendelse af "varen", men kun importens markedsandel. Dette fænomen har især overrasket brugerne i forbindelse med justering af energiimporten fM3. En justering af importens markedsandel vil nemlig her få olieraffinaderiernes produktion til at bevæge sig modsat, og da deres importkvote er omkring 95 pct., neutraliseres næsten hele justeringen automatisk. For dog at give brugerne mulighed for at manipulere med olieimporten, er der indført en særlig justeringsmulighed for erhvervenes import af olieprodukter. Ved denne særlige justering ændres importen, uden at de indenlandske leverancer påvirkes direkte. Det vil sige, at erhvervens samlede anvendelse af olieprodukter ændres med samme beløb

som importen. Justeringen kan foretages enten som en absolut ændring (jdfm3x) eller som en relativ ændring (jrfm3x).

En reestimation

PA grund af en mindre fejl i Anita's estimationer er fm3?-relationen blevet reestimeret. Dette gav

	pris	konj.	s	DW
reestimation	-1.372	1.283	0.050	2.76
AL 23.jan	-1.356	1.269	0.048	2.65

Importligningerne i ADAM, marts 1984 er vedlagt som bilag.

13. sept. -83

JAO/jao

Input-output systemet i ADAM, december 1982 versionen

Ved overgangen fra ADAM, marts 1981 til ADAM, december 1982 er antallet af erhverv udvidet fra 6 til 19,og antallet af eksportkomponenter er udvidet fra 5 til 9. Input-output systemet i ADAM er altså blevet væsentligt udbygget. Desuden er matricer for anvendelsen af SITC-fordelt import for første gang fuldt integreret i systemet.

Udvidelsen af input-output systemet har gjort en lang række latente problemer akutte - problemer af såvel teoretisk, administrativ som EDB-teknisk karakter. De er imidlertid alle blevet løst omend nogle løsninger fortsat har ad hoc-karakter.

Et oversigtsnotat over modellen foreligger som udkast, men vil først være trykt omkring årsskiftet. I nærværende papir er de dele af udkastet samlet, der har særlig relation til input-output systemet. I bilag 1 vises ADAM input-output tabellen for 1975 i mill. kr., og i bilag 2 er vedlagt et udkast til en konsistent input-output terminologi. Mangelen på en sådan terminologi har været følelig i de vanskeligste faser af arbejdet.

7. PRODUKTION OG IMPORT

Den indenlandske produktion er specificeret fordelt på 19 erhverv[1]:

Navn	Produktionsværdi i	Løbenumre i NR
Xa	Landbrug m.v.	1-4, 6
Xe	Brunkul, råolie og naturgas	7
Xng	Olieraffinaderier	57
Xne	El, gas og fjernvarme	91-93
Xnf	Næringsmiddelindustri	9-26
Xnn	Nydelsesmiddelindustri	27-29
Xnb	Leverandører til byggeri	5, 8, 37, 58, 64-67
Xnm	Jern- og metalindustri	68-88
Xnk	Kemisk industri m.v.	50-56, 59-61, 89, 90
Xnq	Anden fremstillingsvirksomhed	30-36, 38-49, 62, 63
Xb	Bygge- og anlægsvirksomhed	95
Xqh	Handel	96, 97
Xqs	Søtransport	101
Xqt	Anden transport m.v.	99, 100, 102-105
Xqf	Finansiel virksomhed	106
Xqq	Andre tjenesteydende erhverv	94, 98, 107, 109-116
Xh	Boligbenyttelse	108
Xo	Offentlig sektor	117
Xqi	Imputerede finansielle tjenester	

Af de 19 produktionsværdier i faste priser er to eksogene, nemlig fXe (råolie m.m.) og fXqi (imputerede finansielle tjenester)[2]. De øvrige produktionsværdier i de private erhverv bestemmes fra efterspørgselssiden ved en sammenvejning af de enkelte efterspørgselskomponenter i de såkaldte sammenbindingsrelationer. Disse danner tilsammen en statisk input-output model, men i modsætning til vanlig praksis er en del af de tekniske koefficienter endogene variable.

---

1) Om selve erhvervsopdelingen se rapport nr. 5, afsnit 8.

2) Sidstnævnte er definitorisk nul, sådan at enhver leverance ind i qi-erhvervet må modsvares af den tilsvarende negative faktorindkomst, fYfqi, der fastlægges eksogent.

De stokastiske importrelationer er baseret på følgende grundspecifikation:

$$(1) \qquad fMx_i = a \cdot fAm_i^E \cdot \left(\frac{fAm_i}{fAm_i^E}\right)^b \cdot \left(\frac{pm_i(-1/4)}{px_i(-1/4)}\right)^c$$

hvor fMx_i er den substituerende del af importen af vare i, fAm_i er det samlede indenlandske marked for vare i, fAm_i^E er den forventede værdi af fAm_i, pm_i er importprisen på vare i og px_i er den indenlandske udbudspris på vare i. Markedet for vare i findes af:

$$(2) \qquad fAm_i = \Sigma_j(amidj + \Sigma_k\, c_i \cdot axkdj) \cdot fD_j$$

Forventningsdannelsesmodellen er udformet, så en konstant vækstrate på markedet medfører, at (fAm_i/fAx_i^E) er lig 1. Dette led er medtaget for at afprøve en hypotese om, at importen er mere konjunkturfølsom end den indenlandske produktion, svarende til b større end 1. For b lig 1 falder specifikationen sammen med den traditionelle logaritmisk-lineære funktionsform, når indkomstelasticiteten i denne er bundet til 1. Relationerne er estimeret i ændringen i logaritmen til de indgående variable.

For SITC-afsnittene 1, 2 + 4, 6 og 7 er resultatet af estimationen blevet, at forventningsdannelsesmodellen (5) er bevaret med b-værdier fra 1.16 til 1.73. For afsnittene 5 samt 8 + 9 er det den traditionelle loglineære specifikation med indkomstelasticiteten bundet til 1, som er benyttet, mens der for de fire resterende importkomponenter, dvs. afsnittene 0, 3, skibe og fly samt øvrige tjenester endnu ikke foreligger estimerede importrelationer. Disse komponenter bestemmes i relationer af input-output type, men der er åbnet mulighed for at sætte dem eksogent med hjælp af en dummy.

For de fleste af de estimerede relationer gælder, at priselasticiteten estimeres i omegnen af -1 med afsnit 1 og 89 som de mest iøjnefaldende - mere følsomme - undtagelser.

Udgangspunktet for endogeniseringen af de tekniske koefficienter er en generel antagelse om, at for en bestemt anvendelse er koefficienten for den samlede tilgang fra såvel indenlandsk produktion som import af en varegruppe konstant. Derimod kan importandelen af den samlede tilgang af "varen" variere, enten fordi den pågældende importrelation tilsiger det, eller fordi den indenlandske produktion fastlægges eksogent (det sidstnævnte gælder dog kun leverancer af råolie). Endogeniseringen består da som hovedregel i, at de tekniske koefficienter for importen ændres i overensstemmelse med relationen, og at de tekniske koefficienter for den tilsvarende indenlandske produktion ændres, således at summen af de tekniske koefficienter for denne og importen er uændret. For råolien gælder omvendt, at den indenlandske produktion sættes eksogent, hvorefter importen fylder restbehovet op i overensstemmelse med den generelle antagelse. Metoden vil blive beskrevet nærmere andetsteds.

Den skitserede forsyningsmodel har vist sig uhensigtsmæssig i forbindelse med bestemmelsen af lagerinvesteringernes "træk" på erhverv og import. Det skyldes, at lagerinvesteringernes "tekniske" koefficienter er ekstremt ustabile historisk set. Det har derfor været nødvendigt at definere "normalværdier" af lagerkoefficienterne. Disse normalværdier, der opfattes som rimelige marginalværdier af lagerkoefficienterne, bruges som udgangsskøn for lagerkoefficienterne ved simulationer (den generelle specifikation er, at koefficienterne fra året før bruges som udgangsskøn).

Importen er opdelt i 11 komponenter, heraf ni varegrupper, stort set svarende til de encifrede afsnit i SITC, rev. 2. Tjenesteimporten er opdelt i to, turistudgifter, Mt, og andre tjenester, Ms. Turistudgifterne er identisk med det private forbrug af turistrejser.

Importen af hver komponent bestemmes i to relationer. I den første relation bestemmes den del af importkomponenten, der substituerer på hjemmemarkedet; denne relation er som hovedregel stokastisk formuleret. I den anden relation bestemmes resten, det vil p.t. sige importleverancer direkte til eksport eller offentligt varekøb samt leverancer af råolie og visse tjenester; denne relation er en almindelig input-output relation.

11. PRISER PÅ ERHVERVENES PRODUKTIONSVÆRDIER (SEKTORPRISER)

Priserne på ADAM-erhvervenes produktion bestemmes som hovedregel i to trin. Først bestemmes for hvert erhverv den såkaldte nettopris, pnx_j, der defineres som prisen på en enhed af erhvervets produktion eksklusive punktafgifter og generelle afgifter på råstoffer. Nettopriserne bestemmes hovedsagelig i adfærdsrelationer af input-output type; undtagelserne er erhvervene a og h, hvis nettopris er eksogen, olieerhvervene e og ng, hvis nettopris er bundet til energiprisen på verdensmarkedet p.g.a. importkonkurrence, og søfarten qs, der omtales nedenfor. I andet trin bestemmes sektorprisen, px_j, idet nettoprisen tillægges punktafgifter og generelle afgifter:

(1) $px_j = (pnx_j + tpx_j)(1 + tg \cdot btgx_j)$

Eneste undtagelse er pxqs, der bestemmes i en teknisk relation ud fra pes (opfattet som fragtraterne på verdensmarkedet); derefter bestemmes pnxqs ved at vende ligning (1) om.

De estimerede relationer for nettopriserne tager udgangspunkt i følgende grundspecifikation:

(2) $pnx_j = a_j \cdot (\text{råstofomkostninger})_j + b_j \cdot (\text{lønomkostninger})_j$,

idet koefficienterne a_j og b_j antages lig med eller noget større end 1. Dette svarer til, at alle omkostninger overvæltes fuldt ud på prisen, dog med et muligt tillæg for profitmargin (mark-up).

Råstofomkostningerne pr. produceret enhed bestemmes ud fra input-output oplysninger i en normal prissammenbindingsrelation, jf. næste afsnit. De indgår dog overalt med et kvart års lag i (2).

Lønomkostningerne pr. produceret enhed bestemmes som

(3) $vl_j = \text{lna}/(\text{normal produktion pr. arbejdstime})_j$,

idet lna, den gennemsnitlige timeløn i industrien, indgår uden lag, fordi den antages kendt på kalkuleringstidspunket; normalproduktiviteten findes som et vejet gennemsnit af løbende og tidligere års timeproduktiviteter[1].

---

1) Timeproduktiviteten findes som $fX_j/(Q_j \cdot H_j)$. For fremstillingserhvervene og byggeerhvervet anvendes den gennemsnitlige arbejdstid, Hgn, som arbejdstidsvariabel, mens den aftalte arbejdstid, Ha, anvendes for de øvrige, funktionærtunge erhverv.

Ved estimationerne har det vist sig, at det ikke er muligt at fastlægge parametrene a_j og b_j i (2) ved fri estimation på grund af multikollinearitet. Det er derfor nødvendigt at binde en af de frie parametre. I praksis står valget imellem at antage $a_j = 1$ ("konstant indkomstfordeling") eller $a_j = b_j$ ("konstant mark-up på samlede omkostninger"). Den første hypotese svarer til, at råstofomkostningerne overvæltes fuldt ud på priserne, men uden at restindkomsten påvirkes. Ifølge den anden hypotese vil prisen øges mere end svarende til fuld overvæltning, således at profitmassen stiger, når råstofomkostningerne stiger. Valget af hypotese har stor betydning for modellens egenskaber - navnlig ved analyser af konkurrenceevneforskydninger og deres virkninger. Ved valget er der lagt afgørende vægt på hypotesernes statistiske egenskaber, selv om grundlaget for at foretrække den ene undertiden har været spinkelt. Sandheden ligger nok et sted midt imellem de to alternativer. Resultatet er blevet, at hypotese 2 om fast mark-up på de samlede omkostninger som hovedregel er foretrukket. Undtagelser er erhvervene nn og nb, hvor hypotesen om fast indkomstfordeling er foretrukket.

Det har været forsøgt at få udtryk for efterspørgelsespres og kapacitetsudnyttelse ind som supplerende variable i (2), men resultaterne har været negative. I relationen for pnxqh indgår dog et kapacitetsudtryk, som næppe burde være der.

12. PRISER PÅ EFTERSPØRGSELSKOMPONENTERNE

I modellens prissammenbindingsrelationer sammenvejes sektorpriser og importpriser (inkl. told) til nettopriser på de endelige anvendelser. Prissammenbindingen foretages med samme input-output model som mængdesammenbindingen, her blot brugt den anden vej.

(1) $pnd_j = (\Sigma_i axidj \cdot px_i + \Sigma_k amkdj \cdot (pm_k + tm_k)) \cdot kpnd_j,$

hvor axidj betegner den tekniske koefficient for leverancer fra erhverv i til efterspørgelseskomponent j. De multiplikative led $kpnd_j$ er beregnet således at (1) rammer de observerede priser på efterspørgselskomponenterne. I de år, for hvilke der foreligger endelige nationalregnskabstal, er disse led ret tæt ved 1, og afvigelserne kan da alene begrundes med aggregeringsslør.

Markedspriserne på efterspørgselskomponenterne dannes ved at addere en punktafgiftssats til nettoprisen, hvorefter der lægges moms ovenpå denne sum, jf. afsnit 11. Registreringsafgiften behandles i lighed med momsen som en værdiafgift.

20. ERHVERVSFORDELT BRUTTOFAKTORINDKOMST

Der er for alle erhverv i ADAM specificeret bruttofaktorindkomster i såvel årets som faste priser, Yf_j henholdsvis fYf_j. For offentlig sektor bestemmes bruttofaktorindkomsten sammen med andre variable herfor, jf. afsnit 8. Øvrige bruttofaktorindkomststørrelser bestemmes som nedenfor angivet, idet dog fastprisstørrelsen for imputerede finansielle tjenester er eksogen.

Bestemmelsen af de erhvervsfordelte bruttofaktorindkomster sker ud fra tilgangssiden; det enkelte erhvervs bruttofaktorindkomst fastlægges som erhvervets produktionsværdi, X_j, fratrukket erhvervets råstofforbrug, Xmx_j, og indirekte skatter.

Ud fra ADAM's input-output model kan bruttofaktorindkomsten i faste priser for erhverv j bestemmes som:

$$(1) \quad fYf_j = fX_j \cdot (1 - \sum_i a_{ij} - \sum_k am_{kj} - asi_j)$$

Den samlede bruttofaktorindkomst i faste priser bestemmes herefter ved summation over erhvervene.

De erhvervsfordelte bruttofaktorindkomster i årets priser bestemmes i princippet ved at knytte priser til leverancerne i (1). Råstofforbruget for erhverv j bestemmes som:

$$(2) \quad Xmx_j = fX_j \cdot (\sum_i a_{ij} \cdot px_i + \sum_k am_{kj} \cdot (pm_k + tm_k)) \cdot kpx_j$$

Korrektionsfaktorerne kpx_j svarer til korrektionsfaktorerne i prissammenbindingsrelationerne og har samme funktion som der, jf. afsnit 12.

De varefordelte indirekte skatter indgår i bestemmelsen af bruttofaktorindkomsterne ved anvendelse af erhvervenes nettopriser, pnx_j; tolden er medregnet i råstofforbruget. De ikke-varefordelte indirekte skatter, Siq_j, fratrækkes særskilt; disse variable bestemmes ud fra komponenterne af ikke-varefordelte indirekte skatter ved hjælp af parametre, der er fastlagt ud fra nationalregnskabsmaterialet for 1978.

Overensstemmelsen mellem den samlede bruttofaktorindkomst i årets priser, Yf, bestemt fra efterspørgselssiden og - som her - bestemt fra udbudssiden sikres ved en korrektionsfaktor til råstofforbruget, kxmx, som bestemmes i modellen i dette øjemed. Bruttofaktorindkomsten for erhverv j kan herefter bestemmes som:

$$(3) \quad Yf_j = fX_j \cdot pnx_j - Siq_j - Xmx_j \cdot kxmx$$

Bilag 1.

Input-output tabellen i ADAM, december 1982 version

På de følgende tre sider vises ADAM´s input-output tabel for 1975. Tabellen er dannet ud fra Nationalregnskabets data-banker i tre trin.

I første trin dannes en grundmatrix, der består af standard-tabellen for 1975 (jf Nationalregnskabsnotat nr. 5), idet import-delen dog er erstattet af en ADAM-matrix med SITC-fordelt import. Denne importmatrix fås ved en særlig aggregering af varebalancerne. På tilsvarende måde fordeles også eksporten på SITC-kapitler.

I andet trin aggregeres grundmatricen til ADAM-niveau, og der foretages nogle trivielle omposteringer. For eksempel opdeles lagersøjlen i tre, og rentemarginalen særbehandles.

I tredie trin nulstilles et antal små leverancer - dog på en sådan måde, at tabellens marginaler er uændrede. Denne indviklede proces, der er nødvendig for at begrænse datamængderne, er en videreførelse af den forenklingsproces, aggregeringen er et udtryk for. Principperne for nulstillingen og dens ringe betydning for modellens egenskaber er dokumenteret andetsteds.

Bemærk sondringen mellem nulstillede leverancer, der ikke eksisterer som modelvariable, og leverancer, der eksisterer, men er nul. Sidstnævnte er markeret med nuller i tabellen.

Den viste tabel er i løbende priser, og den omfatter derfor fire typer afgifter samt en skelnen mellem løn og restindkomst. I faste priser opereres kun med afgifter under et og bruttofaktor-indkomst under et.

ADAM IO-TABEL 1975

NULSTILLET, MILL. KR.

	INPUT I ERHVERV																			
	XA	XE	XNG	XNE	XNF	XNN	XNB	XNM	XNK	XNQ	XB	XQH	XQS	XQT	XQF	XQQ	XH	XOV	XO	XQI
XA	2509				16954	164												128		
XE			83															0		
XNG	200		55	534	116	13	112	76	92	52	64	83	30	298	5	51	2	84		
XNE	247		27	18	216	18	129	231	142	159	76	280	1	69	35	313	13	420		
XNF	1905				6039											1297		649		
XNN						195										558		0		
XNB							1834				5022							0		
XNM	919	2	22		456	193		5455			3332		359					472		
XNK	716							434	1273		1070							760		
XNQ					551	272			468	4334		1147			139	1519		769		
XB				525								1278		1238			3245	2381		
XQH	1875				639		576	1451		978	1946					1941		1356		
XQS														176				226		
XQT			15		724	463	494	343	988	442	941	2329	276	3065		859		1581		
XQF												281						325		6626
XQQ	1086	4		231	644			967		668	2202	1750	315	1307	837	2885	649	3538		
XH																		287		
XOV																			17117	
XO														175	287			295		
XQI																				
MO	1526				887											163		0		
M1						291										175		0		
M24					933		437		368	649	526							0		
M3	397		4111	1607	242	31	391	183	198	127	125	167	58	579	10	103	4	170		
M5	1132		24					354	2057	866	301							138		
M6					515	201	558	3878	312	2681	1438	586						264		
M7				43				2768			969			374		1208		290		
M89								331		257	700						12	832		
MY																		20		
MS		155											2880		58			457		
MT																				
SIM	20			4	33	24	7	71	28	59	46	10	1	5	1	35		33		
SIP	-447		1	7	-259	14	16	80	30	60	117	262	19	154	38	839	116	109		
SIG	3			1	7	2	3	11	5	9	6	24	2	138	169	196	483	1536		
SIQ	615		-1	-2	-23	13	-32	34	26	15	31	748	8	-900	53	-74	658		230	
YW	1709	16	57	917	4472	1305	2453	11441	2931	6786	10453	16285	1596	7640	3757	12944	745		37233	
YR	8878	-92	313	1896	2459	404	1090	2875	1231	1809	6216	12666	1423	5155	2448	8283	14095		1450	-6626
IALT	23292	84	4706	5782	35607	3601	8066	30982	10148	19953	35582	37894	6969	19474	7837	33296	20023	17117	56030	

ENDELIG ANVENDELSE , INDENLANDSK

	CF	CN	CI	CE	CG	CB	CV	CH	CK	CS	CT	-ET	CO	IM	IB	IT	ILQ	ILA	ILE
XA	839		429																
XE																-140		-370	
XNG				684	373														1
XNE				3263															106
XNF	10714																0		
XNN		2138															50		
XNB							182										-28		
XNM						96	1049							120			-302		
XNK			937				365							3772			258		
XNQ			4421				1877			17				198			43		
														778			-337		
XB																			
XQH	6198	1516	5462	702	737	1146	4262			185					26915		0		
XQS									205					1985			-6		
XQT									4224	277									
XQF										605									
XQQ								226											
XH								19736		15134				133	540		-0		
XOV																			
XO								287		1764									
XQI												53182							
M0	1607		-4																
M1		314	-3													1		-15	
M24			71														-13		
M3			-1	1405	730												104		
M5			373																414
																	7		
M6			518				583			174				338			-198		
M7						1483	1501							4555			-31		
M89			1857				705							506			-48		
MY														2402					
MS												-5207		114					
MT											3661								
SIM	84	22	121	4	2	47	73			2		0		92			-3		
SIP	120	5315	176		1513	2451	313			196	0		0	152	154	0	-57	0	0
SIG	2366	1105	1659	798	410	390	1323	33	197	1407				238	2735				
SIQ																			
YW																			
YR																			
IALT	21928	10409	16015	6856	3765	5613	12232	20282	4626	19761	3661	-5207	53182	15383	30344	-139	-561	-384	521

	EKSPORT											
	E0	E1	E24	E3	E5	E6	E7	E89	EY	ES	ET	IALT
XA	1873		906									23292
XE												84
XNG				1677								4706
XNE				125								5782
XNF	14090		863									35607
XNN	50	688										3601
XNB			263			947						8066
XNM						1507	8587	1182	3216	105		30982
XNK					2716	216		1421				10148
XNQ			135			1843		2022				19953
XB												35582
XQH	1208	17	474	58	199	436	1567	483		505		37894
XQS										6362		6969
XQT										2452		19474
XQF												7837
XQQ										177		33296
XH												20023
XOV												17117
XO										40		56030
XQI												
MO	196											4363
M1		28										791
M24			449									3537
M3				60								11109
M5					437							5690
M6						422						12271
M7							867					14027
M89								397				5549
MY												2421
MS											5207	3663
MT												3661
SIM	6	2	0	0	6	6	14	14	0	0	0	871
SIP	-1357	-6	-48		-1	1			-59			10016
SIG												15258
SIQ												1398
YW												122742
YR												65971
IALT	16065	729	3043	1920	3358	5376	11035	5519	3157	9641	5207	283337

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

0909-83
JAO/jao

Udkast til en terminologi for input-output modeller

I de senere års arbejde med ADAM er vi blevet stadigt dybere involveret i arbejdet med input-output modeller. Da det efterhånden er ved at udvikle sig til en plage for os, at terminologien er så flydende på området, og at der snart ikke er flere ledige bogstaver til benævnelser, foreslår jeg, at vi fremover benytter følgende terminologi.

1. Det grundliggende system

Det grundliggende system af konti, der kan udfyldes ud fra varebalancer og inputoplysninger, er fx givet i Tim´s PASSION-manual (Nationalregnskabsnotat nr. 5, kapitel 8). Det foreslås opstillet som tabel 1.

Tabel 1. Det grundliggende system, faste priser (Leontief-enheder)

Fra / Til	Primære faktorer	Import-varer	Danske varer	Varer i alt	Erhverv	Endelig anvend.	System i alt	Omverden
Primære fakt.					Y	Y_f	y	0
Importvarer				$\hat{m}$			m	0
Danske varer				$\hat{q}$			q	0
Varer i alt					U	F	$q+m$	0
Erhverv			D				g	0
Endelig anv.							0	f
System i alt	$0'$	$0'$	q'	$(q+m)'$	g'	f'		
Omverden	y'	m'	$0'$	$0'$	$0'$	$0'$		

I forhold til Tim´s fremstilling er visse af betegnelserne ændret, og de forskellige konti er omsorteret, så de kommer i samme rækkefølge lodret og vandret. Følgende notation foreslås anvendt:

Tegnet circonflexe (^) over en vektor betyder, at vektoren er diagonaliseret i en kvadratisk matrix.

Tegnet apostrof (´) umiddelbart efter en vektor eller en matrix betyder, at matricen eller vektoren er transponeret. Vektorer defineres altid som søjlevektorer, sådan at den transponerede er en rækkevektor.

Koefficientmatricer kan dannes ved, at systemmatricen fra tabel 1 normeres med enten rækkesummerne eller søjlesummerne. I input-output modeller bruges så godt som aldrig rækkenormeringer, så vi betragter kun de søjlenormerede matricer. Disse angives med tegnet tilde ($\tilde{}$) ovenover (på skrivemaskiner kan evt anvendes omlyd tegn (¨) i stedet). Således vil $\tilde{U} = U\,\hat{g}^{-1}$ og $\tilde{m} = \hat{m}\,(\widehat{q+m})^{-1}$ (hvis der både skal være hat og tilde, undertrykkes hatten).

Priserne betegnes som følger:

p_y er prisen på y
p_m er prisen på m
p_q er prisen på q
p er prisen på g
p_f er prisen på f

(det skønnes ikke nødvendigt at definere prisen på (q+m)).

Matricer i løbende priser forsynes med overstregning. For eksempel er $\bar{Y} = \hat{w}\,Y$ og $\bar{f} = \hat{p}_f f$.

2. Afledede matricer

De vigtigste afledede matricer fremkommer i det ækvivalente erhvervssystem, der er opstillet i tabel 2.

Tabel 2. Det ækvivalente erhvervssystem, faste priser

Fra Til	Primære faktorer	Import-varer	Erhverv	Endelig anvend.	System i alt	Omverden
Primære fakt.			Y	Y_f	y	0
Importvarer			M	M_f	m	0
Erhverv			A	E	g	0
Endelig anv.					0	f
System i alt	0	0	g´	f´	-	-
Omverden	y´	m´	0´	0´		

Her er $A = \tilde{D}\,\tilde{q}\,U$, $E = \tilde{D}\,\tilde{q}\,F$, $M = \tilde{m}\,U$ og $M_f = \tilde{m}\,F$. Tilsvarende har vi $\tilde{A}$, $\tilde{E}$, $\tilde{M}$ og $\tilde{M}_f$. Ønskes i stedet erhvervsfordelt import, bruges

$$B = \tilde{D}M\ ,\ B_f = \tilde{D}M_f \quad \text{og} \quad b = \tilde{D}m.$$

Det er næppe nødvendigt at definere vare x vare - systemet, men i givet fald kan de samme symboler anvendes med et toptegn.

Danmarks Statistik 7. sept. 1983

6. kontor JAO/jao

1. Om konsistens af input-output modeller og brugen af kp-led

1.1. Baggrund og formål

Det er et velkendt fænomen, at mens input-output mængdemodellen pr. definition rammer de historiske produktionsværdier og primære inputs, vil den tilsvarende prismodel ikke uden videre kunne reproducere de historiske priser på anvendelseskomponenterne. Dette skyldes, at prismodellens grundliggende antagelse om, at priserne på alle leverancer fra et givet erhverv er proportionale med sektorprisen, ikke holder. Det skyldes igen, at deflateringen i Nationalregnskabet foregår på det detaljerede vareniveau, mens input-output tabellerne opstilles på det grovere erhvervsniveau.

Da fænomenet for første gang afslørede sig for modelgruppens undrende blikke i de sidste faser af opstillingen af ADAM, september 1979 versionen, kom det tydeligvis bag på os. Vi valgte den gang at definere en variabel korrektionsfaktor kpndj for hver anvendelseskomponent, som sikrer, at input-output prismodellen rammer de historiske priser på anvendelsen. Men i fremskrivningssituationer er vi nødt til

at forlænge kp-leddene med sidste historiske værdi, og det blev hurtigt klart, at kp-leddene dermed introducerer en inkonsistens i input-output prismodellen. Konkret viste det sig ved, at bruttofaktorindkomsten i løbende priser var forskellig, når man opgjorde den fra hhv. efterspørgsels- og udbudssiden. Problemet blev afhjulpet ved den legendariske kxmx-konstruktion, der - ligesom kp-problematikken iøvrigt - er beskrevet i ældre og kommende oversigtsnotater.

I dette papir vises, hvordan inkonsistensen opstår, og det vises, hvordan den strengt tages burde rettes. Jeg er dog ikke sikker på, at dette er ønskeligt.

1.2. Bestemmelsen af kp-leddene

Hvis BFI i løbende priser på udbudssiden skal være forskellig fra BFI i løbende priser på efterspørgselssiden, må der være mindst et erhverv, hvis samlede salgsindtægter afviger fra dets samlede omkostninger (inkl. restindkomst). Med andre ord vil modellen være konsistent hvis og kun hvis

$$(1) \qquad X_i = \Sigma_j X_i D_j \qquad , \text{ alle } i ,$$

hvor X_i er produktionsværdien i løbende priser (opgjort som fX_i*px_i), og X_iD_j er leverancen i løbende priser fra erhverv i til anvendelse j. Vi har

$$(2) \qquad X_iD_j = kpd_j*px_i*ax_id_j*fD_j \quad ,$$

idet vi antager, at kp-leddet er en fælles korrektionsfaktor

til alle leverancer ind i den j'te anvendelse.[1)]

Af (1) og (2) fås

$$(3) \qquad X_i = \Sigma_j (px_i * ax_i d_j * fD_j * kpd_j)$$

$$= (X_i / fX_i) \, \Sigma_j (ax_i d_j * fD_j * kpd_j),$$

ensbetydende med, at

$$(4) \qquad fX_i = \Sigma_j (ax_i d_j * fD_j * kpd_j) \quad , \text{ alle } i \; .$$

Pånær korrektionsfaktorerne kpd_j er dette simpelthen en normal input-output mængdemodel. På matrixform og i input-output notation kan den normale mængdemodel formuleres

$$(5) \qquad \mathbf{g} = \mathbf{A}\,\mathbf{g} + \mathbf{E}\,\mathbf{f}$$

hvor $\mathbf{g}$ er en vektor af produktionsværdier i faste priser og f er en vektor af endelige anvendelser i faste priser.

Den modificerede mængdemodel (4) kan i dette system skrives

$$(6) \qquad \mathbf{g} = \mathbf{A}\,\hat{\mathbf{k}}_g\,\mathbf{g} + \mathbf{E}\,\hat{\mathbf{k}}_f\,\mathbf{f}$$

$$= \mathbf{A}\,\hat{\mathbf{g}}\,\mathbf{k}_g + \mathbf{E}\,\hat{\mathbf{f}}\,\mathbf{k}_f \quad ,$$

hvor $\mathbf{k}_g$ er en vektor af kp-led til erhvervenes råstofomkostninger og k_f er den tilsvarende vektor af kp-led til de

1. Denne antagelse ligger implicit i modelformuleringen i forvejen, da kp-leddet antages uafhængigt af prisudviklingen på de enkelte leverancer

endelige anvendelser. Af (5) og (6) fås

$$(7) \qquad \mathbf{A}\,\mathbf{g} + \mathbf{E}\,\mathbf{f} = \mathbf{A}\,\hat{\mathbf{g}}\,k_g + \mathbf{E}\,\hat{\mathbf{f}}\,k_f \qquad \text{, hvoraf}$$

$$(8) \qquad \mathbf{A}\,\hat{\mathbf{g}}\,(k_g-1) + \mathbf{E}\,\hat{\mathbf{f}}\,(k_f-1) = \mathbf{0} \qquad .$$

Dette er nok den enkleste form at præsentere båndet mellem kp-leddene på. Verbalt kan det udtrykkes sådan, at leverancerne i faste priser fra et givet erhverv til de forskellige anvendelser, vejet sammen med de respektive anvendelsers kp-led minus 1, skal summe til nul.

Hvis A-matricen har fuld rang - og det har vi vist ikke afprøvet - vil k_g-leddene kunne beregnes som en entydig funktion af k_f-leddene af

$$(9) \qquad (k_g-1) = -\hat{\mathbf{g}}^{-1}\mathbf{A}^{-1}\mathbf{E}\,\hat{\mathbf{f}}\,(k_f-1) \qquad .$$

Alternativt kunne man finde k_g'erne af de implicitte funktioner i (8), men denne facilitet har TSP ikke indbygget. En tredie metode er at flytte et tilfældigt k_g-led i hver ligning i (8) over på venstresiden, men dette bør gøres med omhu for ikke at øge indsvingningstiden for drastisk ved simulationer. Endelig må det bemærkes, at en eventuel endogenisering af k_g'erne ville give yderligere en kobling imellem pris- og mængdemodellerne, omend betydningen må være lille (sektorpriserne påvirkes jo ikke).

Selv om vi altså ved, hvordan endogeniseringen burde se ud, er det ikke sikkert, den bør foretages. Ikke desto mindre er vi forhåbentlig blevet lidt klogere.

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

0909-83
JAO/jao

Udkast til en terminologi for input-output modeller

I de senere års arbejde med ADAM er vi blevet stadigt dybere involveret i arbejdet med input-output modeller. Da det efterhånden er ved at udvikle sig til en plage for os, at terminologien er så flydende på området, og at der snart ikke er flere ledige bogstaver til benævnelser, foreslår jeg, at vi fremover benytter følgende terminologi.

1. Det grundliggende system

Det grundliggende system af konti, der kan udfyldes ud fra varebalancer og inputoplysninger, er fx givet i Tim´s PASSION-manual (Nationalregnskabsnotat nr. 5, kapitel 8). Det foreslås opstillet som tabel 1.

Tabel 1. Det grundliggende system, faste priser (Leontief-enheder)

Fra Til	Primære faktorer	Import-varer	Danske varer	Varer i alt	Erhverv	Endelig anvend.	System i alt	Omverden
Primære fakt.					Y	Y_f	y	0
Importvarer				$\hat{m}$			m	0
Danske varer				$\hat{q}$			q	0
Varer i alt					U	F	q+m	0
Erhverv			D				g	0
Endelig anv.							0	f
System i alt	$0'$	$0'$	q'	$(q+m)'$	g'	f'		
Omverden	y'	m'	$0'$	$0'$	$0'$	$0'$		

I forhold til Tim´s fremstilling er visse af betegnelserne ændret, og de forskellige konti er omsorteret, så de kommer i samme rækkefølge lodret og vandret. Følgende notation foreslås anvendt:

Tegnet circonflexe (^) over en vektor betyder, at vektoren er diagonaliseret i en kvadratisk matrix.

Tegnet apostrof (´) umiddelbart efter en vektor eller en matrix betyder, at matricen eller vektoren er transponeret. Vektorer defineres altid som søjlevektorer, sådan at den transponerede er en rækkevektor.

Koefficientmatricer kan dannes ved, at systemmatricen fra tabel 1 normeres med enten rækkesummerne eller søjlesummerne. I input-output modeller bruges så godt som aldrig rækkenormeringer, så vi betragter kun de søjlenormerede matricer. Disse angives med tegnet tilde ($\tilde{\cdot}$) ovenover (på skrivemaskiner kan evt anvendes omlyds tegn ($\ddot{\cdot}$) i stedet). Således vil $\tilde{U} = U\,\hat{g}^{-1}$ og $\tilde{m} = \hat{m}\,(\widehat{q+m})^{-1}$ (hvis der både skal være hat og tilde, undertrykkes hatten).

Priserne betegnes som følger:

p_y er prisen på y
p_m er prisen på m
p_q er prisen på q
p er prisen på g
p_f er prisen på f

(det skønnes ikke nødvendigt at definere prisen på (q+m)).

Matricer i løbende priser forsynes med overstregning. For eksempel er $\bar{Y} = \hat{p}_y Y$ og $\bar{f} = \hat{p}_f f$.

2. Afledede matricer

De vigtigste afledede matricer fremkommer i det ækvivalente erhvervssystem, der er opstillet i tabel 2.

Tabel 2. Det ækvivalente erhvervssystem, faste priser

Fra / Til	Primære faktorer	Import-varer	Erhverv	Endelig anvend.	System i alt	Omverden
Primære fakt.			Y	Y_f	y	0
Importvarer			M	M_f	m	0
Erhverv			A	E	g	0
Endelig anv.					0	f
System i alt	0	0	g'	f'	-	-
Omverden	y'	m'	$0'$	$0'$		

Her er $A = \tilde{D}\,\tilde{q}\,U$, $E = \tilde{D}\,\tilde{q}\,F$, $M = \tilde{m}\,U$ og $M_f = \tilde{m}\,F$. Tilsvarende har vi $\check{A}$, $\check{E}$, $\check{M}$ og $\check{M}_f$. Ønskes i stedet erhvervsfordelt import, bruges

$$B = \tilde{D}M\ ,\ B_f = \tilde{D}M_f \quad \text{og} \quad b = \tilde{D}m.$$

Det er næppe nødvendigt at definere vare x vare - systemet, men i givet fald kan de samme symboler anvendes med et toptegn.

Tabel 1. Det grundliggende system, faste priser (Leontief-enheder)

Fra Til	Primære faktorer	Import-varer	Danske varer	Varer i alt	Erhverv	Endelig anvend.	System i alt	Omverden
Primære fakt.					Y	Y_f	y	0
Importvarer				$\hat{m}$			m	0
Danske varer				$\hat{q}$			q	0
Varer i alt					U	F	$q+m$	0
Erhverv			D				g	0
Endelig anv.							0	f
System i alt	$0'$	$0'$	q'	$(q+m)'$	g'	f'		
Omverden	y'	m'	$0'$	$0'$	$0'$	$0'$		

Tabel 2. Det ækvivalente erhvervssystem, faste priser

Fra Til	Primære faktorer	Import-varer	Erhverv	Endelig anvend.	System i alt	Omverden
Primære fakt.			Y	Y_f	y	0
Importvarer			M	M_f	m	0
Erhverv			A	E	g	0
Endelig anv.					0	f
System i alt	0	0	g'	f'	-	-
Omverden	y'	m'	$0'$	$0'$		

Tabel 8.2. Produktionsværdier 1975 samt forudsigelsesfejl på disse (mill. kr.)

	g	u_g	u_{gg}	u_{ge}	u_{gf}	u^*_g	u^*_{gg}	u^*_{ge}	u^*_g
XA	23293	-1441	-69	-1123	-255	-1213	158	-1015	-35
XE	24	78	22	-3	0	78	82	-3	
XNG	4711	-1227	-1297	181	-112	-1241	-1282	159	-11
XNE	5781	426	242	-383	567	430	252	-388	56
XNF	35752	-56	84	-167	26	-30	24	-105	5
XNN	3633	11	189	-19	-160	2	181	-17	-16
XNP	6134	-378	230	-601	-8	-341	253	-583	-1
XNM	10654	-1211	-314	-956	60	-1138	-274	-922	5
XNK	10054	155	-120	203	73	163	-60	150	7
XNO	20067	-2134	-574	-1129	-429	-2167	-387	-1275	-50
XB	35581	-1265	-1061	-278	91	-1230	-1014	-259	4
XQH	7694	-876	-1114	407	-170	-935	-1102	345	-17
XQS	6969	-656	-7	-614	-33	-655	-8	-613	-3
XQT	19473	-1433	-1494	63	26	-1361	-1494	115	1
XQF	7837	1183	1097	415	-329	1177	1123	402	-34
XQC	33295	1098	1766	-185	-482	1078	1837	-227	-53
XH	6023	175	25	-3	113	135	25	-3	11
XO	56032	446	-9	117	339	444	-3	114	33
SUM	359477	-7099	-2337	-4076	-685	-6804	-1690	-4126	-98
RMSE	-	205.7	164.6	106.9	52.2	201.3	164.4	108.3	56

Anm. Forudsigelserne er foretaget ud fra koefficientmatricerne i 1970.

I-O RAPPORT
KAP. 8

Danmarks Statistik
6. kontor

25/7 -83
JAO/jao
rev. 15/8 - 83

Om modellering af varefordelt import i input-output modeller af erhverv x erhverv typen

1. Problemstilling

Den traditionelle måde at modellere importen på i input-output modeller er at antage, at importen har en bestemt markedsandel i alle anvendelser, hvorefter denne andel modelleres. En sådan indfaldsvinkel forudsætter, at den indenlandske tilgang og importen er disaggregeret efter samme kriterier - ellers kan markedsandelene ikke udregnes. I ADAM følges en lignende procedure, idet input-output tabellens importkoefficienter i en given række justeres proportionalt i overensstemmelse med den pågældende importrelation. Derefter justeres de indenlandske koefficienter modsat, sådan at den samlede anvendelse af den pågældende varegruppe ikke påvirkes, men kun importens andel af samme.

Problemet ved denne skitse i ADAM er imidlertid, at importen er disaggregeret efter varetype (stort set 1-cifrede SITC-afsnit) mens den indenlandske tilgang er fordelt efter leverende erhverv. Det er derfor ikke umiddelbart muligt at beregne importmarkedsandele for ADAM-varerne. I det følgende gives en ny og gennemgribende løsning af dette problem.

2. Det grundliggende system

Det fundamentale input-output system er efterhånden gennemgået til hudløshed, men da det skal modificeres til vores brug, skal vi trække det manegen rundt endnu en gang. De grundliggende balanceligninger er

$$(2.1) \qquad q = (I-\hat{\mu})\,(Bg + Ef)$$

$$(2.2) \qquad m = \hat{\mu}\,(Bg + Ef)$$

$$(2.3) \qquad g \doteqdot Dq \qquad ,$$

idet q og m er vektorer af varefordelt hhv indenlandsk produktion og import, g er erhvervenes produktionsværdier, f er en vektor af endelig anvendelseskomponenter, μ er de varefordelte importkvoter, B og E er koefficientmatricer for varernes anvendelse til hhv input og endelige køb, og D er en matrix af erhvervenes markedsandele af den indenlandske vareforsyning.

I det følgende kaldes matricerne for anvendelse af indenlandsk producerede varer for

$$(2.4) \qquad \left[U^q \quad F^q\right] = (I-\hat{\mu})\left[B\hat{g} \quad E\hat{f}\right],$$

og de tilsvarende matricer for anvendelse af importerede varer

$$(2.5) \qquad \left[U^m \quad F^m\right] = \hat{\mu}\left[B\hat{g} \quad E\hat{f}\right].$$

Normalt omformuleres det indenlandske kredsløb (2.1) til et ækvivalent erhvervssystem ved, at (2.1) multipliceres fra venstre med D-matricen til

$$(2.6) \qquad g = D(I-\hat{\mu})\,(Bg + Ef)\,.$$

Koefficientmatricerne af dimensionen (erhverv x anvendelse) kaldes i det følgende

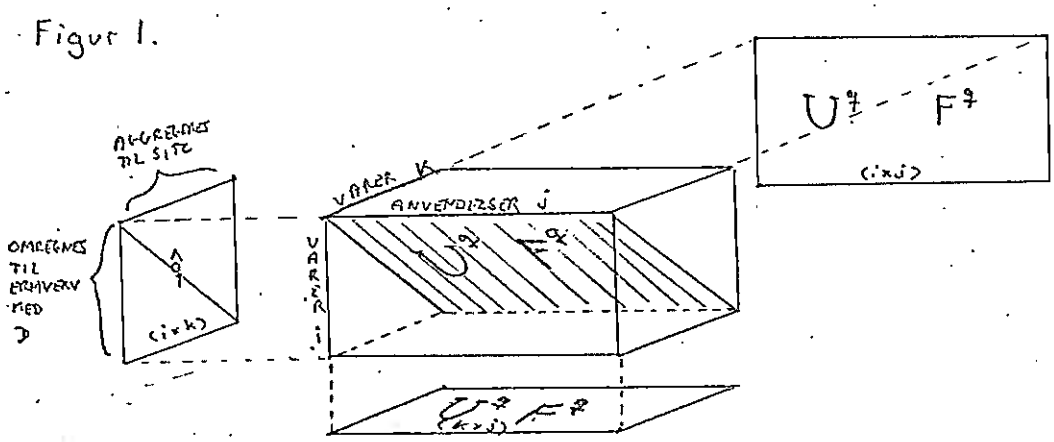
$$(2.7) \qquad \left[A \quad E\right] = D(I-\hat{\mu})\left[B \quad E\right] \quad ;$$

bemærk, at E altså skifter indhold i overensstemmelse med den herskende terminologiforvirring på området.

Når input-output systemet (2.1)-(2.3) omformes til et ækvivalent erhvervssystem (2.6) og (2.2), tabes alle oplysninger om de indenlandsk producerede varer i matricernes indmad. Normalt gør dette ikke så meget, fordi vi er tilfredse med en (erhverv x erhverv)-tabel over det indenlandske råvarekredsløb.

I forbindelse med udregningen af importens markedsandele er det imidlertid nødvendigt med oplysninger om varefordelte indenlandske leverancer. For at undgå at disse oplysninger tabes ved multiplikationen med D, må vi tilføje en ny dimension til systemet (2.1)-(2.3). Dette gøres ved, at U^q og F^q-matricerne diagonaliseres i en kasse af dimensionen (vare x vare x anvendelse) (i rækkefølgen højde, dybde og bredde). En sådan kasse kaldes også en tensor, og vores tensor er vist i figur 1.

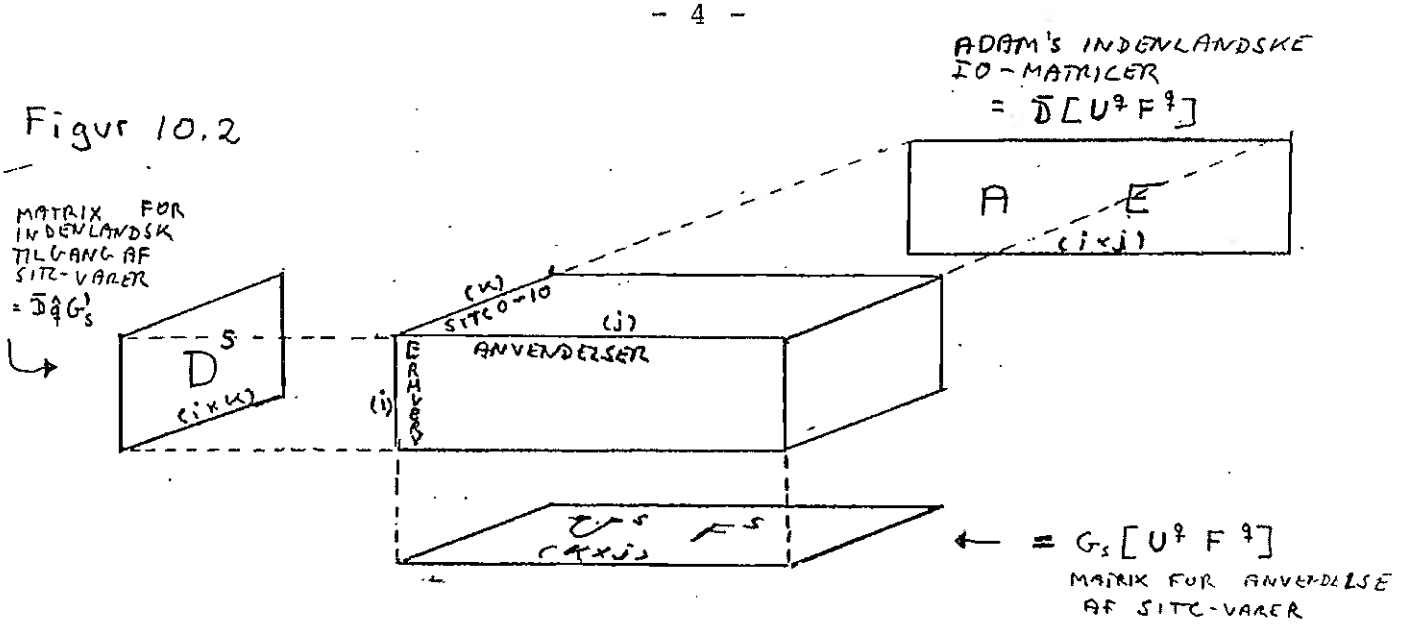
Figur 1.



Ved at snitte i kassen langs de forskellige dimensioner kan vi få en række forskellige matricer frem. De matricer, der vender fladen ud mod læseren, kaldes i det følgende vægge. På tegningen har vægmatricerne dimensionen (i x j). Tilsvarende kaldes matricerne af dimensionen (j x k) for lag og matricerne af dimension (i x k) for skiver.

Fordelen ved at tilføje den ekstra varedimension er, at vi nu kan aggregere den ene varedimension op til ADAM´s SITC-grupper ved multiplikation med summationsmatricen G_s (s for SITC), mens den anden varedimension kan omregnes til en erhvervsfordeling med D-matricen på sædvanlig vis. Den resulterende tensor og dens mere eller mindre velkendte marginalmatricer er vist i figur 2.

Figur 10.2



Som det ses, er vægmarginalen ADAMś sædvanlige input-output tabel, lagmarginalen er en tabel over anvendelsen af indenlandsk fremstillede SITC-varegrupper, mens skivemarginalen er en matrix, der viser hvilke erhverv, der leverer SITC-varegrupperne.

Hvis vi normerer alle vægmatricerne med de samlede anvendelser g og f, fås 11 vægge af matricer med tekniske koefficienter[1]. For råvarernes vedkommende fås for eksempel 11 råvarematricer A_k, k = 0,..,10, alle af dimensionen (erhverv x anvendelse). Matricen A_o angiver enhedsforbruget af de varer, der tilhører SITC-afsnit 0, A_1 det tilsvarende forbrug af SITC1-varer etc. Selvfølgelig vil

(2.8) $\Sigma_k A_k = A,$

nemlig den sædvanlige ADAM input-output matrix af tekniske koefficienter.

Således rustet kan vi nu gennemgå de problemer, der opstår omkring modelleringen af importen.

3. Efterspørgselsudtrykket i importrelationerne

Det centrale argument på importrelationernes højreside er det samlede indenlandske marked for den pågældende varegruppe. Intentionen er at fastlægge importens andel af forsyningerne til dette marked. For at finde markedets størrelse, må vi imidlertid have et udtryk for den indenlandske forsyning af SITC-vare k. Denne kan findes

1) Betegnelsen SITC10 anvendes om tjenester m.m.

af

(3.1) $q_k = \hat{\imath}[A_k g + E_k f]$, $k = 0,\ldots,10.$

Koefficientmatricerne A_k og E_k er stabile under de sædvanlige forudsætninger om, at de detaljerede matricer D, μ, B og E er stabile. I så fald kunne efterspørgselen efter SITC-vare k findes af

(3.2) $q_k = \hat{\imath}[(Z_{ak} \# A)g + (Z_{ek} \# E)f]$, hvor

(3.3) $Z_{ak} = A_k/A$ og $Z_{ek} = E_k/E$;

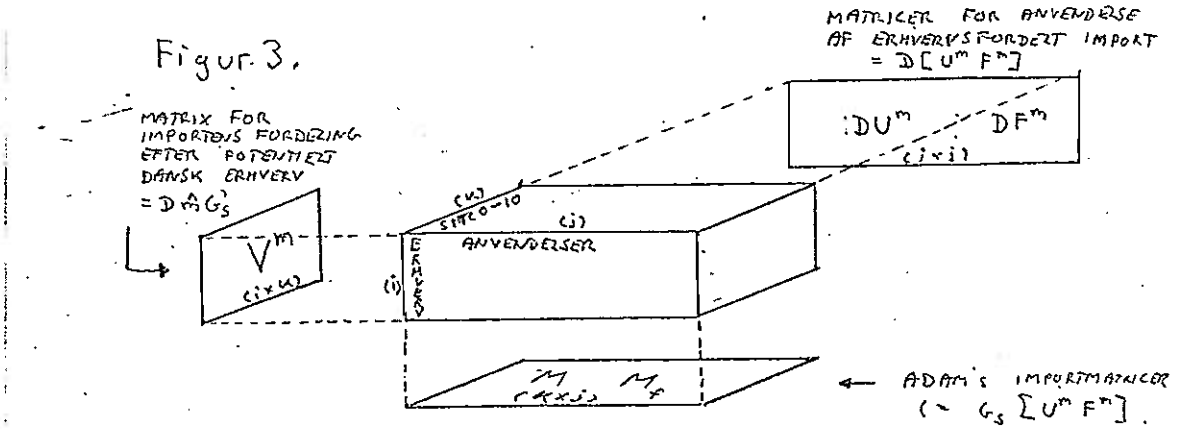
tegnene # og / angiver hhv. element-til-element-multiplikation og -division. Disse omregningsnøgler vil være stabile uden yderligere forudsætninger: Når A_k og A begge er stabile, vil en vilkårlig fastvægts-sammenvejning af deres elementer også være det.

Problemet er bare, at vi ikke ønsker at antage importkvoterne μ konstante; det er jo netop dem, vi ønsker at modellere. Og nøglerne Z_k vil desværre generelt variere, når importkvoterne varierer. Dette spørgsmål tages nærmere op i afsnit 5 nedenfor.

Det er imidlertid ikke de raffinerede Z_k-nøgler, der er anvendt i ADAM, december 82 versionen. Dette skyldes ikke ond vilje, men derimod tidnød i opstillingsfasen. Udledningen og beregningen af Z_k-nøglerne har været en langvarig proces, der først for nylig er afsluttet. I julens tidnød anvendte vi i stedet rækkestrukturen i SITC-tilgangsmatricen V^S som omregningsnøgle. Lidt refleksion viser, at dette svarer til en implicit antagelse om, at z_k^{ij} er ens i alle anvendelser j. Af bilagstabellerne fremgår, at en sådan antagelse er horribel. Vi bør derfor allerede i næste modelversion omdefinere fAm'erne og reestimere importrelationerne.

4. Modpostering af importkvoteforskydninger

I ADAM findes relationer for hver af de 11 importkomponenter. Et vigtigt problem i forbindelse med modelleringen af importen er, hvilke erhvervs leverancer en given SITC-gruppe fortrænger, når importkvoten ændrer sig. For at besvare dette spørgsmål må vi gentage proceduren med at opstille en tensor ud fra varebalancerne, denne gang blot ud fra importmatricerne U^m og F^m i stedet for de indenlandske matricer U^q og F^q. Resultatet af denne proces er vist i figur 3.



Lagmarginalen er ADAM's (SITC x anvendelse) importmatrix, vægmarginalen er en (konkurrerende erhverv x anvendelse) importmatrix, og skivemarginalen er en matrix, der viser hvilke erhverv, der potentielt kunne have fremstillet den SITC-fordelte import.

Den k'te vægmatrix DU_k^m angiver for de varer, der tilhører SITC-afsnit k, hvordan de kunne have været leveret af de indenlandske erhverv til de forskellige anvendelser. Hvis DU_k^m-matricerne normeres med marginalerne g og f fås koefficientmatricer, der er konstante under de sædvanlige antagelser. Problemet er igen hvad der sker, når importkvoterne varierer.

Når bevægelsen i en ADAM-importkvote skal omsættes til en hypotese om bevægelse i enkeltvarernes importkvoter μ, ligger det lige for at antage, at alle varer, der tilhører samme SITC-afsnit, bevæger sig proportionalt. Vi antager altså fast enkeltvaresammensætning inden for hvert SITC-afsnit i importen - der findes ikke p.t. nogle alternative hypoteser. Hvis DU^m_{ko} er den oprindelige vægmatrix for SITC-k-varer, kan den tilsvarende matrix ved en alternativ importkvote for gruppe k altså findes som

$$(4.1) \qquad DU^m_{kl} = h_k DU^m_{ko} \quad ,$$

idet skalaren h_k er en proportionalitetsfaktor, der udtrykker forholdet mellem importen af varegruppe k i de to situationer. En tilsvarende sammenhæng vil gælde for koefficientmatricen DB^m_k. Da summen af import og indenlandsk tilgang til en given anvendelse skal være konstant, kan vi finde den nye indenlandske koefficientmatrix som

$$(4.2) \qquad A_{kl} = A_{ko} - (DB^m_{kl} - DB^m_{ko}) = A_{ko} - (h_k - 1)\ DB^m_{ko}.$$

Dette giver umiddelbart, at søjlestrukturen i DU^m_k er de relevante modposteringsnøgler.

Det er de således beregnede nøgler, der er anvendt i ADAM, december 1982 versionen. De er dog modificeret på et enkelt punkt, idet ikke-konkurrerende import er opfattet som tjenesteimport. Derved undgås en generende antagelse om, at ikke-konkurrerende import bevæger sig proportionalt med den konkurrerende.

5. Stabiliteten af Z-nøglerne til efterspørgselsudtrykket

Vi er nu mået til et punkt, hvor vi kan vurdere stabiliteten af Z-nøglerne (3.3)

$$Z_k = A_k/A \quad .$$

Den (i,j)'te celle i matricen Z_k er

$$(5.1) \qquad z_k^{ij} = a_k^{ij} / \Sigma_r a_r^{ij} \qquad , r = 0,\ldots,10,$$

$$= (a_{ko}^{ij} - (h_k-1)m_{ko}^{ij}) / (\Sigma_r (a_{ro}^{ij} - (h_r-1)m_{ro}^{ij})) \text{ jf. (4.}$$

Det ses umiddelbart, at z_k^{ij} er en funktion af h_r og dermed af importkvoterne. I to meget specielle tilfælde vil z_k^{ij} dog være konstant, nemlig hvis

$$(5.2) \qquad a_r^{ij} = 0 \quad \text{og} \quad m_r^{ij} = 0 \quad \text{for} \quad r \neq k \quad ,$$

dvs at hele den pågældende ADAM-leverance kun består af varer fra SITC-gruppe k , sådan at $z_k^{ij} = 1$, eller hvis

$$(5.3) \qquad h_k = h_r \quad \text{og} \quad a_r^{ij} / m_r^{ij} = a_k^{ij} / m_k^{ij}$$

dvs at alle importkvoter vedrørende den pågældende ADAM-leverance er <u>ens</u> og <u>udvikler sig proportionalt</u> (dog kun for så vidt den pågældende SITC-vare indgår i leverancen og dermed i nævneren i (5.1)).

Disse resultater er ikke særlig opmuntrende. På den anden side fremgår det af bilagstabellerne, at de fleste z^{ij} om ikke ligefrem er 1, så i hvert fald domineret af en bestemt SITC-gruppe Desuden er der sjældent mere end tre SITC-grupper pr. ADAM-leverance, sådan at (5.3) ikke er helt så urealistisk endda ved generelle forskydninger i importtilbøjeligheden. Selv om vi stadig mangler en empirisk undersøgelse af z^{ij}'ernes stabilitet, må brugen af konstante Z -nøgler betegnes som en god løsning på det temmelig vanskelige omregningsproblem - og den eneste mulige.

6. Relative priser imellem ind- og udland

Det andet hovedargument i importrelationerne er et udtryk for de relative priser imellem ind- og udland. Af disse er importprise umiddelbart tilgængelig, mens den indenlandske pris på SITC-varegrupperne er en løjerlig sag. For at finde denne pris må vi antage at alle varer, der leveres af et givet erhverv, leveres til sektor prisen. Vi konkluderer, at anvendelsesdimensionen er overflødig,

og at den ønskede pris på de indenlandske leverancer af SITC-varegrupperne må findes som et vejet gennemsnit af sektorpriserne med søjlestrukturen i V^s som vægte. Dette kan synes lidt uheldigt, da vi har antaget rækkestrukturen i den samme matrix konstant i forbindelse med udledningen af fAm´erne, der indgår i ADAM, december 1982 versionen. Dette problem vil først forsvinde, når vi går over til at bruge de raffinerede Z_k-nøgler til beregningen af fAm´erne i næste modelversion. Det er formentlig rimeligst at antage søjlestrukturen stabil i V^s-matricen, jf. kritikken af de nuværende fAm´er sidst i afsnit 3.

En antagelse om stabil række- og søjlestruktur i en given matrix er tæt på at være inkonsistent ; der er ingen frihedsgrader tilbage. Heldigvis har vi undgået en sådan inkonsistens i ADAM, december 1982 versionen, idet vi ikke har anvendt V^s-nøglerne til at beregne den indenlandske SITC-varepris. Vi har i stedet valgt en alternativ synsvinkel, idet vi har sigtet på at beregne den pris, importen ville have haft, såfremt den var leveret af de indenlandske erhverv til sektorprisen. Da importens sammensætning på enkeltvarer ikke er den samme som sammensætningen af den tilsvarende indenlandske produktion (p.g.a. forskelle i enkeltvarernes importkvoter inden for SITC-afsnittet), fører denne synsvinkel til anvendelse af andre vægte, nemlig søjlestrukturen i V^m-matricen i stedet for V^s-matricen. Denne søjlestruktur vil imidlertid næppe være stabil. Den burde snarere endogeniseres ud fra $v_k^m = DU_k^m + DF_k^m$.

7. Konkluderende bemærkninger

Den første grundlæggende antagelse, vi har gjort, er at søjlestrukturen i matricen $D[U_k^m \quad F_k^m]$ er konstant. Denne konstans følger af den normale antagelse om fast søjlestruktur i U,F og D-matricerne kombineret med en antagelse om, at alle enkeltvarer inden for en SITC-gruppe bevæger sig proportionalt. Sidstnævnte

proportionalitetsantagelse kan testes på mange ambitionsniveauer men vi har foreløbig opgivet en analyse af enkeltvarerne. I stedet vil vi forsøge at vurdere bevægelserne på tocifret SITC-niveau i et kommende papir. Den anden grundantagelse om konstante Z-nøgle virker ikke a priori tilstrækkende, men der kan argumenteres for, at bevægelserne ikke kan være så store, at modellen bliver ubrugelig. Vi kan af økonomiske grunde ikke bestille tidsserier af Z-koefficienterne, men vi har mulighed for at teste, hvordan relationen (3.1) rammer den faktiske indelandske produktion af SITC-vare k. De foreløbige resultater af dette ser lovende ud, og de vil blive præsenteret i et kommende modelgruppepapir.

På prissiden har vi nok den eneste egentlige inkonsistens i modellen. Den indenlandske pris på SITC-gruppe k findes ved hjælp af søjlestrukturen i søjle k: V^m-matricen fra figur 3. Denne søjle kan findes af

$$(7.1) \qquad v_k^m = D\left[B_k^m g + E_k^m f\right] ,$$

så hvis søjlestrukturen skal være konstant samtidig med at D, B og E er konstante og g og f kan variere frit, må modposteringsnøglerne være ens i alle anvendelser. Dette er en åbenlyst urimelig antagelse, jf. bilagstabellerne. På den anden side er det tvivlsom om en endogenisering kan svare sig - alle priser bevæger sig jo i det store og hele proportionalt.

Alt i alt kommer vi næppe foreløbig nærmere en løsning på problemerne om indplacering af importen.

Danmarks Statistik
6. kontor

12 /4 -83
JAO/jao

Om opstilling og brug af input-output systemer

Dette notat var oprindelig tænkt som et appendix til et kommende modelpapir om input-output systemet i ADAM, december 1982-versionen. Jeg har imidlertid valgt at udsende det som et selvstændigt papir -dels på grund af dets omfang og dels fordi, det giver nogle smagsprøver på, hvad der kan komme ud af mit flippede projekt. Afsnit 1 repeterer kort Nationalregnskabets grundlæggende opstilling af input-output data ud fra Tim´s PASSION-manual, kapitel 8. I afsnit 2 udledes så en række forskellige input-output systemer på en ny og temmelig elegant måde I afsnit 3 tages nogle konkrete emner op, der vil være af interesse i forbindelse med gennemgangen af ADAM, december 1982.

1. Datagrundlaget for input-output tabeller

Datagrundlaget for opstillingen af de danske input-output tabeller er Nationalregnskabets vare-balancer. Disse balancer udarbejdes hvert år for et sted imellem 2500 og 4000 varenumre (såkaldte nummernumre). For et givet varenummer angiver varebalancen forsyningen af "varen" i det pågældende år i løbende og faste priser fordelt såvel efter tilgangssektorer som anvendelsessektorer. En skematisk varebalance er vist i tabel 1.

Tabel 1. En varebalance for varenr. x år y

Mill. kr. (løbende eller faste)	Tilgang (fra)		Anvendelse (til)
	Prod. i erhverv 1		Input i erhverv 1
	prod. i erhverv 2		input i erhverv 2
	⋮		⋮
	prod. i erhverv n		input i erhverv n
	import		end. anv. 1
			end. anv. 2
			⋮
			end. anv. m
	Tilgang i alt	=	Anvendelse i alt

For at gøre beregningerne mere robuste over for klassifikationsændringer aggregeres balancerne til ca. 1600 varer (4-cifre CCCN),inden input-output systemet opstilles.

Når varebalancerne suppleres med oplysninger om anvendelsen af primære produktionsfaktorer i de forskellige anvendelser[1], kan oplysningerne samles i et matrix-skema som vist i tabel 2.

Tabel 2. De grundlæggende datamatricer

Fra \ Til	1600 varer	Input i 117 erhverv	End. Anv.	sum
1600 varer		U	F	q+b
Output fra 117 erhverv	V			g
Import	b'			$i'b$
Prim. Fakt.		S	S_f	s
Sum	$q'+b'$	g'	f'	

Denne systemopstilling vil danne udgangspunkt for den videre gennemgang.

2. Modelantagelser i opstillingen af input-output tabeller

Matricerne fra tabel 2 ovenfor er alt for store til, at de kan bruges til rutineberegninger af forskellig slags. I praksis må systemet derfor reduceres på en eller anden måde. Inden vi går så vidt, må det grundlæggende matrix-skema fra tabel 2 dog modificeres på to punkter.

For det første er det utilfredsstillende, at der kun optræder en enkelt tilgangssektor for import. Dette problem kan omgås ved, at vi opfatter importen som om, den består af 1600 forskellige importtyper: Import af vare 1, import af vare 2 etc.[2]. I tabel 2 vil dette svare til, at rækkevektoren b' erstattes af

1) Bemærk, at restindkomsten i erhvervene regnes for en produktionsfaktor.

2) Man kunne fx også forestille sig, at importen fordeltes efter oprindelsesland, men dette er af praktiske grunde ikke gjort i vores nationalregnskab.

en diagonalmatrix med b-vektoren i diagonalen (alle elementer uden for diagonalen er definitorisk nul).

For det andet er det uhensigtsmæssigt,at søjler og rækker i matricen fra tabel 2 ikke er nummereret ens. Vi omsorterer derfor matrixskemaet fra tabel 2 som vist i tabel 3. Dette ændrer selvfølgelig ikke systemets egenskaber.

Tabel 3. Det modificerede grundlæggende system.

Fra \ Til	Prim. fak.	Import	Varer	Erhverv	End. anv.	Sum
Prim. fak.	0	0	0	S	S_f	s
Import	0	0	$\hat{b}$	0	0	b
Varer	0	0	0	U	F	q+b
Erhverv	0	0	V	0	0	g
End. anv.	0	0	0	0	0	o
Sum	o	o	$q' + b'$	g	f	

I første omgang ser ændringerne ikke ud til at være en gevinst, idet den nye matrix er endnu større end den gamle. Vi skal imidlertid snart se, hvordan den nye matrix let kan reduceres. Matricen i tabel 3 kaldes den samlede systemmatrix og benævnes med T [1]. Som det ses, er den blok-triangulær, idet søjlerne for udefra kommende inputs (primære faktorer og import) definitorisk er nul, ligesom rækkerne for leverancer ud af systemet (endelig anvendelse) definitorisk er nul. Bortset fra eksterne leverancer skal rækkesummer være lig med søjlesummer.

Et vigtigt begreb er de enkelte konti´s gennemstrøm. For systemet i tabel 3 kan vi definere gennemstrømsvektoren ved

$$(2.1) \qquad t = \begin{bmatrix} s \\ b \\ q+b \\ g \\ f \end{bmatrix} \qquad (\text{ t for "throughflow" }),$$

svarende til systemmatricens marginaler plus de eventuelle strømme ind i eller ud af systemet.

---

1) Denne matrix er velkendt inden for kontrol- og reguleringsteori under det engelske navn "compound system matrix".

I Nationalregnskabets input-output system gør man nu den generelle antagelse, at alle strømme ind i en vilkårlig af systemets konti er proportionale (herunder, at sammensætningen af inputstrømmene er uafhængig af, hvorhen outputstrømmene går). Antagelsen kan formaliseres til, at matricen

$$(2.2) \qquad T^{*} = T\hat{t}^{-1}$$

er konstant for alle værdier af t. For varekontienes vedkommende betyder dette, at et givet varenummer antages forsynet med faste markedsandele for samtlige tilgangssektorer (import og erhverv) - uanset hvorhen leverancen går. For erhvervenes vedkommende betyder antagelsen tilsvarende, at erhvervenes koefficienter for inputs af varer og primære inputs er konstante (en såkaldt "erhvervsteknologi"). For de endelige anvendelser svarer antagelsen til, at alle varer, der indgår i en given anvendelse, er komplementære.

Systemets løsningsmatrix, der angiver samtlige endelige sammenhænge imellem systemets strømme og leverancer ud af systemet, kan nu findes. Det vil føre for vidt at gå ind i udledninger her, men det kan vises, at løsningsmatricen er

$$(2.3) \qquad Z = (\hat{t} - T)^{-1} = \hat{t}^{-1}(I - T^{*})^{-1} .$$

Denne matrix kaldes også den samlede inverterede (system-)matrix. I gængs nationalregnskabsnotation kan Z-matricen for systemet i tabel 3 opskrives som i tabel 4.

Tabel 4. Den samlede inverterede matrix[1)]

Fra \ Til	P.f.	Imp.	Varer	Erhverv	Endelig anv.
P.f.	I	0	$YDZ(I-BDZ)^{-1}$	$Y(I-DZB)^{-1}$	$Y(I-DZB)^{-1}DZE+Y_f$
Import	0	I	$M(I-BDZ)^{-1}$	$MB(I-DZB)^{-1}$	$M(I-BDZ)^{-1}E$
Varer	0	0	$(I-BDZ)^{-1}$	$B(I-DZB)^{-1}$	$(I-BDZ)^{-1}E$
Erhverv	0	0	$DZ(I-BDZ)^{-1}$	$(I-DZB)^{-1}$	$(I-DZB)^{-1}DZE$
End. anv.	0	0	0	0	I

$\hat{t}^{-1} \times$

,idet $D=V\hat{q}^{-1}$, $B=U\hat{g}^{-1}$, $Y=S\hat{g}^{-1}$, $E=F\hat{f}^{-1}$, $Y_f=S_f\hat{f}^{-1}$, $M=\hat{b}(\hat{b}+\hat{q})^{-1}$ og $Z= I-M$.

1) For at lette læsningen af tabellen kan det anføres, at $(I-BDZ)^{-1} = B(I-DZB)^{-1}DZ+I$.

Den samlede inverterede matrix er så stor, at den er uanvendelig til praktiske formål. Den giver os imidlertid nøglen til en række mindre systemer, der er ækvivalente med det oprindelige. Herved forstås, at systemerne har samme endelige sammenhæng imellem inputs og outputs som det oprindelige system.

De eneste konti, der nødvendigvis må enten modtage eller levere fra eller til systemets omverden, er primære faktorer, import og endelig anvendelse.De øvrige konti for varer og erhverv har udelukkende funktion som mellemregningskonti, og de kan derfor elimineres uden konsekvenser for systemets egenskaber. Det reducerede system kan findes på følgende måde: Først stryges rækker og søjler svarende til de rent interne vare- og erhvervskonti i den samlede inverterede matrix Z; herved fremkommer en ny løsningsmatrix Z^r (den reducerede inverse). De tilsvarende rækker stryges i gennemstrømsvektoren, så vi får den reducerede gennemstrømsvektor t^r. Systemmatricen for det reducerede system kan nu findes baglæns af (2.3):

$$(2.4) \qquad T^r = \hat{t}^r - (Z^r)^{-1} \quad .$$

Det reducerede system for systemet i tabel 3 er vist i tabel 5.

Tabel 5. Det ækvivalente reducerede system

Fra \ Til	Prim. fak.	Import	End. anv.	Sum
Prim. fak.	0	0	$Y(I-DZB)^{-1}DZF+S_f$	s
Import	0	0	$M(B(I-DZB)^{-1}DZ+I)F$	b
End. anv.	0	0	0	o
Sum	o'	o'	f'	

Det er imidlertid ikke altid ønskeligt, at alle mellemregninger elimineres. For eksempel kan erhvervenes gennemstrøm (bruttoproduktion) have en interesse i sig selv. I så fald undlader vi blot at eliminere erhvervenes konti fra den samlede inverterede matrix; herved fremkommer en ny løsningsmatrix Z^e. Det ækvivalente erhvervssystem kan nu findes helt analogt med (2.4). Resultatet er vist i tabel 6.

Tabel 6. Det ækvivalente erhvervssystem

Fra \ Til	P.f.	Import	Erhverv	End. anv.	Sum
P.f.	0	0	S	S_f	s
Import	0	0	MU	MF	b
Erhverv	0	0	DZU	DZF	g
End. anv.	0	0	0	0	o
Sum	o	o	g´	f´	

Dette system er identisk med Nationalregnskabets officielle input-output system. Dog aggregeres importen sædvanligvis fra de her viste 1600 varer til varegrupper,eller den omregnes til en erhvervsfordeling med markedsandelsmatricen D.

En anden mulighed, der er mindre udnyttet, er at eliminere erhvervskonti, men ikke varekonti fra løsningsmatricen. Herved får vi det ækvivalente varesystem, der er vist i tabel 7.

Tabel 7. Det ækvivalente varesystem

Fra \ Til	P.f.	Import	Varer	End. anv.	Sum
P.f.	0	0	YV	S_f	s
Import	0	0	$\hat{b}$	0	b
Varer	0	0	BV	F	q+b
End. anv.	0	0	0	0	o
Sum	o	o	q´+b´	f´	

Systemerne i tabel 3,6 og 7 er alle ækvivalente, idet de har samme reducerede system, men man kan også forestille sig andre ækvivalente systemer. Et eksempel er systemet i tabel 8.

Tabel 8. Det indenlandske varesystem

Fra \ Til	P.f.	Import	Erhverv	End. anv.	Sum
P.f.	0	0	YV	S_f	s
Import	0	0	MBV	MF	b
Erhverv	0	0	ZBV	ZF	q
End. anv.	0	0	0	0	o
Sum	o	o	q	f	

Vi skal senere se på muligheden for at konstruere simplere ækvivalente systemer. Der er ingen rent logisk grund til at

foretrække det ene system for det andet, så længe de fundamentale antagelser om konstante inputstrukturer holder. Derimod er der praktiske grunde til at foretrække de mindste systemer, idet fx. varesystemet og det samlede system indebærer et enormt talbehandlingsarbejde. På den side vil de små systemer være temmelig følsomme over for brud på de fundamentale antagelser; dette gælder i særdeleshed det reducerede system, i hvilket en vilkårlig talstørrelse vil afhænge kritisk af samtlige modellens antagelser. Der er næppe tvivl om, at det det bedste kompromis immellem de to nævnte hensyn er at bruge det ækvivalente erhvervssystem. Dette indebærer dels et overskueligt talarbejde, dels at en væsentlig del af modellens strukturform bevares; det sidste forhold øger mulighederne for at afsvække de strenge linearitets antagelser.[1)]

3. ADAM og Nationalregnskabets input-output system

a. Forholdet imellem varer og erhverv

Når grundantagelserne i det samlede input-output system holder, er der ingen grund til at tærske mere langhalm på sammenhængen imellem anvendelser, erhverv, varer, import og primære inputs. Det forhold, der har givet komplikationer i forbindelse med de seneste ADAM-versioner, er ønsket om at slække på nogle af grundantagelserne - især antagelsen om konstante importkvoter. Da importgrupperingen i ADAM er en varegruppering (SITC), rører dette spørgsmål helt ind i hjertet af det samlede input-output system - nemlig til sammenhængen imellem de ækvivalente vare- og erhvervssystemer.

Det nye, som den modificerede opstilling fra forrige afsnit giver, er netop bevidstheden om, at selv om hele den indenlandske produktionsstruktur er fastlagt ved erhvervenes inputs og outputs, ligger der i virkeligheden implicit et meget større system af entydigt fastlagte varestrømme bag beregningerne. Det er i princippet disse varestrømme, der skal modificeres, når de vareopdelte importkvoter svinger. De modificerede varestrømme kan så igen transformeres til erhvervsfordelte strømme ved multiplikation med markedsandelsmatricen D. Dette spor skal forfølges intensivt i et kommende modelpapir om input-output systemet i ADAM, december 1982 versionen.

---

1) En anden spændende mulighed er at anvende blandede erhvervs- og varesystemer, fx med udvalgte varer af særlig interesse.

b. Retningsbestemt dualitet

Et fundamentalt begreb i analysen af input-output systemer og af andre netværksmodeller er begrebet retningsbestemt dualite (directional duality). Dette begreb skal kort forklares.

I den systemmodel, vi udviklede i forrige afsnit, var strømmene bestemt fra efterspørgselssiden, dvs at vi bestemte de primære inputs som funktion af de endelige anvendelser af

(3.1) $T_t = T^{*}\hat{t}_t = T_o(\hat{t}_o^{-1}\hat{t}_t)$.

Fortolkningen af modellen er, at alle inputstrukturer antages uafhængige af t_t. Dette er imidlertid kun en ud af flere mulige modeltyper. En lige så væsentlig modeltype opstår fx, når vi antager alle outputstrukturer uafhængige af t_t. I så fald modelleres de endelige anvendelser som funktion af de primære inputs ved

(3.2) $T^{**} = T_o'\hat{t}_o^{-1}$ og

(3.3) $T_t' = T^{**}\hat{t}_t$.

Modellen er analog til den sædvanlige, pånær at gennemløbsretningen er vendt om. Mens det i den almindelige koefficientmatrix T^{*} er søjlesummerne, der er normeret til en, er det i den duale matrix T^{**} rækkesummerne, der er normeret til en.

Det er imidlertid vigtigt at slå fast, at den fundamentale forskel på modellerne ikke ligger i normeringen af række- og søjlesummer, men derimod i transponeringen af systemmatricen. Læseren kan evt. overbevise sig selv om, at begge typer modeller kan formuleres med såvel T^{*} som T^{**} - eller helt uden normeringer direkte på T_o. Den afgørende forskel i modeltyperne er alene gennemløbsretningen: Når vi modellerer primære inputs som funktion af endelig anvendelse, er grundmodellen $T_t = T_o\hat{t}_o^{-1}\hat{t}_t$; når vi modellerer endelig anvendelse som funktion af primære inputs (altså i omvendt retning), er grundmodellen $T_t = T_o't_o^{-1}t_t$. Normeringerne af rækker eller søjler afgør kun, om den endogene vektor er på indeksform eller i kr. og øre.

Vi konkluderer, at en modsat omløbsretning svarer til en transponering af systemmatricen, og at de to modeller siges at være retningsbestemt duale. Et meget nærliggende eksempel på en sådan dualitet er forholdet imellem input-output pris- og mængdemodeller. I forbindelse med gennemgangen af ADAM, dec82 versionens input-output system vil der optræde andre eksempler.

APPENDIX: Supplerende bemærkninger

Hvis afsnit 3 erstattes med følgende to afsnit, kan papiret opfattes som første udkast til en artikel.

3. Aggregering af erhverv

a. Perfekt aggregering

Selv om erhvervssystemet er meget mindre end det oprindelige system, vil det måske stadig være for stort til praktisk brug. I så fald kan det vær frugtbart at aggregere erhvervene i modellen til erhvervsgrupper (brancher) Spørgsmålet er, om vi kan aggregere til brancher på en sådan måde, at branchesystemet stadig er ækvivalent med det oprindelige system. Dette må kræve, at

(3.1.a) $Y(I-A)^{-1}E = Y^{*}(I-A^{*})^{-1}E^{*}$ og

(3.1.b) $M(I-A)^{-1}E = M^{*}(I-A^{*})^{-1}E^{*}$,

idet toptegnet * markerer, at matricen er aggregeret op til brancheniveau.[1] Det er velkendt fra litteraturen om aggregering af input-output modeller, at (3.1) holder, når og kun når de erhverv, der lægges sammen, opfylder en af følgende to betingelser [2]:

(3.2) De erhverv, der aggregeres i samme branche, har ens inputstruktur (dvs. ens søjler i matricerne A, Y og M).

(3.3) De erhverv, der aggregeres i samme branche, producerer proportionalt (dvs. at erhvervenes andele af branchens produktion er konstante).

Betingelsen (3.3) er umiddelbart vanskelig at omsætte til udsagn om systemmatricen. Vi bemærker dog, at produktionsværdierne bestemmes som en lineær

- - - - - - - - - - - - - - - - - -

1) Betingelsen (3.1) holder, såfremt anvendelserne f kan variere frit. Hvis der er lineære bånd imellem komponenterne i f-vektoren, kan betingelsen lempes.

2) Jf. Theil (1957) og (1971) eller J.A. Olsen(1981).

funktion af komponenterne i f-vektoren. Produktionsværdierne vil altså ikke kunne variere i flere dimensioner end antallet af efterspørgselskomponenter, sådan at der ofte vil være lineære bånd imellem erhvervenes produktionsværdier. Men disse bånd behøver ikke nødvendigvis at medføre simpel proportionalitet, som kræves. I to tilfælde vil der dog være proportionalitet

(3.3.a) Hvis et antal erhverv har proportionale rækker i matricerne A og E, vil forholdet imellem deres produktionsværdier være konstant.

(3.3.b) Hvis kun et enkelt erhverv i en given branche leverer til erhverv uden for branchen eller endelig anvendelse, vil alle erhverv i branchen producere proportionalt.

Den første betingelse kan passende kaldes ens outputstruktur, mens den anden kan kaldes underleverandørbetingelsen. Bemærk, at betingelserne (3.2) og (3.3.a) om inputstruktur og outputstruktur vedrører såkaldt vandret aggregering, mens underleverandørbetingelsen vedrører lodret aggregering.

Hvis den valgte aggregering af erhverv til branher opfylder (3.2) og (3.3), vil branchesystemet være ækvivalent med det oprindelige system.

b. Imperfekt aggregering

Realistisk set er mulighederne for perfekt aggregering af erhverv temmelig små. Dertil er betingelserne for strenge. Vi er derfor nået til et punkt, hvor det må overvejes, om gevinsten ved at presse systemets størrelse ned kan opveje ulempen ved at ændre marginalt på systemets egenskaber. Dette spørgsmål er intet mindre end det urgamle problem med at finde det relevante abstraktionsniveau i en given sammenhæng. Spørgsmålet har ingen teoretisk eller filosofisk løsning, men praksis har vist, at mange har været villige til at acceptere betydelige "aggregeringsfejl" for at opnå den ønskede forenkling[4].

- - - - - - - - - - - - - - - - -

3) Jf. J.A. Olsen (1981) eller (1982).

4) Dette må også ses på den baggrund, at de detaljerede input-output koefficienter empirisk set ikke har vist sig synderligt stabile.

En korrekt afvejning af beregningsomkostninger og aggregeringsfejl må dog kræve, at vi har et mål for aggregeringsfejlens størrelse. Et naturligt valg af et sådant mål vil være

$$(3.4.a) \quad \alpha_s = [\, Y(I-A)^{-1}E - Y^*(I-A^*)^{-1}E^* \,]\, f \qquad \text{og}$$

$$(3.4.b) \quad \alpha_m = [\, M(I-A)^{-1}E - M^*(I-A^*)^{-1}E^* \,]\, f \qquad .$$

Disse vektorer af aggregeringsfejl vil være nul i basisåret, men de bør udregnes for relevante alternative værdier af f-vektoren - fx ved brug af ex post-forudsigelser[5]. De har vist sig at være brugbare mål for kvaliteten af alternative aggregeringer af erhverv. Deres styrke ligger dog i afprøvningen af givne aggregeringsforslag, mens de er mindre velegnede i den fase, hvor aggregeringsnøglen konstrueres.

I den konstruktive fase har det vist sig nyttigt at tage udgangspunkt i nullerne i systemmatricen . Nullerne kan siges at bestemme den kvalitative struktur af erhvervenes leverancer. Første trin i aggregeringsproceduren er da at omsortere erhvervene, sådan at råvarematricen A bliver blok-triangulær. På denne måde samles de erhverv, der leverer gensidigt til hinanden, i blokke. Omvendt vil erhvervsgrupper, der ikke leverer indbyrdes, danne adskilte blokke. Ofte vil blokkene desuden kunne ordnes i niveauer, sådan at produktion i en given blok forudsætter produktion i blokke på lavere niveauer. En sådan strukturel ordning er velkendt inden for økonometrisk arbejde, og algoritmer til udførelse af ordningen på en datamaskine er standardfacilitet i økonometriske programpakker. Det kan dog være nødvendigt at se bort fra helt små leverancer for at få erhvervsstrukturen klart frem.

Andet trin af proceduren er, at vi undersøger mulighederne for at aggregere erhvervene i de enkelte blokke til brancher. Hvis blokken opfylder (3.2) og (3.3), er aggregeringen perfekt, ellers er den imperfekt. Alligevel

- - - - - - - - - - - - - - - - - -

5) I så fald kan (3.4) opfattes som en generalisation af Theil's aggregeringsfejl, jf. Theil(1957) eller (1971). Bemærk dog, at 1. ordens fejlen, som Theil og den senere litteratur behandler grundigt, er uinteressant ud fra vores synsvinkel. I J.A. Olsen(1982) er (3.4) behandlet udførligt - bl.a. med forslag til dekomponeringer.

må vi foretrække at aggregere inden for blokkene fremfor på tværs af blokkene. Den første mulighed vil nemlig bevare erhvervsstrukturens grove træk, mens den anden mulighed vil forvrænge dem.

Proceduren kan evt udvides med et tredie trin, nemlig aggregering af de blokke, der leverer til den samme anvendelseskomponent (direkte eller indirekte). Dette bør dog ikke gøres med blokke, der har signifikante leverancer til mere end en anvendelseskomponent.

Aggregeringsnøgler, der er konstrueret på den skitserede måde, har vist sig at have tilfredsstillende empiriske egenskaber målt ved aggregeringsfejlene (3.4). Resultaterne og en nærmere beskrivelse af metoden er givet i J.A. Olsen (1981), hvor de 117 erhverv fra det danske nationalregnskab er aggregeret op til 23 hovedbrancher.

4. Nulstilling

Hvis den detaljerede i-o model holdt tilfredsstillende, var der næppe grund til at foretage yderligere forenklinger. Men de fleste empiriske undersøgelser viser, at de detaljerede i-o koefficienter er temmelig ustabile[6]. Dette giver naturligt nok et ønske om en egentlig modellering af i-o tabellens leverancer, men dette kræver af flere grunde, at antallet af ikke-trivielle koefficienter er ret lille[7]. Hvis dette problem skulle løses ved aggregering alene, ville vi blive nødt til at acceptere endog meget store aggregeringsfejl. Vi skal derfor i stedet antage, at systemmatricens dimensioner ligger fast, og at antallet af koefficienter altså kun kan bringes ned ved, at antallet af nuller i matricen øges.

Vi starter med at bemærke, at den skitserede strukturelle aggregeringsprocedure vil bevirke, at systemmatricen domineres af relativt få, men store leverancer[8]. En række af de små varestrømme kan derfor sættes til

---

6) Resultater for Danmark er givet i F. Lauritzen (1983)

7) En af de vigtigste grunde er, at antallet af frihedsgrader i datamatricen sjældent vil række til estimation af alle modellens elasticiteter.

8) I ADAM's i-o tabel dækker fx. 20 pct. af cellerne i råvarematricen ca. 90 pct. af varestrømmene.

nul, uden at matricens egenskaber ændres nævneværdigt. Dette understreges af, at de små koefficienter relativt set er de mest ustabile, jf fx Lauritze (1983). Nulstillingen bør imidlertid foregå på en sådan måde, at matricens bogholderiidentiteter er overholdt (nemlig at rækkesum er lig med søjlesum). Dette indebærer, at en celle ikke kan nulstilles uden en række afledede omposteringer. Hvis fx celle (i,j) skal sættes til nul, må en anden celle i såvel række i som søjle j sættes tilsvarende op, fx celle (i,l) og celle (k,j). Endelig må celle (k,l) sættes tilsvarende ned, for at bogholderiidentiteterne er overholdt, jf. figur 4.1 .

Figur 4.1 . Princippet i nulstilling

Fra \ Til	j	l
i	0	+
:	:	:
k	+	-

Disse afledte modposteringer er arbitrære, men de kan vælges med større eller mindre omhu. Ligesom aggregeringen er de et led i en abstraktionsproces, og den kræver både indsigt og varsomhed fra aktørens side. Ikke desto mindre er en nulstilling blevet gennemført med tilfredsstillende resultat i ADAM[9]. Nulstillingens betydning for systemets egenskaber kan måles analogt med aggregeringsfejlen (3.4), idet de aggregerede matricer i (3.4) erstattes med de nulstillede matricer. Nulstillingen af ADAM's input-output tabel betyder stort set intet for systemets egenskaber, men den indebærer en stor reduktion i antallet af koefficienter[10]. Ud af råvarematricens ca. 550 positive koefficienter er ca. 2/3 nulstillet. Der er altså opnået en betydelig forenkling mod et meget lille tab af information.

---

9) jf A.M. Christensen(1982), hvor principperne for nulstilling er udviklet og beskrevet nærmere.

10) Jf. P.Trier (1983).

Danmarks Statistik
6. kontor

26/5 -82
JAO/jao

METODEN BAG MISKMASK

-oversigt, begrænsninger og perspektiver

Hensigten med dette papir er at give en samlet status over de formler og principper, der ligger bag beregningerne med MISKMASK. Formålet er dels at aflive yderligere referencer til mit efterhånden forældede papir af 9/10 1979, dels at afklare metodeproblemet omkring konstruktionen og brugen af et makro-beregningsfradrag . Som dokumentation af beregningsprincipper er papiret lovlig kedeligt og teknisk af et ADAM-papir at være, så derfor er konklusionerne og de perspektiver, de rejser, summeret op i afsnit 4.

Det har desværre været nødvendigt at afvige fra almindelig ADAM-notation.

1. Beregningen af indkomstparametre i MISKMASK

Hovedformålet med MISKMASK er som bekendt at beregne indkomstparametrene bys10,..,bys50 og bys11,..,bys51 i ADAM´s slutskattefunktion. I historiske perioder er bys10,..,bys50 lig med de observerede andele af skattepligtig indkomstmasse i statsskatteskalaens indkomstintervaller, idet beregningsfradragene opfattes som et første indkomsttrin med skattesats nul. Parametrene bys11, ...,bys51 angiver, hvor meget disse observerede andele ville ændre sig, såfremt alle indkomster i det pågældende år steg med 1 pct.

Udgangspunktet for beregningen af de observerede indkomstandele i MISKMASK er, at størrelsen af den skattepligtige indkomst i år t for en given skatteyder kan opfattes som en observation af en stokastisk variabel Y_t med kontinuert tæthedsfunktion $f_t(y)$ og fordelingsfunktionen

(1) $$F_t(y) = \int_0^y f_t(z)dz \quad .$$

Den samlede skattepligtige indkomst i år t bliver da

(2) $$ys_t = N_t \cdot E(Y_t),$$

idet N_t er antallet af skatteydere i år t.

Hvis det antages, at alle skatteydere har identiske progressionsgrænser for skattepligtig indkomst, kan andelen af skattepligtig indkomstmasse i det i´te trin på skatteskalaen findes som

$$(3) \qquad bys(i)_t = \left(\int_n^{\emptyset} y f_t(y)dy + \emptyset(1-F_t(\emptyset)) - n(1-F_t(n)) \right)/E(Y_t),$$

hvor n og ø er hhv. nedre og øvre grænse for det i´te skalatrin. Ligning (3) læses sådan, at massen af skattepligtig indkomst i intervallet er lig med den samlede masse af skattepligtig indkomst for personer med indkomst mellem n og ø (integralet) plus et bidrag fra folk med højere indkomst end ø, nemlig $\emptyset(1-F_t(\emptyset))$, minus den del af summen, der ligger under den nedre grænse n, nemlig $n(1-F_t(n))$.

Fordelingen af skattepligtig indkomst foreligger normalt kun på grupperet form, og formlen (3) er specielt hensigtsmæssig, når de grupperede data omfatter såvel antallet af personer ($N_t \int f_t(y)dy$) som indkomstmassen for disse ($N_t \int y f_t(y)dy$) i de publicerede intervaller af personlig indkomst. Til analytiske formål er (3) imidlertid lidt tung at danse med, og desuden foreligger de nødvendige tal for fordelingen af indkomstmassen ikke altid. Derfor skal vi i det følgende udlede en alternativ formel for $bys(i)_t$.

Først bemærker vi, at den almindelige formel for partiel integration giver

$$(4) \qquad \int_n^{\emptyset} y f_t(y)dy = [yF_t(y)]_n^{\emptyset} - \int_n^{\emptyset} F_t(y)dy \quad .$$

Af (3) og (4) fås den enklere formel

$$(5) \quad bys(i)_t = \left(\emptyset - n - \int_n^{\emptyset} F_t(y)dy \right) / E(Y_t) \ .$$

Integralet i (5) er usædvanligt, idet det er <u>fordelings</u>funktionen $F_t(y)$, der integreres. Af (5) fremgår imidlertid umiddelbart, at integralet er et mål for den "<u>uopnåede indkomstmasse</u>" i intervallet: Den potentielle indkomstmasse i intervallet er $(\emptyset-n)N_t$. Den faktiske indkomstmasse i intervallet er $N_t E(Y_t) bys_{it}$; af (5) fås da, at den uopnåede indkomstmasse (defineret som den potentielle minus den faktiske indkomstmasse) er lig med $N_t \int_n^{\emptyset} F_t(y)dy$. Formel (5) er især anvendelig, når de grupperede data kun omfatter antallet af personer i de publicerede intervaller af personlig indkomst.

Mens beregningen af de historiske indkomstandele kan foregå relativt problemfrit ud fra formel (3) eller (5), er det straks vanskeligere at beregne de indkomstandele, der ville have været i forskellige hypotetiske situationer (herunder i fremskrivningsår). Til dette formål antager vi, at vi kender en relevant udgangsfordeling af skattepligtig indkomst, som vi repræsenterer ved en stokastisk variabel Y_o med tæthedsfunktion $f_o(y)$. Vi forudsætter nu, at ved afvigelse fra udgangssituationen vil alle indkomster ændre sig proportionalt, sådan at

(6) $Y_t = \alpha_t Y_o$, [1]

hvor α_t er en eller anden proportionalitetsfaktor.

Forudsætningen (6) kan passende kaldes en antagelse om konstant relativ indkomstfordeling, idet fx Lorenz-kurven for fordelingen af Y_t ? som for Y_o. Af (6) fås, at

? ER DEN SAMME

(7) $F_t(y) = F_o(y/\alpha_t)$ og tilsvarende

(8) $f_t(y) = f_o(y/\alpha_t)/\alpha_t$.

Ved indsættelse af (7) i (5) fås formlen

(9) $bys(i)_t = (\phi/\alpha_t - n/\alpha_t - \int_{n/\alpha_t}^{\phi/\alpha_t} F_o(y)dy) / E(Y_o)$.

Heraf følger umiddelbart, at en proportional stigning i alle indkomster og en proportional sænkning af alle indkomstgrænser har identisk effekt på indkomstandelen $bys(i)_t$. Desuden følger, at så længe forholdet mellem indkomster og indkomstgrænser er stabilt, vil $bys(i)_t$ være konstant.

Modellens afvigelsesparametre $bys(i)1_t$ kan under antagelsen (6) findes af

(10) $bys(i)1_t = bys(i)_t|_{\alpha_t=1.01} - bys(i)_o$.

- - - - - - - - - - - -

1) Det er principielt muligt at anvende mere generelle transformationsfunktioner, så $Y_t = h_t(Y_o)$ og $F_t(y) = F_o(h_t^{-1}(y))$, men dette rejser betydelige praktiske vanskeligheder, jf. min store opgave, kap. 3 og 4.

Vi skal senere bruge, at hvis alle skatteydere i år t antages at have samme (fælles) beregningsfradrag pf, kan vi findes massen af udnyttede beregningsfradrag i år t som

(11) $ysl_t = N_t E(Y_t) \cdot bysl_t$

$= N_t(pf - \int_o^{pf} F_t(y)dy)$ [1] ,jf. formel (5).

Antallet af betalende skatteydere kan findes som

(12) $B_t = N_t(1-F_t(pf))$.

2. Makrofradraget i MISKMASK

Virkeligheden er desværre ikke helt så enkel som den ovenfor udviklede model. Det fortolkningsmæssigt værste problem er, at beregningsfradraget i praksis varierer fra skatteyder til skatteyder. Dette skyldes især de forhøjede personfradrag til enlige - og i visse år også til gifte - pensionister samt overførsler af uudnyttede personfradrag mellem ægtefæller. Problemet er i MISKMASK afhjulpet ved, at der er defineret et gennemsnits-personfradrag. Dette makrofradrag kan findes ex post ved, at ligning (11) vendes om, så den bestemmer pf som funktion af en eksogen værdi af ysl (i historiske perioder er ysl statistikdækket). Herved fås en værdi af pf, der ligger væsentligt over det almindelige personfradrag, jf. tabel 2.1.

Tabel 2.1. Udvalgte beregningsfradrag 1975-1980

år	1975	1976	1977	1978	1979	1980
(1) Alm. personfr.	9000	10800	12600	13300	14500	14800
(2) Forh. pers.fr.	17000	20300	23300	24700	26900	28500
(3) Makrofradrag til MISKMASK	11201	13366	15358	16115	17418	17935
(4) (3)/(1) kpf	1.245	1.238	1.219	1.212	1.201	1.212

Kilde: Jf. JAO 2/11 1980:"Brugervejledning til MISKMASK"

1) Bemærk, at integralet $N_t \cdot \int_o^{pf} F_t(y)dy$ i overensstemmelse med fortolkningen ovenfor er lig med massen af u-udnyttede beregningsfradrag (m.a.o. den uopnåede indkomstmasse under beregningsfradraget pf).

Det har voldt nogen bekymring, at korrektionsfaktoren kpf bevæger sig forholdsvis meget og har en tydelig faldende trend siden skattereformen i 1975. Det må her huskes, at bysl i modsætning til de øvrige indkomstparametre også indgår i bestemmelse af proportionalskatterne, sådan at en ganske lille ændring i kpf kan vise sig at flytte flere hundrede millioner skattekroner. Ydermere er interessen for kpf blevet skærpet af, at der i årene 1980,1981 og 1982 bevidst er ændret i forholdet mellem forhøjet og almindeligt personfradrag, ligesom gifte pensionister i 1980 og 1982 er tildelt et ekstraordinært forhøjet personfradrag. De budgetmæssige konsekvenser af disse indgreb kan kun vurderes i MISKMASK-regi, hvis kpf kan behandles som en instrumentvariabel for den offentlige politik, og en sådan behandling forudsætter, at bevægelserne i kpf kan forklares alene ud fra eksogene forhold og størrelser under myndighedernes direkte kontrol.

I brugervejledningen til MISKMASK (JAO 2/11 1980) er dette problem diskuteret, og makrofradraget pf er begrebsmæssigt defineret som det gennemsnitlige beregningsfradrag pr <u>betalende</u> skatteyder (en betalende skatteyder er defineret ved, at den skattepligtige indkomst overstiger personfradraget for vedkommende). Denne definition gav følgende beregningsformel for pf:

$$(13) \qquad pf^{x} = (\sum_{j=1}^{n} P_j B_j)/B + R/B \quad ,$$

hvor n er antallet af forskellige typer personfradrag, P_j (j=1...n) er værdierne af disse personfradrag og B_j er antallet af betalende skatteydere, der oppebærer personfradrag af type j. Størrelsen R er en restmasse af udnyttede beregningsfradrag; denne vil langt overvejende bestå af massen af overførte fradrag mellem ægtefæller, men den omfatter også en række småting, fx afrunding, nedslag for renteindtægter m.v. . Ved division på begge sider af (13) med det almindelige personfradrag fås en formel for kpf, der således kan siges at bestå af et bidrag fra enlige pensionister m.v. (første led i (13)) og et bidrag fra overførte fradrag mellem ægtefæller (andet led i (13)).

TABEL 2.2 Skattepligtige personer, skatteydere m.v. fordelt på kategorier

	Pensionister				Andre				Alle
	enlige	gifte mænd	gifte kv.	i alt	enlige	gifte mænd	gifte kv.	i alt	
Skpl. pers.									
1975	452.8	206.3	152.6	811.7	1241.0	933.7	994.4	3171.1	3982.8
1976	450.2	204.5	151.3	806.0	1290.4	933.1	991.1	3214.5	4020.5
1977	456.3	208.8	157.1	822.2	1325.6	927.1	983.8	3236.5	4058.6
1978	469.2	212.9	161.4	843.5	1373.4	919.8	975.4	3268.5	4112.0
1979	475.7	214.7	163.6	854.0	1420.9	909.3	963.8	3294.0	4148.0
1980	477.6	218.7	170.9	867.3	1465.0	894.7	949.1	3308.8	4176.1
Skatteydere									
1975	449.5	204.8	152.6	804.6	1176.6	922.7	693.4	2792.7	3597.3
1976	447.4	203.4	148.5	799.3	1216.2	913.5	710.7	2840.3	3639.6
1977	453.5	207.4	154.4	815.2	1257.2	904.2	724.6	2886.1	3701.3
1978	466.5	211.2	158.8	836.5	1308.7	890.1	740.6	2939.4	3775.9
1979	472.0	212.8	160.8	845.5	1344.8	874.8	748.0	2967.6	3813.2
1980	474.7	216.1	168.2	858.5	1414.8	851.7	746.3	3012.8	3871.7
Betalende skatteydere									
1975	382.4	201.6	133.5	717.5	848.9	903.2	594.3	2346.4	3064.0
1976	272.9	198.8	132.0	603.7	851.4	896.9	612.9	2361.2	2964.9

Problemet ved formuleringen (13) har været, at antallet af betalende skatteydere i de relevante kategorier ikke var dækket af tilgængelig statistik. På dette område er vi imidlertid ikke længere på bar bund, idet vi har fået de nødvendige oplysninger kørt ud på et ca. 10 pct. udsnit af skatteyderne. Desuden er en totaltabel med de nødvendige oplysninger for 1975 faldet i hænderne på os ved et tilfælde. Hovedtallene fra disse kilder er vist i tabel 2.2 .

TABEL 2.2 Skattepligtige personer, skatteydere m.v. fordelt på kategorier

	Pensionister				Andre				Alle
	enlige	gifte mænd	gifte kv.	i alt	enlige	gifte mænd	gifte kv.	i alt	
Skpl. pers.									
1975	452.8	206.3	152.6	811.7	1241.0	933.7	994.4	3171.1	3982.8
1976	450.2	204.5	151.3	806.0	1290.4	933.1	991.1	3214.5	4020.5
1977	456.3	208.8	157.1	822.2	1325.6	927.1	983.8	3236.5	4058.6
1978	469.2	212.9	161.4	843.5	1373.4	919.8	975.4	3268.5	4112.0
1979	475.7	214.7	163.6	854.0	1420.9	909.3	963.8	3294.0	4148.0
1980	477.6	218.7	170.9	867.3	1465.0	894.7	949.1	3308.8	4176.1
Skatteydere									
1975	449.5	204.8	152.6	804.6	1176.6	922.7	693.4	2792.7	3597.3
1976	447.4	203.4	148.5	799.3	1216.2	913.5	710.7	2840.3	3639.6
1977	453.5	207.4	154.4	815.2	1257.2	904.2	724.6	2886.1	3701.3
1978	466.5	211.2	158.8	836.5	1308.7	890.1	740.6	2939.4	3775.9
1979	472.0	212.8	160.8	845.5	1344.8	874.8	748.0	2967.6	3813.2
1980	474.7	216.1	168.2	858.5	1414.8	851.7	746.3	3012.8	3871.7
Betalende skatteydere									
1975	382.4	201.6	133.5	717.5	848.9	903.2	594.3	2346.4	3064.0
1976	272.9	198.8	132.0	603.7	851.4	896.9	612.9	2361.2	2964.9
1977	242.6	202.3	137.6	582.5	880.2	886.8	630.6	2397.6	2980.0
1978	294.7	205.6	142.2	642.5	914.0	870.7	675.1	2459.8	3102.2
1979	305.2	207.1	144.4	656.7	965.3	855.8	689.3	2510.4	3167.1
1980	374.7	211.2	152.4	738.3	1015.8	832.2	689.4	2537.4	3275.7

Anm. Skatteydere er defineret som skattepligtige med end skattepligtig indkomst større end nul. Betalende skatteydere er defineret som de skatteydere, hvis skattepligtige indkomst overstiger deres eget personfradrag.

Øverst i tabellen er vist antallet af skattepligtige personer fordelt på undergrupper. De mest bemærkelsesværdige tendenser i tallene er en betydelig merstigning i antallet af pensionister og et markant fald i hyppigheden af ægteskaber. Det er i øvrigt vist nok første gang, der er lavet en serie for antallet af pensionister i skattemæssig forstand. Dernæst er vist antallet af skatteydere fordelt på de samme undergrupper. Det noteres, at antallet af skatteydere er steget væsentlig kraftigere end antallet af skattepligtige, og at merstigningen udelukkende stammer fra gruppen af gifte kvinder, der ikke er pensionister (for de gifte mænd er der derimod tale om et mindre fald i andelen af skatteydere). Nederst er vist antallet af betalende skatteydere på de seks grupper. Disse tal viser betydelige svingninger i takt med de forskellige indgreb i personfradragets størrelse i perioden - især for gruppen enlige pensionister. Det sidste skyldes, at de officielle pensionssatser for enlige pensionister ligger tæt på værdien af det forhøjede personfradrag - snart under, snart over.

Med udgangspunkt i tabel 2.1. samt oplysningerne om overførte fradrag i tabelværkerne (fx St. T. 1981:II : "Indkomster og formuer", tabel 9) kan vi vurdere korrektionsfaktoren kpf for årene 1975-80 efter formel (13). Resultatet fremgår af tabel 2.3 , der ligeledes viser resultaterne af en "tilbageskrivning" af kpf ud

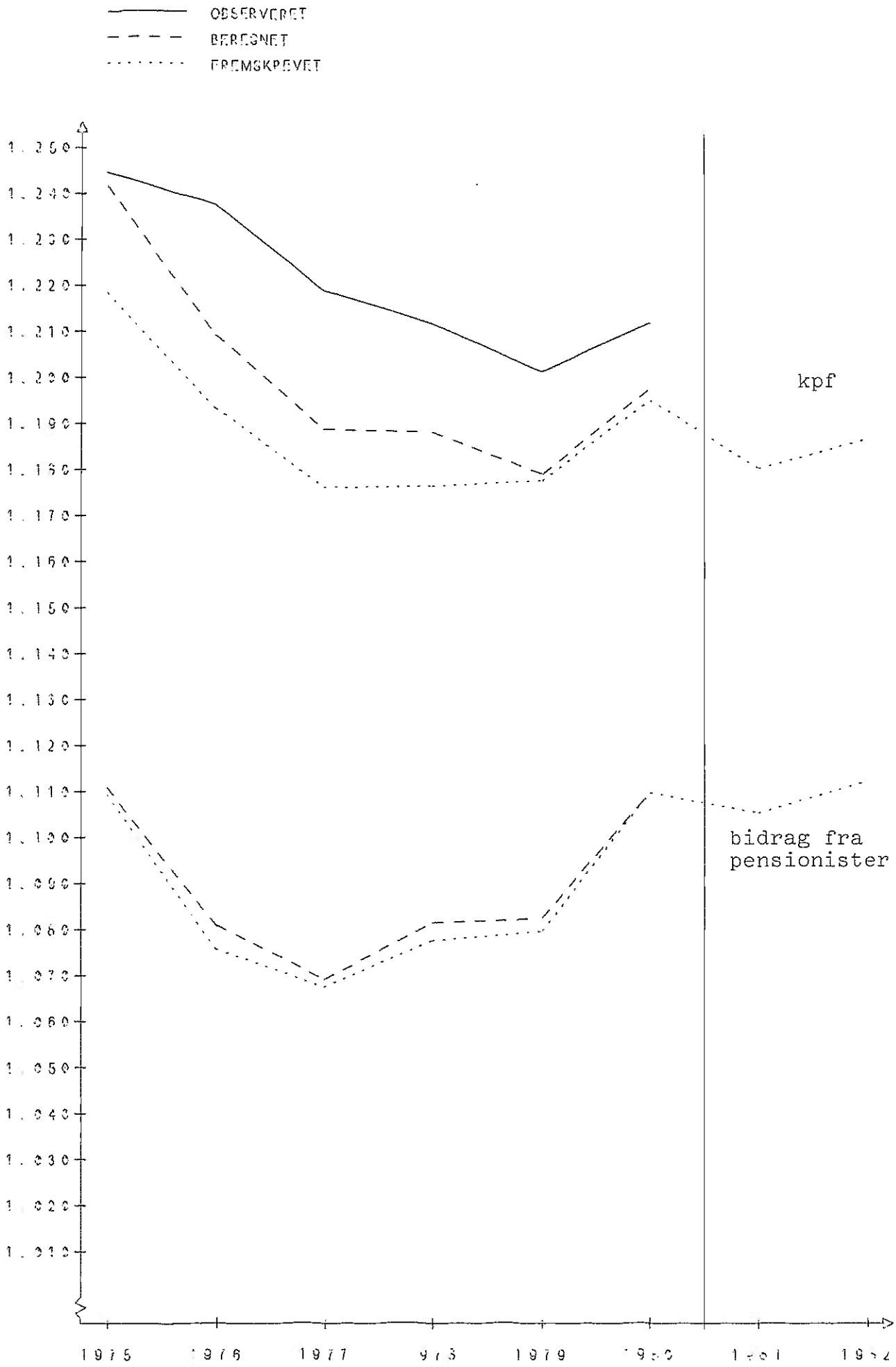
Tabel 2.3. Korrektionsfaktorer til personfradraget (kpf)

år	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982
observeret	1.245	1.238	1.219	1.212	1.201	1.212		
beregnet*	1.242	1.209	1.189	1.188	1.179	1.198		
heraf bidrag fra								
pensionister	.111	.081	.069	.081	.082	.110		
overf. fradrag	.119	.117	.109	.096	.086	.077		
fremskrevet+	1.218	1.193	1.176	1.176	1.178	1.195	1.180	1.187
heraf bidrag fra								
pensionister	.109	.076	.068	.078	.080	.110	.105	.112
overf. fradrag	.097	.106	.098	.088	.088	.074	.064	.064

* jf. formel (13)

\+ Ved fremskrivningen er anvendt formel (13), idet indkomstfordelingen i 1980 bruges til at bestemme antallet af betalende skatteydere i de enkelte år.

Figur 2.1. Korrektionsfaktoren til personfradraget (kpf)



fra indkomstfordelingen i 1980 (her er anvendt en antagelse om konstant relativ indkomstfordeling inden for hovedgrupperne pensionister og andre skattepligtige).

Det ses, at formel (13) ikke rammer kpf imponerende godt. Først og fremmest synes den konsekvent at undervurdere med et par procent. På den anden side fanger den i grove træk bevægelserne i kpf, hvilket måske ses tydeligere på figur 2.1, idet formlen dog synes at overvurdere svingningerne i korrektionsfaktoren. Beregningerne indicerer, at svingningerne i kpf må tilskrives bidraget fra enlige pensionister, mens faldet i de overførte fradrag synes at give anledning til en temmelig jævn faldende trend i kpf på et halvt til et helt procentpoint om året.

Svingningerne i bidraget fra enlige pensionister må forklares ved den meget høje elasticitet, antallet af betalende pensionistskatteydere har med hensyn til ændringer i indkomst og personfradrag: Næsten alle enlige pensionister har en skattepligtig indkomst af omtrent samme størrelse som det forhøjede personfradrag. Selv ved meget små ændringer i forholdet mellem fradrag og pensionssatser kan en stor klump af pensionister derfor skifte status fra betalende til ikke-betalende og omvendt.

Det stadige fald i de overførte fradrag må dels tilskrives den faldende ægteskabsfrekvens, dels et meget markant fald i hyppigheden af gifte kvinder med nul-indkomst.

Fremskrivningen ud fra formel (13) lider selvsagt af de samme skavanker som den historiske beregning. Desuden ses, at mens fremskrivningen i det store og hele rammer bidraget fra pensionisterne, er den temmelig dårlig til at fange faldet i de overførte fradrag. Dette skyldes dels vanskeligheder med at ramme antallet af skatteydere fordelt på de relevante kategorier, dels den ret primitive modellering af de overførte fradrag: Det antages simpelthen, at samtlige gifte kvinder overfører deres u-udnyttede fradrag til ægtefællen, mens der omvendt ingen overførsler finder sted fra hovedpersoner til gifte kvinder[1].

1) Ingen af disse to antagelser holder, men man kunne håbe, at de ville udligne hinandens fejl. Det gør de imidlertid ikke, især fordi antallet af hjemmegående husfædre er støt stigende igennem perioden. Det er vanskeligt at se andre muligheder for at modellere de overførte fradrag.

Det alvorligste forhold er og bliver dog, at formel (13) selv i historiske perioder rammer ganske langt ved siden af: Den må altså være fejlagtig eller mangelfuld. Vi skal derfor i næste afsnit prøve at gennemgå logikken bag beregningen af makrofradraget i MISKMASK.

3. Den rigtige formel for makrofradraget pf

For at afdække svaghederne i formel (13) må vi opgive den hidtil anvendte forudsætning om ens skattefunktion for alle skatteydere. I stedet skal vi eksplicit udskille n grupper af skatteydere med hver sit personfradrag og hver sin indkomstfordeling. Inden for hver gruppe antages alle skatteydere at have samme personfradrag p_j.

Massen af udnyttede personfradrag i den j´te gruppe er da

(14) $\quad ysl_j = N_j(p_j-(G_j(p_j)-G_j(0))) + R_j$, jf. (11),

idet p_j er personfradraget i gruppen, G_j er en stamfunktion til fordelingsfunktionen F_j og R_j er en restmasse af udnyttede beregningsfradrag, fx. overførte fradrag, afrunding m.m. .
Den samlede masse af udnyttede beregningsfradrag er da

(15) $$ysl = \sum_j ysl_j = \sum_j N_j\cdot(p_j-G_j(p_j)+G_j(0)) + R,$$

idet $R = \sum_j R_j$.

I MISKMASK antages det(fejlagtigt), at der eksisterer en fælles makrofordelingsfunktion, der kan opfattes som en sammenvejning af de oprindelige n fordelingsfunktioner:

(16) $$F^*(y) = (\sum_j N_j F_j(y))/N$$

(tætheds- og stamfunktionerne $f^*(y)$ og $G^*(y)$ er defineret tilsvarende).

Når makrofradraget pf beregnes i MISKMASK, sætter vi den udefra givne masse af udnyttede beregningsfradrag lig med den modelberegnede:

(17) $$ysl = N(pf - (G^*(pf)-G^*(0))),$$

hvorefter ligningen inverteres, så den bestemmer makrofradraget pf. Vi sætter nu højresiden af (17) lig med højresiden af (15)

for at udlede en formel for pf. Dette giver den fundamentale ligning

$$(18) \qquad \sum_j N_j(p_j - G_j(p_j) + G_j(pf)) \; - Npf + R \; = \; 0.$$

Vi skal altså finde nulpunktet for funktionen h(pf), givet ved højresiden af (18)[1]. Dette nulpunkt kan ikke udledes analytisk - i hvert fald ikke ud fra undertegnedes formåen - men det er en smal sag at finde det ved numeriske metoder.

Ligning (18) kan være vanskelig at fortolke i forhold til de mere velkendte begreber, og derfor elimineres stamfunktionerne G_j ved hjælp af (4). Efter mængder af omflytninger fås

$$(19) \qquad pf \; = \; \frac{\sum_j p_j N_j (1-F_j(p_j)) \; + R \; - \sum_j N_j \int_{p_j}^{pf} y f_j(y)dy}{N \; - \sum_j N_j F_j(pf)}$$

$$= \; \frac{\sum_j p_j B_j}{B^*} \; + \; \frac{R}{B^*} \; - \; \frac{U}{B^*} \qquad ,$$

hvor $B_j = \sum_j N_j(1-F_j(p_j))$ er antallet af betalende skatteydere i gruppe j,

$B^* = N(1-F^*(pf))$ kan opfattes som det antal betalende skatteydere, der <u>ville have været</u>, hvis samtlige skatteydere havde samme personfradrag pf, og

U er et restled (integralsummen ovenfor).

Det ses, at formel (19) ligner den gamle formel (13) meget. De to formler er imidlertid kun identiske, såfremt

$$(20) \qquad U \; = \; \sum_j N_j \cdot \int_{p_j}^{pf} y f_j(y)dy \; = \; 0 \qquad \underline{\text{og}}$$

$$(21) \qquad B^* = B \qquad \Leftrightarrow \qquad \sum_j N_j \int_{p_j}^{pf} f_j(y)dy \; = \; 0 \quad ^{2)}.$$

- - - - - - - - - - - - - - - -

1) Da h(pf) er strengt faldende for $pf \in [0, ys_{max}[$, $h(0) > 0$ og $h(ys_{max}) < 0$, findes der netop et nulpunkt.

2) Man kunne dog forestille sig, at U-leddet kompenserede for forskellen mellem B og B^* , sådan at de to fejlkilder ophævede hinanden, men jeg har ikke kunnet finde nogen særlig grund til at formode dette.

Det er ikke lykkedes at finde nogen særlig grund til, at (20) eller (21) skulle være opfyldt - heller ikke selv om $f_1 = f_j = f_n$. Dette er jo også, hvad de empiriske resultater fra forrige afsnit indicerer. Der er dog grund til at tro, at misvisningen vil være begrænset, idet integralsummen i både (20) og (21) formentlig vil bestå af lige mange positive og negative led.

4. Hvad har dette med ADAM at gøre?

Den undrende læser er nu modstræbende blevet trukket igennem bizarre problemer som fx. vurdering af ægteskabsfrekvenser, hyppighed af hjemmegående husmødre, Danmarks overgang til pensionistsamfund, dobbeltintegration af tæthedsfunktioner og meget andet godt. Det vil være ganske nærliggende at spørge, hvad alt dette egentlig har med ADAM at gøre. Svaret er desværre: Ikke ret meget.

I sammenligning med de øvrige modelfejl og -mangler er de her behandlede forhold som peanuts at regne. Forhåbningen var, at de særlige forhold, der bestemmer størrelsen af makrofradraget i MISKMASK, kunne modelleres på en enkel måde ud fra nogle få supplerende oplysninger. Vi så imidlertid i afsnit 2, at dette ikke holdt stik: For det første er der betydelige svingninger i andelen af betalende skatteydere i de relevante kategorier - et forhold, der nødvendiggør en omfattende modellering. For det andet rammer den enkle formel selv efter en sådan modellering ikke særlig godt. I afsnit 3 vistes, at formlen kan korrigeres, men dette kræver en betydelig modellering og en opsplitning af indkomstfordelingen på pensionister og andre skatteydere fordelt efter civilstand. Herved mangedobles arbejdet med indsamling af data, fremskrivning af eksogene variable m.m., sådan at der næppe er noget rimeligt forhold mellem arbejdets omfang og gevinsten i præcision af forudsigelserne til ADAM-formål. Derimod må en sådan model have en vis interesse i de regeringsorganer, der beskæftiger sig med budgetmæssige konsekvenser af små og store ændringer i skattereglerne.

Forhåbningerne om at forbedre fremskrivninger af indkomstparametrene væsentligt inden for ADAMś og MISKMASK´s rammer kan altså

næppe holde stik. Hvis indkomstfordelingen alligevel skal splittes op på 6 grupper af skatteydere, kan man lige så godt helt opgive MISKMASK´s forudsætning om en fælles indkomstfordeling og i stedet konstruere en model med flere populationer. Dette understreges af, at forskellige stigningstakter mellem pensionssatser og andre indkomster formentlig er et af de væsentligste brud på MISKMASK´s antagelse om konstant relativ indkomstfordeling i fremskrivningsperioder. En sådan disaggregeret model kunne udmærket indgå som formodel til ADAM, men dens naturlige hjemsted ville på grund af dens størrelse og afhængighed af fx. demografiske forhold næppe kunne være modelgruppen med dens nuværende ressourcepotentiale.

Hvis en sådan stor formodel en gang bliver stablet på benene, ville det nok være værd at undersøge mulighederne for at endogenisere fordelingen af skattepligtig indkomst ud fra den bi- eller multivariate fordeling af bruttoindkomster og ligningsmæssige fradrag. Indkomststatistiksystemets stikprøveregister giver meget store datamæssige muligheder, og en skitse til metoden kan findes fx i min store opgave, kapitel 4.

Tabel 3.1. Produktionsværdier 1975, forudsigelses- og aggregeringsf DATE: 10 .

	g(1975)	p_g	p_g^*	α_g	α_{gg}	α_{ge}	α_{gf}
XA	23292	-1441	-1213	-228	-271	-107	101
XE	84	78	78	-	-	-	
XNG	4711	-1227	-1241	13	-15	22	6
XNE	5781	426	430	-4	-9	4	
XNF	35752	-56	-30	-25	60	-62	-23
XNN	3633	11	2	8	8	-1	1
XNB	8134	-378	-341	-36	-22	-17	3
XNM	30854	-1211	-1138	-72	-40	-34	1
XNK	10054	155	163	-8	-60	52	-
XNO	20027	-2154	-2167	13	-197	144	76
XB	35581	-1246	-1230	-18	-46	-18	47
XQH	37394	-376	-935	58	-11	62	8
XQS	6969	-656	-655	-	1	-1	
XQT	19473	-1403	-1361	-42	-	-51	9
XQF	7837	1183	1177	6	-25	13	18
XQQ	33295	1098	1078	20	-71	42	49
XH	20022	135	135		-		
XO	56030	446	444	1	-5	3	4
SUM	359477	-7099	-6804	-294	-647	49	302
RMSE	-	205.7	201.3	12.7	15.7	11.0	7.3

Betegnelser:

Xa	Landbrug m.v.	Xnq	Anden fremstillingsvirksomhed
Xe	Brunkul, råolie og naturgas	Xb	Byggesektor
Xng	Olieraffinaderier	Xqh	Handel
Xne	El- gas- og fjernvarmeværker	Xqs	Søtransport
Xnf	Næringsmiddelindustri	Xqt	Anden transport m.v.
Xnn	Nydelsesmiddelindustri	Xqf	Finansiel virksomhed
Xnb	Leverandører til byggeri	Xqq	Andre tjenesteydende erhverv
Xnm	Jern og metal	Xh	Boligbenyttelse
Xnk	Kemisk industri m.v.	Xo	Offentlig sektor.

Anm. Erhvervet Xqi, "Imputerede finansielle tjenester", er udeladt her. De grupperede anvendelser er ADAM-efterspørgselskomponenterne.

JAO 12.01.82

Danmarks Statistik
6. kontor

18/8-81
JAO/jao

Baggrundsmateriale omkring sektorinddelingen i ADAM

I den medfølgende tabelsamling, udskrevet på EDB, er der opført 17.651 basistal, der kan bidrage til at belyse betydningen af at aggregere nationalregnskabets 117 erhverv til et mere ADAM-relevant antal. Udgangspunktet for beregningerne har været 21-sektor grupperingen fra mit papir af 5. juni -81, idet den dog er korrigeret på tre punkter:

1) Nordsø-sektoren (7), der var fejlagtigt placeret i nb-sektoren, er flyttet til ebergisektoren
2) Skovbrug og træindustri, der var lagt i nv-sektoren, er nu skilt ud som en særlig sektor, nst
3) Sektoren "finansielle tjenester"(106), der var lagt i qs, men som gav meget store fremskrivningsfejl i de indledende beregninger, er skilt ud under betegnelsen qfi.

Der er således 23 erhverv i de omdelte tabeller, og de er tænkt som byggesten, der kan bygges sammen til ADAM-erhverv ved forskellige sammenlægninger og justeringer. Tabelsamlingen tager sigte på at belyse det informationstab, der opstår ved aggregering fra 117 erhverv til de her nævnte 23 erhverv, samt ved aggregering af de 85 grundlæggende anvendelseskomponenter i nationalregnskabet til ADAM´s 23 anvendelseskomponenter.

Der er fire hovedtabeller (en detaljeret forklaring følger senere)

Tabel 1., der viser den erhvervsfordelte endelige anvendelse 1975 samt forudsigelsesfejlen på disse 117 efterspørgsler ud fra forskellige 1970-matricer for efterspørgselskoefficienter ,

Tabel 2.b,der viser produktionsværdier for de 23 erhverv 1975 samt forudsigelsesfejl på disse ud fra hhv. den detaljerede og den aggregerede model,

Tabel 3.b,der viser Theil´s aggregeringsfejl på de 23 erhvervs produktionsværdier 1975 ud fra 1970-matricer,

Tabel 4., der er en korrelationsmatrix for produktionsværdierne i de 117 erhverv, udledt under bestemte forudsætninger.

Desuden er der to bilagstabeller, 2.a og 3.a, der viser det samme som tabel 2.b og 3.b, men fordelt på bidrag fra de 117 enkelterhverv.

Anm. Dette papir er et referat af resultater fra kap. 7 i min store opgave

Tabellernes fortolkning

Den simpleste form for IO-forudsigelse er forudsigelsen af erhvervenes produktionsværdier $\underline{g}_t$ ud fra den erhvervsfordelte endelige anvendelse $\underline{e}_t$:

(1) $$\hat{\underline{g}}_t = (I-A_o)^{-1}\underline{e}_t ,$$

hvor A_o er en kvadratisk matrix af råvarekoefficienter for udgangsåret.

I praksis vil man imidlertid ikke have kendskab til den erhvervsfordelte anvendelse i fremskrivningsåret $\underline{e}_t$, men derimod til en komponentfordelt endelig anvendelse $\underline{f}_t$ med mindre dimension end $\underline{e}_t$; vektoren $\underline{f}$ vil typisk bestå af kategorier af forbrug, investering og eksport. Man må derfor i praksis først forudsige den erhvervsfordelte $\underline{e}_t$-vektor ud fra $\underline{f}_t$-vektoren og nogle omregningskoefficiente i udgangsåret:

(2) $$\hat{\underline{e}}_t = E_o\underline{f}_t ,$$

hvor E_o er en matrix af efterspørgselskoefficienter i basisåret. Derefter vil man anvende den beregnede værdi af $\underline{e}_t$ i en forudsigelse af $\underline{g}_t$:

(3) $$\hat{\hat{\underline{g}}}_t = (I-A_o)^{-1}\hat{\underline{e}}_t = (I-A_o)^{-1}E_o\underline{f}_t .$$

Den nye forudsigelse vil normalt give større forudsigelsesfejl end (1). Bemærk, at

(4) $$\hat{\hat{\underline{g}}} = (I-A_o)^{-1}(\hat{\underline{e}}_t-\underline{e}_t + \underline{e}_t) \equiv (I-A_o)^{-1}\underline{p}_{et} + \hat{\underline{g}}_t .$$

Vi kan altså opdele den samlede forudsigelsesfejl $\underline{p}_g = \underline{g}-\hat{\hat{\underline{g}}}$ i to dele: $\underline{p}_{gg} = \underline{g}-\hat{\underline{g}}$, som er forudsigelsesfejlen på produktionsværdien ved indsættelse af historiske værdier af $\underline{e}_t$, og $\underline{p}_{ge} = (I-A_o)^{-1}\underline{p}_e$ som er det ekstra bidrag til forudsigelsesfejlen, der stammer fra fejlagtig forudsigelse af $\underline{e}_t$-vektoren ud fra E_o-matricen. Man kan også sige, at $\underline{p}_{gg}$ er den del af den samlede forudsigelsesfejl, der skyldes ændringer i A-matricen, mens $\underline{p}_{ge}$ er den del af $\underline{p}_g$, der skyldes ændringer i E-matricen.

Denne dekomponering af forudsigelsesfejlen og en videreudbygning af den er grundlaget for de omdelte tabeller. De basistabeller, der er vores arbejdsgrundlag, foreligger på et niveau af 117 erhverv og 85 komponenter af endelig anvendelse. Den detaljerede $\underline{f}$-vektor (85x1) består af 66 forbrugsgrupper, offentligt forbrug, fire grupper af

faste investeringer, to grupper af lagerinvesteringer og 12 grupper af eksport (de 10 SITC-kapitler, fly og tjenester).

Til ADAM-brug er det nødvendigt at aggregere såvel de endelige anvendelser fra $\underline{f}$ til $\underline{f}^{*}$ som erhvervenes produktion fra $\underline{g}$ til $\underline{g}^{*}$. Begge aggregeringer vil give anledning til informationstab. Princippet i de følgende opdelinger er, at vi forsøger at holde de to kilder til informationstab ude fra hinanden ved hjælp af dekomponeringer a la (4).

Tabel 1

Tabel 1 er viet den erhvervsfordelte endelige anvendelse $\underline{e}$ og de fejl, der begås ved forudsigelse af $\underline{e}$ ud fra komponentfordelte anvendelser og efterspørgselskoefficienterne fra basisåret; råvarekredsløbet påvirker altså overhovedet ikke tallene i tabel 1.

Forudsigelsesfejlene er beregnet for 1975 ud fra koefficienterne i 1970 på to aggregeringsniveauer: Det detaljerede niveau af $\underline{f}$ på 85 komponenter og ADAM´s niveau $\underline{f}^{*}$ på 23 komponenter:

(5) $\hat{\underline{e}}_{75} = E_{70}\underline{f}_{75}$ (detaljeret niveau)

(6) $\hat{\hat{\underline{e}}}_{75} = E^{*}_{70}\underline{f}^{*}_{75}$ (ADAM-niveau).

Indholdet af tabellen er

1. søjle : $\underline{e}_{75}$ (117x1) - historiske værdier af erhvervsfordelt endelig anvendelse 1975,
2. søjle : $\underline{p}_{e75} = \underline{e}_{75} - \hat{\underline{e}}_{75}$, dvs forudsigelsesfejlen på $\underline{e}_{75}$ ved brug af den detaljerede f-vektor.
3. søjle : $\underline{p}_{f75} = \hat{\underline{e}}_{75} - \hat{\hat{\underline{e}}}_{75}$, dvs den <u>ekstra</u> forudsigelsesfejl, der begås ved at bruge ADAM-komponenter i stedet for de detaljerede komponenter,
4. søjle : $\underline{e}_{75} + \underline{p}_{e75} + \underline{p}_{f75} = \hat{\hat{\underline{e}}}_{75}$, dvs den forudsagte værdi af $\underline{e}_{75}$ ved brug af ADAM-komponenter.

Størrelserne $\underline{e}_{75}$, $\underline{p}_{e75}$ og $\underline{p}_{f75}$ er helt fundamentale opdelinger i alle øvrige tabeller. Husk derfor deres fortolkning.

Bemærk, at i mange tilfælde ophæver $\underline{p}_e$ og $\underline{p}_f$ hinanden; dette må tolkes derhen, at den detaljerede matrix er ustabil, men at svingningerne delvist ophæver hinanden i den aggregerede E^{*}-matrix.

Tabel 2.b.

Tabel 2.b. tager sigte på at belyse fejlene ved forudsigelse af 1975-produktionsværdierne $\underline{g}_{75}$ ud fra to grundmodeller. Den ene grundmodel er

(7) $$\hat{\underline{g}}_{75} = (I-A_{70})^{-1}E^{*}_{70}\underline{f}^{*}_{75} \quad ,$$

dvs forudsigelse af de 117 erhvervs produktionsværdi ud fra ADAM-komponenterne i 1975 og koefficientmatricerne A og E fra 1970. Den anden grundmodel er

(8) $$\hat{\underline{g}}^{*}_{75} = (I-A^{*}_{70})^{-1}E^{**}_{70}\underline{f}^{*}_{75} \quad ,$$

dvs en forudsigelse af de 23 erhvervs produktionsværdier i 1975 ud fra ADAM-komponenter i 1975 og de <u>aggregerede</u> koefficientmatricer fra 1970.

Af hensyn til sammenligneligheden er beregningerne på 117-sektor niveau selvfølgelig aggregeret til de 23 erhverv <u>efter</u> forudsigelsen.

Bemærk, at den forudsagte værdi af $\underline{g}$ kan skrives

(9) $$\begin{aligned} \hat{\underline{g}} &= (I-A_o)^{-1}(\ \hat{\underline{e}}-\underline{\hat{e}} + \underline{\hat{e}}-\underline{e} + \underline{e}\ ) \\ &= (I-A_o)^{-1}(\ \underline{p}_f + \underline{p}_e + \underline{e}\ ) \qquad \text{(jf. tabel 1)} \\ &\equiv \underline{p}_{gf} + \underline{p}_{ge} + \hat{\underline{g}} \qquad . \ (\hat{\underline{g}} \equiv \underline{p}_{gg} + \underline{g}\ ) \end{aligned}$$

Den samlede forudsigelsesfejl $\underline{p}_g = \underline{g}-\hat{\underline{g}}$ kan altså opdeles i tre komponenter; $\underline{p}_{gg}$ angiver forudsigelsesfejlen på $\underline{g}$ ved indsættelse af historiske værdier af $\underline{e}$; $\underline{p}_{ge}$ er den <u>ekstra</u> forudsigelsesfejl, der skyldes fejlskud på $\underline{e}$-vektoren ud fra den detaljerede $\underline{f}$-vektor; $\underline{p}_{gf}$ er den <u>ekstra</u> forudsigelsesfejl, der skyldes aggregeringen af anvendelseskomponenter til ADAM-niveau. Alternativt kan man sige, at de tre komponenter skyldes hhv. bevægelse i A-matricen, E-matricen og E^{*}-matricen (ud over bevægelsen i E).

En helt tilsvarende opdeling af forudsigelsesfejlen kan selvfølgelig foretages for forudsigelsen med den aggregerede model.

Tabel 2.b. indeholder følgende:

1. søjle : $\underline{g}_{75}$ (23x1) - historiske værdier af produktionsværdierne 1975.
2. søjle : $\underline{p}_g$ - den samlede forudsigelsesfejl på $\underline{g}_{75}$, når der forudsiges med den <u>detaljerede</u> model ud fra ADAM-komponente
3. søjle : $\underline{p}_{gg}$ - det bidrag til $\underline{p}_g$, der udelukkende skyldes ændringer i råvarematricen A.
4. søjle : $\underline{p}_{ge}$ - det bidrag til $\underline{p}_g$, der skyldes fejl på forudsigelsen af $\underline{e}_{75}$ ud fra den detaljerede $\underline{f}$-vektor (dvs bevægelser i E-matricen).

5. søjle : $\underline{p}_{gf}$, det bidrag til $\underline{p}_g$, der skyldes aggregeringen af anvendelser fra detaljeret niveau til ADAM-niveau, dvs aggregeringen af $\underline{f}$ til $\underline{f}^*$.

Bemærk, at $\underline{p}_g = \underline{p}_{gg} + \underline{p}_{ge} + \underline{p}_{gf}$.

6. til 10. søjle indeholder $\underline{p}_{ag}$, $\underline{p}_{agg}$, $\underline{p}_{age}$ og $\underline{p}_{agf}$, der i indhold svarer til søjle 2-5, men stammer fra forudsigelser med den aggregerede model.

Tabel 2.a. indeholder de samme størrelser, med spredt ud på bidrag fra de 117 detaljerede erhverv.

Tabel 3.b.

I tabel 3.b. forsøger vi at give et grundlag for at vurdere, hvor meget aggregeringen betyder isoleret set. Et simpelt mål for dette er Theils aggregeringsfejl,

(10) $$\underline{b} = G\hat{\hat{\underline{g}}} - \hat{\hat{\underline{g}}}^*$$,

hvor $G\hat{\hat{\underline{g}}}$ er forudsigelsen med den detaljerede model, grupperet til de 23 aggregerde erhverv og $\hat{\hat{\underline{g}}}^*$ er forudsigelsen med den aggregerede model. Bemærk, at aggregeringsfejlen overhovedet ikke refererer til faktiske 1975-produktionsværdier; den er kun et mål for den indre konsistens af aggregeringen, givet at den detaljerede model er "sand" Aggregeringsfejlen $\underline{b}$ kan selvfølgelig dekomponeres i $\underline{b}_g$, $\underline{b}_e$ og $\underline{b}_f$ ligesom forudsigelsesfejlene.

Tabel 3.b. indeholder

1. søjle : $\underline{g}_{75}$ - de historiske produktionsværdier 1975
2. søjle : $\underline{p}_g$ - forudsigelsesfejlen med den detaljerede model
3. søjle : $\underline{p}_{ag}$ - forudsigelsesfejlen med den aggregerede model
4. søjle : $\underline{b}$ - den samlede aggregeringsfejl (= $\underline{p}_g - \underline{p}_{ag}$)
5. søjle : $\underline{b}_g$ - bidrag til $\underline{b}$ fra A-matricen
6. søjle : $\underline{b}_e$ - bidrag til $\underline{b}$ fra den detaljerede E-matrix
7. søjle : $\underline{b}_f$ - bidrag til $\underline{b}$ fra aggregeringen fra E til E^*.

Tabel 3.a indeholder samme størrelser som tabel 3.b, men fordelt på bidrag fra de 117 enkelterhverv.

Tabel 4, korrelationsmatricen.

Korrelationsmatricen er blevet til ud fra lidt andre overvejelser. Den beregnes for et givet år - i dette tilfælde 1970. Ideen er, at vi jo kan aggregere de erhverv, hvis produktionsværdier varierer helt prportionalt. Vi leder altså efter nogle lineære bånd på erhvervenes

produktionsværdier $\underline{g}$.

Men et oplagt bånd på produktionsværdierne er jo modellen selv:

(11) $$\underline{g} = (I-A_o)^{-1}E^{*}\underline{f}^{*} .$$

Da der er 117 erhverv og 23 ADAM-anvendelser, vil der være mind: 117-23 = 94 lineære bånd på værdierne i $\underline{g}$vektoren - <u>hvis modellen altså holder</u>.

Hvordan kan vi nu beregne disse bånds betydning? Antag f eksempel, at ADAM-anvendelserne varierer stokastisk, <u>uafhængigt</u>, <u>stationært</u> og med <u>samme variabilitet</u> (målt som spredningen, divideret med middel værdien). Dette kan kaldes et maksimum af firhedsgrader under bibetin gelsen om stationaritet og ensartet variabilitet. Antagelsen kan formaliseres

(12) $$E(\underline{f}_t^{*}) = \underline{f}_o^{*}$$

og

(13) $$E(\ (\underline{f}_t^{*}-\underline{f}_o^{*})(\underline{f}_t^{*}-\underline{f}_o^{*})')= k\ \hat{\underline{f}}_o^{*}$$, "$\wedge$" angiver en diagonalisering. Tallet k er en ukendt konstant.

Da kan vi beregne varians-kovariansmatricen for gérne som

(14) $$E(\underline{g}_t\underline{g}') = k\cdot(I-A_o)^{-1}E^{*}\ \hat{f}_o^{*}\ E^{*'}(I-A_o')^{-1} .$$

Ved at dividere med de relevante spredninger fås <u>korrelationsmatricen</u> for g´erne (den ukendte konstant k kan forkortes ud, fordi den er ens for alle elementer i $\underline{f}^{*}$). Denne korrelationsmatrix kan give et godt fingerpeg om, hvilke erhvervs produktion, der varierer proportionalt, <u>givet modellen (11)</u>. Metoden er mere kritisabel end forudsigelserne i tabel 2 og 3, men den kan tilgengæld anvendes i <u>opstillingsfasen</u> for aggregeringsnøglen for erhvervene, hvorefter den fundne nøgle kan afprøves med forudsigelser som i tabel 2. Man kan sige, at korrelationsmatricen kan erstatte nogle af de mere subjektive vurderinger under kausalanalysen, jf. jao 5/6 -81. Denne fase er jo gået forud for opstillingen af de 23 erhverv.

Et væsentligt kritikpunkt mod den fremlagte tabel er, at den er beregnet ud fra modellen med <u>endogen</u> import , hvilket betyder, at importkvoterne er antaget faste. En beregning med modellen med eksogen konkurrerende import, hvor importen opfattes som en negativ anvendelseskomponent, ville inddrage importen under den postulerede stokastik, hvorved forskelle i importkvoterne ville kunne slå ud i korrelationerne.

FORBRUGSPOSTER i NR

Tabel

1	001 Mel, gryn, brød, kager
2	002 Kød
3	003 Fisk
4	004 Æg
5	005 Mælk, fløde, yoghurt mv.
6	006 Ost
7	007 Smør
8	008 Margarine og svinefedt
9	009 Frugt og grøntsager
10	010 Kartofler mv.
11	011 Sukker
12	012 Kaffe, the og kakao
13	013 Flødeis
14	014 Chokolade og sukkervarer
15	015 Andre fødevarer
16	120 Mineralvand og sodavand
17	131 Øl
18	132 Vin og spiritus
19	140 Tobaksvarer
20	210 Beklædningsgenstande
21	220 Fodtøj
22	311 Boligbenyttelse
23	312 Vand
24	321 Elektricitet
25	322 Gas
26	323 Flydende brændsel
27	324 Andre udgifter til opvarmning
28	410 Møbler, gulvtæpper mv.
29	420 Gardiner, sengelinned mv.
30	431 Husholdningsmaskiner
31	432 Reparation af husholdningsmaskiner
32	440 Service, køkkenudstyr
33	451 Rengøringsmidler mv.
34	452 Vask, rensning mv.
35	460 Husgeråd
36	510 Medicin, vitaminer mv.
37	520 Briller, høreapparater mv.
38	530 Læge, tandlæge mv.
39	540 Plejehjem og sanatorier
40	550 Syge- og ulykkesforsikring

Tabel

41	610 Anskaffelse af køretøjer
42	621 Vedligeholdelse af køretøjer
43	622 Benzin og olie til køretøjer
44	623 Autoforsikring mv.
45	630 Køb af transportydelser
46	640 Porto og telefon
47	711 Radio- og fjernsynsapparater mv.
48	712 Musikinstrumenter, fotoudstyr, både
49	713 Sports- og campingudstyr
50	714 Reparation af radio og fjernsyn mv.
51	720 Forlystelser, fjernsynslicens mv.
52	730 Bøger, aviser og blade
53	740 Undervisning
54	750 Daginstitutioner +
55	811 Frisører mv.
56	812 Toiletartikler, barbermaskiner
57	821 Smykker og ure
58	822 Kufferter, tasker o.l.
59	823 Papir og skrivemudstyr
60	831 Udgifter på restauranter
61	832 Udgifter til hoteller mv.
62	850 Livsforsikringer, bankgebyrer mv.
63	860 Advokater, tjenester i øvrigt
	Husholdningernes konsum på dansk område
64	- Turistindtægter mv.
65	+ Turistudgifter mv.
	Husholdningernes konsum i alt
66	+ Foreninger, organisationer mv.
	Privat konsum i alt
	GRUPPERING PÅ 10 GRUPPER
1	1000 Fødevarer
3	100 Drikkevarer og tobak
3	200 Beklædning og fodtøj
4	300 Boligbenyttelse, brændsel mv.
5	400 Boliguudstyr, husholdningstjenester mv.
6	500 Medicin og lægeudgifter mv.
7	600 Transport og kommunikation
8	700 Fritidsudstyr og underholdning
9	800 Andre varer og tjenester
	Husholdningernes konsum på dansk område

DE 85 ANVENDELSESKOMPONENTER

1-66	:	NR'S KONSUMGRUPPER, JF. FORAN
67	:	Cy, OFFENTLIGT VAREKØB
68	:	INVENTAR- OG MASKININVESTERINGER
69	:	
70	:	
71	:	BOLIGINVESTERINGER
72	:	INVESTERINGER I STAMBESIDDINGER
73	:	LAGERINVESTERINGER
74	:	EKSPORT, SITC 0
75	:	— SITC 1
76	:	— SITC 2
77	:	— SITC 3
78	:	— SITC 4
79	:	— SITC 5
80	:	— SITC 6
81	:	— SITC 7
82	:	— SITC 8
83	:	— SITC 9
84	:	— TJENESTER
85	:	— FLY M.V.

Danmarks Statistik
6. kontor

14/4 -82
JAO/jao

Lagerinvesteringerne i den næste ADAM-version

Bestemmelsen af lagerinvesteringerne fordelt efter leverende sektor (indenlandsk eller import) har altid været et blødt punkt i IO-orienterede modelkonstruktioner. I mangel af bedre antager man som regel, at koefficientsøjlen for lagerinvesteringerne er konstant over tiden, men en sådan antagelse er vanskelig at begrunde teoretisk og empirisk. Nærværende papir er en forstudie i mulighederne for at modellere lagrene ud fra en IO-agtig tankegang.

Udgangspunktet er, at hvis lagersøjlens koefficienter havde været konstante i perioden 1966-75, ville de enkelte erhvervs og importkomponenters lagerinvesteringer have en indbyrdes korrelationskoefficient på en i den betragtede periode. Korrelationsmatricen for disse lagerinvesteringskomponenter er vist i tabel 2. Selv om man på forhånd kunne have bange anelser, er resultatet alligevel imponerende usystematisk- der er langt imellem korrelationskoefficienter på blot 0.5 . Når chocket har lagt sig, kan man dog alligevel ane lidt stof til overvejelser.

Komponenterne for sektor e, ne og Sm (told) er for små til kommentarer. Af de øvrige har landbrugets en vis korrelation til fM0, men ellers ingen. Lagrene for ng og nf er stokastiske, mens de for nn trods alt har en vis sammenhæng med fM1. Byggeleverandørerne nb er højt korrelerede med nq, og begge sektorer har signifikante korrelationer til fM6 og fM8. Maskinindustrien nm er korreleret med fM5 og fM7, men fører ellers sit eget liv. Handelssektorens lagre er på uforklarlig vis korreleret med fM8's. På importsiden ses, at fM1 og fM7 fører deres egen tilværelse, samt at der generelt er negative, men lave korrelationer mellem råvarer på den ene side og færdigvarer på den anden side. De eneste komponenter, der kan siges at have en vis korrelation med de samlede lagre, er bidragene fra nb, nm, nq, fM5, fM6 og fM7 - samt fM2, der dog er negativt korreleret med totalen.

Vi kan konkludere, at dersom målet med opdelingen af produktionssiden i ADAM var at udskille sektorer med forskellig konjunkturudvikling, har vi haft en overvældende succes.

Nogle arbejdsnotater om de nye ADAM-sektorer

Dette papir er egentlig ikke et modelgruppepapir, men en renskrivning af nogle nedkradsede arbejdsnotater omkring modelleringen af sektorpriser. Jeg savnede tit en kompakt oversigt over de væsentligste træk ved de nye ADAM-sektorers udvikling i den datadækkede periode 1966-78 (pt) og lavede derfor en sådan. Da der må formodes at være bredere interesse for dette arbejde, er notaterne derfor renskrevet i dette papir.

For hvert erhverv er oversigten tredelt:

Først gives de væsentligste karakteristika ved sektorens IO-sttruktu herunder de trends, der tydeligt viser sig i perioden 1966-78 (alle kvoter er i løbende priser).

Dernæst følger en kort redegørelse for udviklingen i sektorens mængdemæssige produktion, priser og restindkomst . Specielt undersøges, om bry, restindkomstens andel af BFI, er konstant (svarende til en antagelse om fast markup på lønnen - "konstant indkomstfordeling"), eller om brp, restindkomstens andel af sektorprisen, er konstant (svarende til en antagelse om fast markup på alle omkostninger). En mangel ved dette afsnit er, at produktiviteterne ikke er kommenteret. Det skyldes tidspres, samt at beskæftigelsestallene først for nylig er lagt i databanken.

Til sidst følger en redegørelse for de resultater, der tegner sig efter de første "rå" estimationer samt andre foreløbige undersøgelser.

Sektor a . Landbrug m.v.

I-O-struktur

Landbrugets råvarekøb udgør godt 50 pct af produktionsværdien og ca. 1/4 af råvareudgifterne går til importvarer. Af de resterende knap 50 pct bruttofaktorindkomst er en meget høj andel - fra 80 stigende til 85 pct. - restindkomst.

På outputsiden må landbruget siges at være beskyttet, idet såvel importandelen som eksportandelen er lav, godt 10 pct. for begge.

Udviklinger i perioden

Landbrugets mængdemæssige produktion har en meget ustabil udvikling med en gennemsnitlig stigning på 1,3 pct. og en spredning på 4 pct. Dårlige år er 1970 og 1975 med fald på 4-5 pct. Gode år er 1971, 1974 og 1977 med stigninger på 5-6 pct.

Også priserne har bevæget sig uroligt med en gennmsnitlig stigning på 8 pct og en spredning på 8 pct. Særligt iøjnefaldende er stigningen på knap 30 pct. i 1973.

Restindkomstkvoten i landbruget (bry) er ustabil med en klart stigende trend. Derimod er restindkomstens andel af priseh (brp) konstant på langt sigt, omend med betydelige svingninger fra år til år.

Foreløbige resultater

Ingen af de traditionelle IO-prismodeller kan anvendes. En model med løn-markup er åbenlyst urimelig, og modellen med markup på samtlige omkostninger giver for stor spredning (3.6 pct.) og en hæslig DW. Restindkomsten i a-sektoren er simpelt hen for flyvsk.

	(1-ayfa)	Yra/Yfa	RFXA	RPXA	fXa/Qaa
1966	.510	.810	-1.0000	-1.0000	243.0
1967	.519	.801	.0094	-.0295	270.6
1968	.504	.809	.0145	-.0016	300.2
1969	.466	.835	-.0278	.1136	336.0
1970	.515	.833	-.0539	.0756	365.2
1971	.508	.833	.0619	.0087	413.2
1972	.482	.857	.0134	.1219	459.7
1973	.505	.873	.0038	.2858	470.6
1974	.511	.864	.0531	.0380	505.7
1975	.545	.838	-.0384	.0623	496.4
1976	.554	.840	.0038	.1468	521.1
1977	.534	.853	.0664	.0623	555.8
1978	.515	.861	.0422	.0574	596.0

Sektor e . Nordsø m.m.

I-O-struktur

Denne sektor har igennem hele perioden været ikke-eksisterende, idet praktisk taget hele den indenlandske forsyning er kommet fra import.

Udviklinger i perioden

I periodens start består denne sektor af lidt tørve- og brunkulsgravning, der forsvinder fra jordens overflade i 1970-71. Derefter begynder den egentlige olieefterforskning så småt at komme, men såvel priser som mængder kan nok først tolkes fra og med 1975.

Foreløbige resultater

Tallene for perioden giver ikke grundlag for at vurdere IO-prismodeller, men på forhånd kan de faktisk også udelukkes, fordi den altovervejende del af forsyningen også fremover må forventes at stamme fra import. Den bedste prismodel for sektoren vil givetvis være at sætte Rpxe lig med Rpm3, evt. med et lag. Dette underbygges af tallene for 1975-78.

(1-ayfe)		Yre/Yfe	RFXE	RPXE	fXe/Qea
1966	1.382	1.786	-1.0000	-1.0000	199.4
1967	2.435	1.273	-.3142	.0293	159.1
1968	5.072	1.137	-.3188	-.0456	129.7
1969	4.612	1.242	-.5940	.3895	85.19
1970	9.139	1.285	-.6259	-.1494	31.67
1971	31.599	1.037	-.6397	-.0086	125.5
1972	2.764	1.508	24.7814	-.4492	309.3
1973	3.815	1.173	.6350	.1542	560.2
1974	2.132	1.281	-.4162	1.9531	339.9
1975	1.905	1.209	.6332	.1185	574.1
1976	1.611	1.370	.1939	.0985	498.3
1977	.600	.760	1.5914	.0740	1181.
1978	.546	.594	-.1638	-.0897	742.6

Sektor ng . Olieraffinaderier

I-O-struktur

Olieraffinaderierne har en usædvanligt høj råvarekvote (varierende fra 90 til 95 pct), som praktisk taget udelukkende skyldes import af råolie. Af den beskedne BFI er en meget høj andel restindkomst: I starten af perioden svinger restindkomstkvoten mellem knap 50 og godt 70 pct., men fra og med 1973 stabiliserer den sig omkring godt 80 pct.

På outputsiden er ng-sektoren stærkt konkurrerende med en importandel på ca. 50 pct og en eksportandel på 20-30 pct, stigende igennem perioden

Udviklinger i perioden

Olieraffinaderiernes mængdemæssige produktion stiger voldsomt frem til 1970, hvorefter den stagnerer og sluttelig falder i 1974 og 1975. I årene herefter er produktionen ret stabil på et lavt niveau.

Priserne er præget af en noget ustabil stagnation frem til 1973, hvorefter de firdobles i 1974. Derefter er prisstigningerne moderate.

Mens restindkomstkvoten bry som nævnt stiger kraftigt i perioden, er brp nogenlunde konstant, men med meget store svingninger.

Foreløbige resultater

En model med løn-markup er helt umulig. En model med markup på de samlede omkostninger er heller ikke god med en spredning på 4 pct. Til gengæld er den direkte korrelation mellem Rpxng og Rpm3 så høj som 0.996.

	(1-ayfng)	Yrng/Yfng	RFXNG	RPXNG	fXng/Qnga
1966	.897	.567	-1.0000	-1.0000	11650
1967	.881	.724	.2480	.2008	17513
1968	.895	.694	.0507	.0867	17113
1969	.888	.730	.2088	-.0913	21762
1970	.942	.550	.1798	.0201	25022
1971	.954	.465	-.0073	.2076	26054
1972	.925	.620	-.0408	-.0689	27562
1973	.881	.831	.0429	.2507	48465
1974	.946	.807	-.0882	1.4491	44930
1975	.921	.845	-.1199	.0250	49016
1976	.919	.862	.0451	.1053	54643
1977	.923	.845	-.0367	.0457	59966
1978	.916	.838	.0317	-.0592	58186

Sektor ne. Offentlige værker

IO-struktur

Råvareomkostningerns andel af produktionsværdien er ret ustabil. I perioden 1966-73 stiger den svagt fra knap 35 pct til godt 40 pct, men i 1974 hopper den til godt 50 pct, hvor den stabiliserer sig. Restindkomstens andel af BFI er meget høj og noget ustabil (60-70 pc

På outputsiden må de offentlige værker siges at være beskyttede, idet både im- og eksportkvoterne er meget små.

Udviklinger i perioden

I periodens første år vokser den mængdemæssige produktion kraftigt, men fra ca. 1970 er billedet svingende med fx et direkte fald i 1973. Mod slutningen af perioden synes der at optræde en høj og stabil vækst på ca. 4 pct. om året.

Priserne forløber som et "udglattet" billede af oliepriserne: Stagnation frem til 1973, derefter en fordobling og endnu en stagnation.

Restindkomstkvoten har en svagt faldende trend, mens andelen af prisen, brp, er stærkt faldende.

Foreløbige resultater

Begge typer IO-modeller har en dårlig forklaringsgrad (spredning ca. 3 pct) og tydeligt heteroscedastiske residualer. Modellen med at binde prisen til pm3 holder heller ikke. Det er dog tydeligt, at pm3 indgår med en større vægt, end en snæver IO-betragtning tilsiger. Dette kunne evt forklares ved konkurrende med oliesektoren. Endelig kunne man prøve at inddrage sektorens høje andel af anlægsudgifter i modelformuleringen. Meget tyder på, at produktionsudviklingen kan bide i restindkomsten. En vigtig grund til den dårlige forklaring er en residual på -6 pct i 1977.

	(1-ayfne)	Yrne/Yfne	RFXNE	RPXNE	fXne/Qnea
1966	.342	.694	-1.0000	-1.0000	447.1
1967	.333	.700	.0463	.0488	471.2
1968	.351	.702	.1542	-.0255	548.6
1969	.353	.714	.2183	-.0741	672.5
1970	.361	.717	.0890	.0260	738.0
1971	.379	.703	.0001	.1030	732.9
1972	.382	.690	.0708	-.0153	778.9
1973	.425	.648	-.0310	.1230	761.2
1974	.515	.670	.0213	.4847	783.8
1975	.513	.673	.0446	.1222	826.3
1976	.515	.652	.0435	.0074	849.3
1977	.571	.593	.0720	.0136	916.9
1978	.483	.673	.0336	.1165	956.9

Sektor nf . Fødevareindustrien

IO-struktur

Andelen af råvareomkostninger er nogenlunde stabil på ca 80 pct. af produktionsværdien, hvoraf 1/10 er importvarer. Af den lille BFI udgør restindkomsten knap 35 pct., hvilket er ret normalt.

På outputsiden er fødevareindustrien konkurrerende, idet ca. 4o pct. af produktionsværdien går til eksport. Importandelen er dog lav, o. 8 pct.

Udviklinger i perioden

Den mængdemæssige produktion udviser en moderat, men stabil vækst på ca. 3 pct. årligt. Der er dog fald i 1969 og 1975.

Priserne stagnerer i periodens første par år, men stiger siden knap 10 pct. årligt,- dog bemærkes en særlig kraftig stigning på 30 pct i 1973.

Restindkomstkvoten bry er ustabil, men uden trend, og det samme er restindkomstens andel af prisen (brp).

Foreløbige resultater

Begge IO-modeller giver helt hæderlige resultater med en spredning på 1,2 pct; dog rammer begge helt skævt i 1973(+). På forhånd synes modellen med markup på de samlede omkostninger at foretrække, fordi lønningerne udgør så lille en del af produktionsværdien, men statistisk set er modellen med løn-markup marginalt bedst uden at give afgørende forbedring. Forskellige indikatorer peger på, at vardensmarkedspriserne kan fås ind her.

	(1-ayfnf)	Yrnf/Yfnf	RFXNF	RPXNF	fXnf/Qnfa
1966	.836	.323	-1.0000	-1.0000	471.7
1967	.816	.364	.0025	.0014	502.9
1968	.807	.370	.0437	-.0035	527.7
1969	.807	.353	-.0319	.0975	516.9
1970	.815	.328	.0350	.0815	524.8
1971	.805	.311	.0321	.0277	555.6
1972	.804	.324	.0209	.0787	569.4
1973	.825	.346	.0308	.2956	595.6
1974	.822	.314	.0294	.0731	638.4
1975	.805	.354	-.0292	.0792	675.1
1976	.822	.319	.0372	.1008	707.4
1977	.816	.352	.0561	.0751	741.4
1978	.820	.339	.0385	.0568	760.8

Sektor nn . Nydelsesmiddelindustrien

IO-struktur

Råvareomkostningerne udgør godt 50 pct. af produktionsværdien, og knap 1/3 heraf er importvarer. Af de ca. 50 pct. BFI udgør restindkomsten i starten knap 40 pct. faldende til 20 pct. mod slutningen af perioden.

På outputsiden er nn-sektoren hverken særlig konkurrerende eller særlig beskyttet, idet eksportandelen er ca. 20 pct. og importandelen ca. 15 pct.

Udviklinger i perioden

Den mængdemæssige produktion er steget moderat i perioden, ca 2.5 pct i gennemsnit. Dette dækker dog over betydelige svingninger med fx. fald i 1973 og 1977-78. De højeste vækstprocenter, 7-8 pct, ligger i starten af perioden.

Priserne viser gennemgående en lav stigningstakt med et gennemsnit på knap 7 pct, dog accelererende igennem perioden.

Såvel restindkomstkvoten 'bry som brp bliver stort set halveret igennem perioden, og de svinger tilmed kraftigt.

Foreløbige resultater

Ingen af de to IO-modeller synes på forhånd særlig troværdige på grund af den stærkt faldende restindkomst. Estimationsresultaterne er dog ikke så slemme som man kunne frygte, idet spredningen kun er 1,4 pct. Der er dog en markant tendens til hængende residualer i midten af perioden, ligesom der er et signifikant konstantled. Det er umuligt at foretrække en af de to IO-hypoteser.

	(1-ayfnn)	Yrnn/Yfnn	RFXNN	RPXNN	fXnn/Qnna
1966	.526	.319	-1.0000	-1.0000	166.4
1967	.495	.383	.0722	.0203	183.6
1968	.499	.368	.0299	.0046	201.0
1969	.509	.354	.0754	-.0029	212.1
1970	.530	.288	.0522	.0241	226.8
1971	.534	.273	.0573	.0482	251.2
1972	.528	.286	.0803	.0567	270.4
1973	.485	.275	-.0101	.0855	251.8
1974	.531	.170	-.0497	.1479	255.2
1975	.525	.236	.0530	.1296	295.3
1976	.546	.196	.0174	.0722	301.8
1977	.529	.247	-.0145	.1024	307.0
1978	.532	.223	-.0320	.0789	303.5

Sektor nb . Byggeleverandører

IO-struktur

Råstofomkostninger udgør godt 50 pct, svagt stigende igennem perioden; ca 1/4 er importvarer. Restindkomstkvoten er almindelig, 30-35 pct. med en svagt faldende trend.

På outputsiden er nb-sektoren overvejende beskyttet med en eksportandel på ca. 15 pct. og en importandel på ca. 25 pct.

Udviklinger i perioden

Den mængdemæssige produktion er vokset moderat i perioden - 3,3 pct om året - med ret store svingninger. Særligt gode år er 1969 og 1976; dårlige år er især 1974, men også 1971 og 1975.

Prisstigningerne er almindelige - ca. 8 pct årligt og størst mod slutningen af perioden. Dog bemærkes en usædvanligt stor prisstigning på 25 pct. i 1974.

Såvel bry som brp er præget af store sving og en svagt faldende trend.

Foreløbige resultater

Begge IO-modeller giver en nydelig forklaring (S ca. 0.8 pct.), men begge lider af en dårlig DW på 1.5. Det er svært at vælge imellem dem, men løn-markuppen er marginalt bedst. For begge modeller gælder, at der er store residualer i 1970 (+), 1974(-) og 1978(+).

Der er tegn på, at produktionsudviklingen har en betydning for restindkomstdannelsen (eller måske rettere kapacitetsudnyttelsen).

	(1-ayfnb)	Yrnb/Yfnb	RFXNB	RPXNB	fXnb/Qnba
1966	.497	.349	-1.0000	-1.0000	157.3
1967	.493	.356	.0439	.0358	174.6
1968	.487	.371	.0636	.0294	184.7
1969	.499	.371	.1335	.0444	204.1
1970	.502	.379	.0560	.0765	218.1
1971	.525	.333	.0076	.0730	228.0
1972	.521	.353	.0766	.0606	242.5
1973	.535	.336	.0492	.1008	251.1
1974	.574	.256	-.1234	.2460	237.7
1975	.560	.307	-.0555	.1024	253.6
1976	.575	.299	.1109	.0501	285.1
1977	.571	.300	.0183	.0747	289.4
1978	.553	.331	.0225	.0678	290.2

Sektor nm . Maskin- og metalindustrien

IO-struktur

Råstofomkostningerne udgør godt 55 pct., hvoraf knap halvdelen er importvarer. Af BFI, der udgør de resterende 45 pct., er ca 20 pct restindkomst, hvilket er temmelig lavt.

På outputsiden er nm-sektoren stærkt konkurrerende med en importandel på godt 40 pct. og en eksportandel stigende fra 30 til 50 pct igennem perioden.

Udviklinger i perioden

Den mængdemæssige produktion er karakteriseret ved en pæn, men ustabil vækst på i gennemsnit 3,8 pct. om året. Bedste år er 1969 (+12,6 pct) og 1973 (+9 pct.), mens dårligste år er 1975 (-8 pct).

Priserne har et mere normalt forløb med ca. 8 pct i gennemsnitlig stigning, mindst i starten af perioden.

Både bry og brp har et svingende forløb uden trend.

Foreløbige resultater

Begge IO-modeller giver en meget fin forklaring (s ca. 0.5 pct), men løn-markuppen er marginalt bedst. Begge formuleringer giver en stor residual i 1976(+).

		Yrnm/(1-ayfnm)	RFXNM	RPXNM	fXnm/Qnma
1966	.559	.211	-1.0000	-1.0000	158.7
1967	.562	.182	.0046	.0119	170.5
1968	.554	.210	.0460	.0435	174.2
1969	.584	.175	.1266	.0712	183.6
1970	.574	.179	.0040	.0955	183.3
1971	.563	.179	.0279	.0332	201.9
1972	.560	.191	.0617	.0539	204.8
1973	.577	.164	.0908	.1049	214.9
1974	.578	.164	.0361	.1875	225.6
1975	.537	.200	-.0777	.0898	235.6
1976	.546	.210	.0778	.0743	252.0
1977	.549	.203	.0117	.0712	257.0
1978	.551	.189	.0129	.0580	258.1

Sektor nk . Kemisk industri

IO-struktur

Råvareomkostningerne udgør ca. 60 pct. af produktionsværdien, hvoraf halvdelen er importvarer. Restindkomsten udgør ca. 30 pct af BFI, hvilket er meget normalt.

På outputsiden er den kemiske industri stærkt konkurrerende, idet importandelen er knap 45 pct. og eksportandelen er stigende fra 35 pct. til knap 50 pct igennem perioden.

Udviklinger i perioden

Den kemiske industri er præget af en meget høj vækst i den mængdemæssige produktion i perioden - godt 6 pct årligt - men med store svingninger. De bedste år er 1968(+12,4 pct), 1969(+13,6 pct), 1972 (+13,6 pct) og 1976(+14 pct), mens dårligste år er 1975(-5 pct.) og 1974 (0).

Priserne er stegetmindre end normalt(6,7 pct årligt), men også med store svingninger. Billedet minder om oliesektorernes: Stagnation i prisen indtil 1973, eksplosion i 1974 og herefter igen moderate stigninger.

Både bry og brp svinger voldsomt, men udviser ingen trend.

Foreløbige resultater

Begge IO-modeller klarer sig udmærket med en spredning på ca. 1,3 pc dog med en lidt lav DW på 1,6. Markup på samtlige omkostninger synes at være marginalt bedst.

Både produktionsomfanget og "konkurrenceprisen" synes at kunne bide i restindkomsten.

	(1-ayfnk)	Yrnk/Yfnk	RFXNK	RPXNK	fXnk/Qnka
1966	.581	.298	-1.0000	-1.0000	192.3
1967	.570	.345	.0772	.0504	216.0
1968	.553	.395	.1243	.0606	234.4
1969	.552	.391	.1366	.0185	254.8
1970	.578	.327	.0351	.0102	266.2
1971	.582	.287	.0401	.0118	292.5
1972	.574	.297	.1359	-.0025	306.0
1973	.580	.307	.0716	.1160	331.8
1974	.645	.248	-.0092	.3364	338.8
1975	.589	.295	-.0488	.0584	360.2
1976	.603	.311	.1435	.0331	394.8
1977	.609	.279	.0446	.0389	413.1
1978	.595	.285	.0043	.0538	419.9

Sektor nq . Anden fremstillingsvirksomhed

IO-struktur

Råvareomkostningerne udgør knap 60 pct. af produktionsværdien, hvoraf ca. 2/5 er importvarer. Restindkomsten udgør 20-25 pct af BFI med en faldende trend; dette er ret lavt.

På outputsiden er nq-sektoren hverken særligt konkurrerende eller særligt beskyttet, men dette dækker over ret store forskelle inden for sektoren. Importandelen er 20 pct. og eksportandelen 30 pct.

Udviklinger i perioden

Produktionen er karakteriseret ved en meget lav vækst på knap 2 pct. årligt, men med betydelig variation. Bedste år er 1969(+8 pct) og 1976(+11 pct), mens dårligste år er 1974 og 1975 (-4-5 pct).

Priserne udvikler sig normalt med en gennemsnitlig vækst på ca 8 pct.

Såvel bry som brp udviser en faldende trend uden de store udsving.

Foreløbige resultater

Begge IO-modeller har en meget høj forklaring med en spredning på knap 0,5 pct og en smuk DW. Begge har en stor residual i 1977(-). Såvel produktionsstigningen som konkurrenceprisen synes at kunne bide i restindkomsten.

	(1-ayfnq)	Yrnq/Yfnq	RFXNQ	RPXNQ	fXnq/Qnqa
1966	.564	.238	-1.0000	-1.0000	136.7
1967	.557	.247	.0119	.0380	146.6
1968	.559	.234	.0266	.0496	155.1
1969	.560	.244	.0825	.0464	169.9
1970	.561	.242	.0258	.0582	178.2
1971	.560	.216	-.0058	.0435	178.9
1972	.558	.223	.0587	.0603	198.6
1973	.561	.224	.0319	.0971	211.1
1974	.580	.179	-.0351	.1837	223.7
1975	.569	.210	-.0498	.1181	225.3
1976	.572	.219	.1125	.0652	253.5
1977	.580	.186	-.0230	.0764	257.7
1978	.570	.203	-.0103	.0751	268.5

b - sektoren . Bygge- og anlægsvirksomhed

IO-struktur

Råvareomkostningerne udgør 50-55 pct. af produktionsværdien med en svagt stigende trend; importvarer udgør kun godt 1/5. Restindkomstens andel af BFI udviser voldsomme svingninger, men uden tydelig trend.

På outputsiden er byggesektoren helt beskyttet.

Udviklinger i perioden

Sektorens mængdemæssige produktion er i gennemsnit kun vokset med 1 pct. om året, men med betydelige sving. Bedste år er 1969 og 1972 (begge +9 pct) samt 1976 (+10 pct); dårlige år er især 1974 og 1975 (begge -9 pct) samt i mindre grad 1968 og 1977 (-2pct).

Priserne udvikler sig normalt med omkring 8 pct. årligt - størst mod slutningen af perioden.

Såvel brpsom bry er svingende med en svagt faldende trend.

Foreløbige resultater

IO-modellerne har en jævn forklaringsgrad (s ca. 2 pct) og en rent ud hæslig DW på 0.8 . Relationerne bliver pænere i ændringer, men autokorrelationen skyldes tydeligvis hængende residualer i periodens første og sidste del, så det vil nok være bedre at få supplerende variable ind. Kapacitetsudnyttelsen er et oplagt forslag. Det er nærmest umuligt at vælge IO-hypotese.

	(1-ayfb)	Yrb/Yfb	RFXB	RPXB	fXb/Qba
1966	.504	.405	.0155	.0654	223.7
1967	.499	.395	.0527	.0399	220.4
1968	.483	.346	-.0189	.0404	220.1
1969	.503	.325	.0832	.0665	232.9
1970	.511	.305	.0349	.0708	235.2
1971	.500	.321	.0066	.0705	245.3
1972	.493	.405	.0888	.0648	230.1
1973	.520	.374	.0007	.1234	279.8
1974	.535	.367	-.0922	.1902	275.3
1975	.531	.372	-.0879	.1279	2[illegible].8
1976	.549	.332	.1015	.0687	273.9
1977	.551	.330	-.0252	.0821	275.7
1978	.556	.298	.0033	.0684	273.1

Sektor qh . Handel

IO-struktur

Råvareomkostningerne udgør knap 25 pct. af produktionsværdien, praktisk taget uden importindhold. Restindkomstens andel af BFI er høj, men vigende fra 50 til godt 40 pct. i løbet af perioden.

På outputsiden er qh-sektoren helt beskyttet.

Udviklinger i perioden

Produktionsmængden stiger med ca. 3 pct. om året, dog med betydelige sving. Gode år er 1969 og 1973 (begge + 9 pct) samt 1976(+12,5 pct); dårlige år er 1971(-1,5 pct) og 1974(-4 pct).

Priserne stiger nogenlunde normalt (ca. 8 pct) - dog bemærkes en stigning på 11 pct. i 1969.

Både bry og brp udviser en faldende trend med svingninger.

Foreløbige resultater

IO-modellerne giver en jævn forklaring (s ca. 2 pct) og en halvdårlig DW på 1.5, der også her skyldes hængende residualer i periodens ender. Løn-markuppen synes marginalt at foretrække, dog er der store residualer i 1973 og 1976(+); dette kunne indicere, at produktionsudviklingen bider i restindkomsten.

	(1-ayfqh)	Yrqh/Yfqh	RFXQH	RPXQH	fXqh/Qqha
1966	.219	.522	-1.0000	-1.0000	143.0
1967	.220	.482	.0269	.0429	149.0
1968	.224	.468	.0183	.0388	147.3
1969	.228	.462	.0896	.0416	151.0
1970	.235	.476	.0388	.1128	151.5
1971	.240	.448	-.0152	.0765	146.8
1972	.231	.473	.0298	.0935	147.2
1973	.229	.484	.0883	.0858	158.5
1974	.231	.454	-.0435	.1553	152.6
1975	.236	.437	-.0077	.1229	155.6
1976	.233	.466	.1247	.0668	169.4
1977	.246	.430	.0103	.0768	172.4
1978	.258	.420	.0172	.0644	182.7

Sektor qs . Skibsfart

IO-struktur

Andelen af råvareomkostninger stiger meget drastisk igennem perioden fra knap 50 pct til knap 70 pct af produktionsværdien - og dette skyldes ikke olien. Cirka 3/4 af råvarekøbet er import af tjenester. Restindkomstens andel af BFI er meget urolig. I det meste af perioden hopper den mellem 50 og 60 pct. (højest i 68-70,73 og 74), men i 1975 falder den og ligger i de følgende år på ca 40 pct. Dette er dog stadig højt i forhold til andre sektorer.

Outputsiden er ekstremt konkurrerende; 90 pct. af produktionen går til eksport.

Udviklinger i perioden

Produktionsmængden har i det lange løb udviklet sig normalt (3,8 pct. årligt), men med voldsomme sving. Bedste år er 1968(+9pct) , 1973(+13pct) og 1976(+13pct); dårlige år er 1972(-4pct),1975(-8pct) og 1978(-4pct).

På prissiden har væksten været normal (godt 8 pct), men med noget større svingninger end almindeligt, fx. en 33pct stigning i 1974.

Såvel bry som brp udviser markant faldende trend og store udsving som nævnt ovenfor.

Foreløbige resultater

Begge IO-modeller forklarer rædsomt (s ca 4 pct) og har en grim DW på ca 1.3. Den bedste mulighed er nok at forklare pxqs ud fra pes; et foreløbigt forsøg har givet en spredning på 0.9 pct og en acceptabel DW på 1,8.

	(1-ayfqs)	Yrqs/Yfqs	RFXQS	RPXQS	fXqs/Qqsa
1966	.487	.535	-1.0000	-1.0000	273.8
1967	.481	.548	-.0098	.1162	286.7
1968	.435	.598	.0937	.0283	315.4
1969	.430	.594	.0569	.0034	329.2
1970	.465	.614	.0716	.0855	356.0
1971	.559	.502	.0654	.0124	380.0
1972	.512	.538	-.0443	.1001	360.1
1973	.536	.580	.1306	.0809	402.2
1974	.557	.574	-.0256	.3391	393.7
1975	.566	.471	-.0810	.0549	371.2
1976	.625	.410	.1267	.0281	423.0
1977	.642	.407	.0638	.0965	464.2
1978	.665	.373	-.0400	.0642	486.7

Sektor qt . Anden transport og kommunikation

IO-struktur

Andelen af råvareomkostninger stiger svagt gennem perioden fra ca. 30 til ca. 35 pct; heraf er ca 1/7 importvarer, hvilket er lavt. Restindkomstens andel af BFI er temmelig stabil på godt 40 pct.

På outputsiden må qt-sektoren betragtes som beskyttet med en eksportandel på ca. 10 pct og en importkvote på nul.

Udviklinger i perioden

Den mængdemæssige vækst har været moderat (2,7 pct) og med relativt små udsving. Igen markerer 1974 og 1975 sig som dårlige år og 1976 som godt år.

Sektorprisen er steget noget mere end normalt (9,3 pct årligt) og med relativt små sving.

Restindkomstens andel af BFI (bry) er nogenlunde konstant, mens den tilsvarende andel af prisen (brp) udviser en svagt faldende trend.

Foreløbige resultater

Begge IO-modeller giver en pæn forklaring (s ca 1 pct), men med en mindre pæn DW på 1,5. Modellen med samlet markup har mindre spredning, men til gengæld et stærkt signifikant konstantled. Der er store residualer i 1973(+), 1974(-) og 1976(-). Der er tegn på en ret udpræget dynamik, ligesom produktionsudviklingen rimeligvis kan bide i restindkomsten.

	(1-ayfqt)	Yrqt/Yfqt	RFXQT	RPXQT	fXqt/Qqta
1966	.298	.436	-1.0000	-1.0000	151.3
1967	.295	.441	.0180	.0694	157.5
1968	.297	.424	.0370	.0489	159.7
1969	.305	.438	.0578	.0474	160.1
1970	.316	.429	.0444	.0616	162.8
1971	.322	.410	.0017	.0908	160.6
1972	.336	.415	.0587	.0699	165.8
1973	.335	.422	.0341	.1094	168.7
1974	.354	.400	-.0434	.2109	161.4
1975	.342	.402	-.0289	.1561	160.1
1976	.347	.402	.0779	.0659	166.4
1977	.351	.414	.0329	.0928	169.0
1978	.354	.420	.0263	.0809	172.2

Sektor qf . Finansiel virksomhed

IO-struktur

Andelen af råvareomkostninger er kun godt 20 pct af produktionsværdien, så godt som uden importindhold. Restindkomstens andel af BFI er frem til 1974 ca. 45 pct, derefter falder den til ca. 40 pct.

På outputsiden er qf-sektoren helt beskyttet.

Udviklinger i perioden

Væksten i qf-sektoren har været meget kraftig, 5,7 pct i gennemsnit. Der har ligeledes været betydelige udsving. Bedste år er 1969(+19 pct) og 1973(+14 pct); dårligste år er 1975(-1,5 pct).

Priserne er vokset noget over gennemsnittet (9,4 pct om året), men nogenlunde jævnt.

Restindkomstkvoten bry er nogenlunde jævn, når man undtager det ovenfor nævnte niveauskift, mens brp har en faldende trend.

Foreløbige resultater

Banksektoren forklares mindre godt af IO-modellerne, idet spredningen er ca. 2,3 pct. Hertil kommer en DW på 1,5. De dårlige resultater skyldes fortrinsvis meget store positive residualer i 1973 og 1974.

Produktionsudviklingen synes at spille en rolle for restindkomsten.

	(1-ayfqf)	Yrqf/Yfqf	RFXQF	RPXQF	fXqf/Qqfa
1966	.200	.459	-1.0000	-1.0000	160.0
1967	.206	.463	.0653	.0783	162.9
1968	.214	.449	.0824	.0573	161.4
1969	.205	.495	.1963	.0432	173.2
1970	.225	.456	.0196	.0887	162.7
1971	.223	.425	.0280	.0917	153.8
1972	.220	.434	.0786	.0721	152.0
1973	.208	.487	.1445	.1196	162.5
1974	.210	.450	.0042	.1784	155.4
1975	.208	.394	-.0155	.1355	149.2
1976	.217	.408	.0227	.0830	154.9
1977	.228	.385	.0002	.0932	149.4
1978	.237	.397	.0682	.0726	149.4

Sektor qq . Anden servicevirksomhed

IO-struktur

Råvareomkostningerhe udgør ca 35 pct, hvoraf o. 1/5 er importvarer. Restindkomstkvoten er ret stabil omkring 38 pct.

På outputsiden må sektoren betragtes som helt beskyttet.

Udviklinger i perioden

Produktionsmængden udviser en moderat vækst på 2,8 pct om året med meget små svingninger. Dog er der stahnation i årene 1967, 1968 og 1974.

Priserne er steget noget over middel med 9,6 pct årligt. Udsvingene er usædvanligt små.

Både bry og brp er ret stabile uden tydelig trend.

Foreløbige resultater

Begge IO-modeller har en høj forklaringsgrad (s ca 0.8 pct),men en usædvanligt grim DW på 0.6-0.8, der skyldes hængende residualer i periodens ender. Største residualer er 1973(+) og 1978(-), og den tilsyneladende autokorrelation kan skyldes, at 1977 og 1978 hiver regressionsplanet nedad. Supplerende variable bør derfor overvejes, og det ser ud som om, en evt. udvidet dynamik kan bide.

	(1-ayfqq)	Yrqq/Yfqq	RFXQQ	RPXQQ
1966	.358	.401	-1.0000	-1.0000
1967	.356	.398	-.0019	.0979
1968	.349	.380	-.0055	.0820
1969	.354	.378	.0631	.0552
1970	.361	.385	.0379	.0977
1971	.354	.385	.0214	.0951
1972	.348	.391	.0266	.0960
1973	.350	.399	.0205	.1171
1974	.346	.391	-.0042	.1495
1975	.362	.390	.0301	.1164
1976	.358	.393	.0585	.0825
1977	.362	.383	.0221	.0905
1978	.357	.370	.0394	.0822

Danmarks Statistik
6. kontor

10/11 - 82
JAO/jao

Problemkatalog omkring input-output systemet i næste ADAM-version

Som det vil være i hvert fald M1 bekendt, forventes den næste ADAM-version at være opstillet, men ikke afprøvet omkring nytår. En af de væsentlige nyheder i modellen er udvidelsen af input-output-systemet til at omfatte 19 erhverv. Denne udvidelse har imidlertid forstærket mogle af de allerede eksisterende problemer omkring i-o-systemets udformning. Der indkaldes derfor løsningsforslag og kommentarer til følgende problemer:

1. Dummysektorer

Der har flere gange været ytret ønske fra de store ADAM-brugere om en "dummysektor" i i-o-systemet. En sådan sektor, der normalt vil have produktionsværdien nul, skal kunne bruges til at vurdere effekterne af særlige på forhånd specificerede køb med eksogene koefficienter. Der tænkes næsten altid på offentlige køb som fx. DONG-køb eller ansættelse af lavtlønnede, venstreorienterede pædagoger, men en dummysektor kunne i princippet også bruges til analyser af udvalgte private delbrancher. Den nyligt udkomne arbejdsudvalgsrapport anbefaler oprettelse af en eller flere sådanne dummysektorer.

Spørgsmålet er nu, om der tænkes på et erhverv, en efterspørgselskomponent eller på begge dele. Da der er et klart ønske om at kunne indlægge specielle forudsætninger om købets beskæftigelsesindhold, må dummysektoren i hvert fald omfatte et erhverv - med mindre vi ønsker at give en efterspørgsel et "kunstigt" indhold af primære inputs. Er det så yderligere nødvendigt/hensigtsmæssigt at definere en dummyefterspørgselskomponent? Argumentet imod dette er, at en dummysektor i princippet må have fuldt specificerede søjler, dvs minimum ca. 40 eksogene variable pr. stk.; dertil kommer, at et dummyerhverv generelt også vil have en fuldt specificeret række med yderligere ca. 50 eksogene variable. På den anden side vil der nok være et udtalt ønske om at kunne hæve BFI ved hjælp af dummysektoren, således at den må have en tilknyttet endelig efterspørgsel.

Det foreslås, at vi vælger en mellemløsning, der meget ligner den læst, den offentlige sektor er skåret over: Der defineres <u>både</u> et dummyerhverv og en dummyefterspørgsel, men med følgende restriktioner:

(1) Dummyerhvervet leverer kun til sig selv og til dummyefterspørgselen (man kunne dog overveje at definere en dummyeksport).
(2) Dummyefterspørgselen køber kun fra dummyerhvervet (man kunne dog overveje at tillade et direkte importindhold).

Et sådant valg vil kun kræve ca. 40 eksogene variable, men det vil alligevel være rimeligt fleksibelt. Det vil dog ikke være muligt at bruge dummysektoren til at særbehandle private delbrancher, med mindre disse har en meget speciel outputstruktur. Velbegrundede indvendinger mod forslaget modtages med glæde.

P.S. Hvad skal dummysektoren hedde?

2. Importsubstitution

Det er et gammelt problem i ADAM, at vores stokastisk formulerede adfærdsrelationer for importefterspørgselen giver en import, der er forskellig fra den import, input-output-systemet isoleret set ville bestemme. I gamle dage gav det anledning til direkte inkonsistens mellem BFI og BNP i modellen, men nu er det afhjulpet ved følgende procedure:

(1) Der beregnes såvel en adfærdsbestemt import som en input-output-bestemt import. Sidstnævnte beregnes ud fra et udgangsskøn for io-koefficienterne -p.t. lig med koefficienten fra forrige år.
(2) Alle koefficienter i rækken for den i´te importkomponent ganges op med forholdet mellem den adfærdsbestemte og den input-outputbestemte import.
(3) Alle koefficienter i rækken for fremstillingsvirksomhed (Xn) justeres ned med differencen mellem de reviderede importkoefficienter og de oprindelige i de respektive søjler. Herved sikres, at søjlesummen i koefficientmatricen fortsat er 1.

Bemærk, at proceduren ikke garanterer positive koefficienter i rækken for fremstillingsvirksomhed.

Den reviderede sektoropdeling betyder, at den gamle antagelse om, at alle importkomponenter konkurrerer med en enkelt produktionssektor (fremstillingsvirksomhed, dog q-sektoren for Ms) ikke længere kan opretholdes. I stedet var det oprindelig tanken at definere nogle omregningsnøgler Vmixj, der for hver import-

komponent kunne fastlægge, hvor stor en del af afvigelsen i importen af varegruppe i, der skulle modposteres i rækken for produktionssektor j. Dette lader sig imidlertid ikke gøre. Grunde er dybest set, at det er forskellige delvarer af m_i - oven i købe med forskellige importkvoter - der går til de forskellige anvende ser på vores aggregeringsniveau. Konkret giver dette sig udslag i at man kan risikere at skulle modpostere i celler, der er ikke-eksisterende eller så små, at de kan blive negative ved realistisl sving i importen.

Problemet kan kun løses pænt ved, at der søjle for søjle tages særlig stilling til modposteringsvægtene Vmixj. Dette kræver imidlertid et stort datamateriale, der nok eksisterer, men som er dyrt og svært at trække ud af Nationalregnskabets detaljerede varebalancer. Vi har afgivet bestilling på tallene, men forslag til andre løsningsmetoder skal fortsat være velkomne.

På den mere principielle side er der foreløbig arbejdet med en hypotese om, at eksport og reeksport ikke inddrages i substitutionsmekanismen, men bestemmes direkte ud fra eksogene io-koefficienter. Dette skyldes, at formuleringen kun antages at kunne beskrive substitutionen på det indenlandske marked. Modstykket til dette er, at reeksporten indgår i de stokastiske importrelationer uden lags og med en koefficient på 1.

Det har ligeledes været forsøgt at trække lagerinvesteringerne ud af substitutionsmekanismen, men da dette forværrede flere af importrelationerne,blev det opgivet. En del af grunden til dette forsøg var, at brugerne har haft besvær med at indbygge specielle forudsætninger om lagrenes fordeling på import og indenlandsk produktion i systemets nuværende formulering. Dette problem er overordentlig tungt, men det vil lettes noget, såfremt dummysektoren holdes uden for substitutionen - og det må vel ligge i kortene?

3. Vrangvendte sektorer

Vrangvendte sektorer er heller ikke noget nyt fænomen i ADAM. I EA's notat af 4. dec. 1979 konstateres, at produktionen i de gamle erhverv a (landbrug) og h (boligbenyttelse) ikke bør bestemmes som normalt fra efterspørgselssiden, men derimod fra udbudssiden. Omvendt bør de tilsvarende priser ikke bestemmes fra udbudssiden, men på markedet (eller udefra). Notatet giver endda nogle enkle skitser til, hvordan sektorerne kunne retvendes

Ikke desto mindre har vi alligevel i skrivende stund modelleret begge disse sektorer fra efterspørgselssiden på normal vis. Vi har altså i 3 år kunnet leve med, at a- og h-sektorerne har kørt baglæns, så der er måske ingen grund til at tage problemet op netop nu. På den anden side vil det være klart mere accentueret i den nye modelversion, hvor vi allerede har vedtaget baglæns prisfastsættelse for erhvervene a (landbrug), e (nordsø), ng (olie raffinaderier), qs (søfart) og h (boligbenyttelse). Formentlig vil pxa og pxh være eksogene, mens pxe og pxng bindes til verdensmarkedsprisen på råolie (indiceret ved pm3) og pxqs bindes til eksportprisen pes (fragtrater på verdensmarkedet).

Spørgsmålet er så, hvad vi skal gøre ved de tilsvarende mængder Det nemmeste er selvfølgelig at fortsætte med at lade produktionen bestemme af efterspørgselstrækket; dog må det være oplagt, at fxe skal være eksogen - men hvad skal så give sig, eksporten eller Ce? Også olieraffinaderiernes produktion kunne være eksogen, fx. med eksporten som residual. Det er klart, at vi ikke har tid til de store modelleringer, men hvis nogle af de nævnte erhverv kan retvendes på en simpel måde, er der jo ingen grund til at afvise gode ideer på forhånd - eller er der? Under alle omstændigheder er jernet hermed holdt i ilden.

4. Særbehandlede celler

I den nuværende ADAM-version bestemmes leverancen fra Xo til Cs (børnehaver . . mm) ikke fra efterspørgsels- men fra udsbudssiden (leverancen i faste priser føres simpelt hen frem med vækste i fXo). Jeg har ikke umiddelbart kunnet komme i tanker om nye celler, der bør have lignende særbehandling, men der skal nok vise sig at være et par stykker. Forslag er også her velkomne.

Appendix A. Formodel som alternativ til dummysektorer

En væsentlig grund til, at dummysektorer er blevet så efterspurgte, er den grove opdeling af det offentlige varekøb i ADAM. I arbejdsudvalgets rapport anbefales en eller flere dummysektorer netop som en kortsigtet "løsning" på det fundamentale problem, at der ikke er datamæssige muligheder for at spalte det offentlige varekøb efter formål som fx. krig, sundhed og resten. Den løsning der er foreslået i afsnit 1, bygger klart nok på samme opfattelse af behovets karakter, idet dummysektoren kun i meget begrænset omfang vil kunne bruges til analyse af private erhverv på grund af den specielle outputstruktur.

Hvis problemet om dummysektoren stort set kan opfattes som et udtryk for, at den offentlige produktion er for aggregeret i ADAM vil det nok være en bedre løsning at konstruere en lille formodel til beregning af den offentlige produktion i faste priser og dennes inputstruktur. Dette kan begrundes med to forhold:

For det første vil såvel efterspørgsel og produktionsværdi som inputstruktur for den offentlige sektor være eksogene i forhold til modellens indkomstkredsløb. Det betyder, at bestemmelsen af de nævnte størrelser kan ske i en formodel uden tab af præcision. Der er altså ingen numerisk forskel på formodel-metoden og dummysektor-metoden.

For det andet vil en enkelt dummysektor alligevel næppe være tilstrækkelig til at dække behovet for disaggregering af den offentlige produktion. Dette er også forudset i rapporten, der omtaler "eller flere dummysektorer. Flere dummysektorer er nok ikke realistiske i det nuværende EDB-setup, mens en formodel ikke vil støde på kapacitetsgrænser foreløbig.

Til sidst bør det huskes, at en formodel rummer langt flere muligheder for udbygning og disaggregering end en dummysektorkonstruktion vil gøre det. På kort sigt er der ikke ressourcer til dyre ting, men IO-koefficienterne a(i)o samt fYfo, fIov, fIon, fCy og fXo kunne let bestemmes ud fra de laggede koefficienter, dummysektorkøb og de nuværende ligninger[1]. Der kan dog muligvis opstå bøvl med importsubstitutionen for de offentlige varekøb, men der er vel heller ingen grund til at tro, at disse følger det normale substitutionsmønster. Prissiden bør derimod fortsat indgå i den centrale model, jf. dog note 1.

- - - - - - - - - - - - - - - - - -

1) Formodellen burde muligvis også bestemme en korrektionsfaktor til lønsummen Wo for at opfange forskydninger i sammensætningen af den offentlige beskæftigelse, jf. Gert Petersen.

Omkring sektorinddelingen i ADAM m.m.*

(eller:

Hvordan de danske erhverv burde se ud og ser ud)

1. DEL. HVORDAN DE BURDE SE UD

1. Nogle principipielle betragtninger

Litteraturen omkring aggregeringskriterier for varer og individer (virksomheder) er bred og omfattende. På den hjemlige front har det imidlertid indtil fornylig været et tyndt beskrevet blad i annalerne, særligt for så vidt angår den mere praktisk-empiriske side af sagen. Med den tiltagende brug af makromodeller og offentliggørelsen af de usandsynligt store datamængder fra det nye nationalregnskab er der til gengæld nu blevet lukket op for posen. Startskuddet for den mere polemiske side af debatten kom så vidt vides fra Århus, hvor Claus Vastrup i 1977 skrev et memo om aggregeringsstrukturen i makroøkonometriske modeller (det er senere optaget som artikel i Nationaløkonomisk Tidsskrift); dette memo har siden da været genstand for mange hovedbrud og fortolkninger. En af dets konsekvenser var fx Anders/Henning-forslaget til definition af ADAM-varer, der tilsigtede at en given ADAM-vare skulle gå til netop en indenlandsk anvendelse (fraset offentligt forbrug).

Vastrups hovedsynspunkt er, at hver anvendelseskomponent i en makromodel skal kunne tolkes som en homogen, repræsentativ vare, og at alle efterspørgselsfunktioner skal kunne opfattes som frembragt af hver sit repræsentative individ.[1] Under denne forudsætning - og hvis der ikke er prisdiskrimination - må antallet af relative priser i modellen være lig

- - - - - - -

1) Vastrup nævner ikke eksplicit, hvor mange efterspørgselsfunktioner, han arbejder med; hans ræsonnementer må imidlertid fortolkes sådan, at der er n producenter (råvareefterspørgere), 1 forbrugsefterspørger og nul investerings eksport- og offentlige efterspørgere.

* Dette papir er et resume af et større litterært projekt, der vil blive offentliggjort en gang ad åre.

med antallet af efterspørgselskomponenter minus en - hverken mere eller mindre. Vastrup an-erkender derfor ikke begrebet en sektorpris, som han finder overflødigt, med mindre sektorprisen netop svarer til prisen på en efterspørgselskomponent (dvs en repræsentativ vare). Vastrup slutter af med at konkludere, at hvis aggregeringen skal være "konsistent med økonomisk teori" skal erhvervs- og anvendelsesgrupperingen korrespondere perfekt, forstået på den måde, at hvert erhverv leverer til en og kun en efterspørgselskomponent.

Dette må naturligvis forstås sådan, at de pågældende efterspørgselskomponenter refererer til samme repræsentative efterspørger; man kan fx godt forestille sig, at den samme vare leveres både til forbrug, investering og eksport. I denne sammenhæng opfattes forbrugeren, investoren og udlandet som forskellige købere. Vastrup koncentrerer sig tydeligvis om forbrugsefterspørgselen, og han antager, at der kun er en forbruger.

Det lyder jo umiddelbart nedslående, at fx ADAM ikke er konsistent med nogen økonomisk-teoretisk fortolkning. Heldigvis dækker dette over en sprogblomst, der rider al aggregeringsteori som en mare. Med udtrykket "konsistent aggregering" menes intet andet, end at løsningsværdierne for den aggregerede model skal være præcis de samme som for en eller anden - i øvrigt tilfældig - disaggregeret grundmodel. Sagt på en anden måde betyder ordet "konsistent" i denne sammenhæng, at aggregeringen overhovedet ikke må give informationstab. Theil' ord for det samme, "perfekt aggregering", er langt mere rammende, idet der formentlig ikke er nogen som helst, der regner med at kunne aggregere uden at tabe en vis mængde information.

Et sådant informationstab er ikke alene nødvendigt, men som regel også direkte ønskeligt af hensyn til en forenkling af problemerne. Det er derfor ufrugtbart at koncentrere sine overvejelser om, hvorvidt der er informationstab eller ej. Det afgørende er, hvor stort det er relativt til andre fordele og ulemper ved aggregeringen.

Der er således ingen grund til panik i modelgruppen, men Vastrups tanker er nu alligevel værd at overveje nærmere. For det første er perfekt aggregering noget, man udmærket kan stræbe imod, selv om man ved, den er uopnåelig. For det andet fremhæver Vastrups argumenter vigtigheden af en god korrespondance mellem anvendelses- og erhvervsgrupperingen. For det tredie kan der findes en række mere modeltekniske grunde til, at der kun bør være en efterspørgselskomponent pr. erhverv. Alle tre begrundelser dækker over den uhyre banale konstatering, at jo mere de forskellige efterspørgselskanaler og deres forsyningskilder kan isoleres fra hinanden, jo enklere bliver det at forklare deres samspil og virkemåde. Problemet er, at vores tilgængelige data - og i et vist omfang også virkeligheden - ikke tillader en sådan isolation. I det følgende skal disse "isolationstanker" uddybes nærmere, og der skal præsenteres nogle konkrete resultater.

2. Nogle uddybende betragtninger

Grundlaget for Vastrups filosofi var, at en repræsentativ vare fx i forbrugsfunktionen skal kunne opfattes som fuldstændig homogen. Sagt på en anden måde skal de enkeltvarer, som en makrovare består af, være fuldstændige substitutter for forbrugeren. Når dette er sagt, er der to bemærkninger, der trænger sig på. For det første er det ikke tilstrækkeligt i

en større modelsammenhæng, at enkeltvarerne er fuldstændige substitutter for forbrugeren. Man må yderligere kræve, at de produceres ved hjælp af samme inputs, heri indregnet import. I modsat fald vil produktionsfunktionen være ustabil. For det andet glemmer Vastrup tilsyneladende helt, at varer kan være komplementære. Makrovarerne kunne alternativt opfattes som varebundter med fast sammensætning. En sådan opfattelse er empirisk og teoretisk set uholdbar, men den kan forsvares i en kortsigtsmodel under henvisning til sløv tilpasning, idet den faste varesammensætning tolkes som en første ordens approksimation til den faktiske. Fortolkningen af enkeltvarerne som komplementære har den fordel, at de tilhørende produktionsfunktioner på makroplan kan antages stabile med en fast outputsammensætning.

Uanset om man foretrækker at tolke makrovarerne som sammensat af fuldstændige substitutter eller perfekte komplementer eller en blanding af begge, er det centralt, at sammensætningen af makrovaren bør være nogenlunde den samme i alle anvendelser (med mindre enkeltvarerne har fuldstændig samme inputstruktur). I modsat fald vil forskydninger imellem modellens efterspørgselskomponenter i sig selv medføre, at makrovarens totale sammensætning ændres; hvis enkeltvarerne har forskellig inputstruktur og forskellig pris, vil denne forskydning give ustabilitet i såvel inputtræk som prisdannelse.

Den enkleste situation, man kan forestille sig, hvor makrovarens sammensætning på enkeltvarer er den samme i alle anvendelser, er den, hvor et erhverv kun leverer til en enkelt anvendelse. For så vidt har Vastrup altså ret i, at det ville være perfekt, hvis et givet erhverv kun leverede til en enkelt anvendelse. På den anden side kan kravet uden videre modificeres til, at sammensætningen på enkeltvarer er den samme for alle erhvervets leverancer.

a. Antallet af erhverv og anvendelser

Således rustet kan vi begynde at overveje antallet af erhverv (n) i forhold til antallet af efterspørgselskomponenter (e) i modellen.

Som udgangspunkt kan man spørge, om antallet af erhverv kan være størst ($n > e$). Svaret er: Ikke ret meget. Ganske vist kan det i mange særlige tilfælde være rimeligt at udskille erhverv, der udelukkende producerer råstoffer etc, men i det store og hele bør der lægges vægt på følgende argument: Kilderne til variation i erhvervenes produktion er variationer i efterspørgselens størrelse og sammensætning. Efterspørgselsvektoren kan maksimalt variere i e dimensioner, og det samme vil derfor gælde erhvervenes produktionsværdier. Hvis n er større end e, vil n-e erhvervs produktion være lineært afhængig af de øvriges, og de giver derfor ingen ekstra information. I det reducerede system er de derfor overflødige, hvorimod de kan have en vis funktion i struktursystemer, dvs i forbindelse med modelleringer.

Dernæst kan man spørge, om n bør være lig med e. Dette er formentlig, hvad en benhård Vastrupper ville hævde. Svaret er, at hvis det var muligt at lave grupperingen således, at hvert erhverv leverede til en og kun en anvendelse, ville skitsen være ideel. Dette lader sig imidlertid ikke gøre i praksis. Grunden er, at efterspørgselsvektoren tolkes som stammende fra fire <u>forskellige</u> købere : Forbrugeren, investoren, staten og udlandet[1]. En given enkeltvare vil typisk gå til flere af disse købere, fx er der en eksport af næsten

- - - - - - - - - -

1) Man kunne også inddrage råvareefterspørgeren, men dette komplicerer problematikken unødigt.

samtlige varer. Det er derfor ikke muligt på <u>noget</u> aggregeringsniveau at diagonalisere den samlede efterspørgselsmatrice (isolere produktionskilder, svarende til hver efterspørgsel).

I erkendelse af dette synes det oplagt at definere et vareniveau (n i alt), således at hvert erhverv leverer netop en vare. En sådan vare skal så i princippet kunne gå til alle fire købere, hvilket indebærer, at $n \leq e$; lighedstegnet gælder kun, hvis en perfekt diagonalisering er mulig. Argumentet har altså den behagelige konsekvens, at antallet af erhverv kan reduceres.

På den anden side må det erindres, at varesammensætningen af en sektorvare helst skal være den samme i alle anvendelser. Hvor stor en nøjagtighed, der kræves, er naturligvis et smagsspørgsmål. Denne "lodrette" betingelse kan omformuleres til en ækvivalent "vandret" betingelse, nemlig at for et givet erhverv skal dets enkeltvarer leveres i lige store proportioner til de forskellige købere[1]. Det er dette krav, der kommer til at sætte den nedre grænse for antallet af erhverv/vare:

Den nedre grænse sættes normalt af antallet af argumenter i forbrugsfunktionen[2]. Humlen er, at opdelingen af forbruget er efter formål, dvs bestemt af varens art. På helt disaggregeret niveau vil en vare derfor kun kunne gå til netop en forbrugskomponent (netop hvad Vastrup kræver). Hvis antallet af erhverv er mindre end antallet af forbrugskomponenter, må mindst et af erhvervene levere til flere komponenter, men så-

- - - - - - - - - -

1) Verdensmarkedets specielle pris- og afsætningsforhold tilsiger, at navnlig eksportkvoterne bør være de samme for alle enkeltvarer.

2) Det kan i princippet også være en af de øvrige køberes matricer, der er afgørende, men normalt er forbruget mest detaljeret opdelt.

danne leverancer må nødvendigvis bestå af forskellige enkeltvarer. Med mindre man har en uhyre velbegrundet tro på, at disse forskellige enkeltvarer har samme inputstruktur (herunder importkvote) og pris, vil dette forhold gøre en modellering unødigt vanskelig. ADAM-kendere vil nikke genkendende til dette problem i forbindelse med prisdannelse og importsubstitution[1].

Vi kan altså afsluttende konkludere - med fare for at fornærme både ADAM og TB - at ud fra snævre modelsystematiske betragtninger bør antallet af erhverv ikke være meget mindre end antallet af forbrugskomponenter og ikke meget større end det samlede antal efterspørgselskomponenter.

I praksis viser det sig, at forbrugs- og investeringskomponenterne på et niveau tæt på ADAM's relativt let lader sig diagonalisere, hvorimod staten og udlandet køber stort set alt. Dette peger frem mod en strategi, hvor det minimale antal erhverv bestemmes ud fra antallet af forbrugs- og investeringskomponenter, mens forskelle i eksportkvoter og leverancer til staten kan give anledning til yderligere opdeling. Empiriske resultater af denne type bliver præsenteret i dette papirs anden del.

- - - - - -

1) Der tænkes ikke her på problemerne omkring biproduktion i IO-modeller. Disse problemer er - i modsætning til, hvad Vastrup hævder - af en helt anden karakter. I dette papir forudsættes overalt, at der ikke er nogen biproduktion på det betragtede aggregeringsniveau (undtagen selvfølgelig i den empiriske del).

b. Aggregering og informationsindhold

Vastrups krav om diagonalitet af efterspørgselsmatricen [1] kan også formuleres som et tredobbelt krav:

1) Efterspørgselsmatricen har samme rang som antallet af efterspørgselskomponenter, e.
2) Efterspørgselsmatricen består kun af ettaller og nuller.
3) Antallet af erhverv skal være lig med antallet af anvendelser (n=e).

I forrige afsnit så vi, hvordan 3) kan slækkes, fordi der er flere forskellige købere i modellen. Hvordan hænger de øvrige krav sammen med den traditionelle, mere kvantitativt orienterede IO-aggregeringsfilosofi?

Når man overvejer aggregering i IO-sammenhæng, går man sjældent ned i særlig dybsindige overvejelser. I stedet spørge man: Hvis to erhverv har stabile IO-koefficienter hver for sig, hvornår vil man så kunne lægge dem sammen, uden at de aggregerede IO-koefficienter bliver ustabile? Svaret er, at det kan man, hvis en af disse to betingelser er opfyldt[2]:

(1) De to erhvervs søjler af input-koefficienter er identiske, både for primære (Y) og sekundære (A) inputs. En sådan aggregering kan kaldes "teknisk".

- - - - - - - - - -

1) Terminologien kan måske trænge til en præcisering:

A	(n x n)	råvarematricen (n er antallet af erhverv)
E	(n x e)	efterspørgselsmatricen (e er antal eftersp.)
Y	(p x n)	matricen af primære inputs til erhverv (p er antallet af primære inputs)
Y_f	(p x e)	matricen af primære inputs til eftersp.

Matricen $\left[\begin{array}{c|c} A & E \\ \hline Y & Y_f \end{array}\right]$ ((p+n) x (n+e)) kaldes den <u>samlede IO-matrix</u> , og matricen

$[Y(I-A)^{-1}E + Y_f]$ (p x e) kaldes <u>sammenbindingsmatricen</u>

2) Jf. fx. JAO 28/5-80:"Nogle tommeltotbetragtninger..."

(2) De to erhvervs produktionsværdier udvikler sig proportionalt; inputstrukturen behøver ikke at være ens i dette tilfælde. En sådan aggregering kan passende kaldes "komplementær".

Disse to betingelser er konkrete afarter af en mere generel problematik inden for teorien om aggregering af relationer Her snakkes som regel om to typer af aggregeringsmuligheder, nemlig tilfældet uden restriktioner på antallet af frihedsgrader i relationernes argumenter kontra tilfældet, hvor aggregeringen kun muliggøres af sådanne bånd på argumenternes variation. Betingelse (1) er klart af den første type, mens betingelse (2) er af den anden type.

Umiddelbart virker den tekniske aggregering som den eneste rigtig rimelige, og det er da også den, der ofte focuseres på i den mere teoretiske litteratur. Når det kommer til det mere praktiske, er det imidlertid den komplementære aggregering, der tit må trække læsset. Det skyldes simpelthen, at muligheden for teknisk aggregering meget sjældent er til stede i præksis, hvorimod efterspørgselen efter mange erhvervs produktion erfaringsmæssigt udvikler sig parallelt. Den traditionelle opdeling i makromodeller mellem forbrugs- og investeringserhverv er fx netop udtryk for en efterspørgselsorienteret aggregering (såfremt der ikke er kapacitetseffekter indbygget i modellen).

Umiddelbart kan to tilfælde fremhæves, hvor komplementær aggregering i hvert fald er rimelig:

(2.1) Hvis to erhverv leverer i samme forhold til alle anvendelser (inklusive eksport m.m.), således at efterspørgselen, der trækker i de to erhverv, altid udvikler sig parallelt.

(2.2) Hvis et erhverv udelukkende har en nettoleverance[1] til et enkelt andet erhverv, dvs at det første erhverv optræder som ren underleverandør.

Begge situationer forekommer i praksis.

Bemærk, at mens den tekniske aggregering (1) er, hvad der normalt kaldes vandret, er den komplementære aggregering i tilfælde (2.1) vandret, mens den komplementære aggregering i tilfælde (2.2) er lodret. Bemærk yderligere, at begge de vandrette aggregeringer har følgende to egenskaber

1) Rangen af den samlede IO-matrix bliver bevaret ved aggregeringen, idet to erhverv kun lægges sammen, hvis enten dets rækker eller søjler er identiske.
2) Nullerne i de søjler/rækker, der lægges sammen, bliver bevaret.

Den vandrette aggregering stemmer altså i begge tilfælde pænt overens med Vastrups krav, jf. side 8. Den lodrette aggregeringsbetingelse er vanskeligere at passe ind. Den er ikke nulbevarende, og der kan heller ikke siges noget om, hvordan en lodret aggregering påvirker rangen af IO-matricen. Den lodrette aggregering harmonerer således ikke så godt med Vastrups synspunkter. Dette er nu heller ikke så underligt, for han koncentrerer sig helt om efterspørgselsmatricen, hvor lodrette aggregeringer efter sagens natur ikke er så vigtige. For at sætte den lodrette aggregering i perspektiv, må vi tilbage til argumentet om, at der ikke bør være flere erhverv end anvendelseskomponenter i modellen. Det er netop dette forhold, der gør underlevarandøren overflødig ved at binde hans produktionsværdi til udviklingen i et andet erhvervs produktion.

- - - - - - - - - - - - -

1) dvs at egenleverancen ikke tælles med.

Bemærk til en afslutning, at den lodrette aggregering i det mindste bevarer nullerne i det aftagende erhvervs leverancestruktur.

Intuitivt synes det efter det foregående at være et godt krav til aggregeringen, at rangen af såvel råvarematricen A som efterspørgselsmatricen E bør være lig med e, antallet af anvendelser i modellen.[1] Dette kan på en måde opfattes som et udtryk for en minimering af informationstabet ved aggregeringen: En helt tilfældig aggregering af et stort antal erhverv til et lille antal erhverv vil "jævne" matricerne helt ud, således at alle elementer tenderer mod at blive lige store. En god aggregering vil derimod bevare så meget som muligt af <u>forskellene</u> i erhvervenes input- og outputstruktur. Rangen af de aggregerede matricer er et udtryk for disse forskelle, og overgrænsen for denne rang vil normalt være givet af antallet af anvendelser. Det optimale synes derfor at være, at rangen af såvel A- som E-matricen er lig med e.

Som nævnt i forrige afsnit er tilfældet perfekt aggregering nærmest uinteressant; det er simpelthen ikke realistisk. Det er derimod noget, man kan forsøge at komme så tæt på som mulig. Der er derfor ikke så meget brug for kvalitative udsagn af typen "kan/kan-ikke" som for kvantitative udsagn af typen "hvor meget..". Der er brug for et mål for, hvor tæt på perfekt aggregering, et givet forslag er.

En mulig og praktisk løsning er anvendelse af Hans' informationsmål, hvis det anvendes <u>kombineret</u> på række- og søjlestrukturen, dvs på den samlede IO-matrix. Der er en snæver sammenhæng mellem matricens rang og dens informationsindhold a la HD, idet dog informationsindholdet er et kontinuert

- - - - - - - - - - -

1) Idet antallet af anvendelser dog kan modificeres på grund af de forskellige købere, jf s. 6 ovenfor.

og derfor mere nuanceret mål for forskellene i erhvervenes input- og outputstruktur.

Informationsmålet lider imidlertid af den ene svaghed, at den lodrette aggregeringsmulighed ikke kommer med; i dette tilfælde er der jo både forskellig input- og outputstruktur, men de to erhverv leverer i "kæde". Det er svært at sige, hvor meget den lodrette aggregering betyder. På plussiden tæller, at der i meget vidt omfang eksisterer deciderede underleverandører ude i den brølende verden, ofte ejede af den aftagende virksomhed. På minussiden tæller først og fremmest udenrigshandelen, den kan ødelægge - og i praksis gør det - den tætte forbindelse mellem underleverandør og aftager via den enes eksport og den andens import[1].

Mens de vandrette aggregeringsmuligheder således kan antages, glimrende belyst i de omdelte informationstabeller, er den lodrette aggregeringsmulighed altså stadig ikke undersøgt til bunds.

En anden svaghed ved informationsmålet er, at det ikke tager hensyn til det specielt ønskelige i at bevare så mange nuller som muligt i den aggregerede IO-matrix. For det første argumenterer Vastrup jo for, at efterspørgselsmatricen skal være diagonal, dvs at antallet af nuller skal være maksimalt ud fra et aggregeringsteoretisk synspunkt. For det andet - og det er det vigtigste - minimerer man modelleringsarbejdet ved at maksimere antallet af nuller i hele IO-matricen. Dette argument er særlig centralt i den nuværende situation, hvor vi kun har ca. lo observationer at rutte med ved estimationer på IO-koefficienterne.

- - - - - - - - - - -

1) Hvis underleverandøren ejes af aftagerne, vil disse dog være utilbøjelige til at importere.

I dette papirs anden del skal præsenteres resultater fra en anden type indfaldsvinkel, der eksplicit tager hensyn til lodret aggregering og til antallet af nuller i IO-matricen, men som til gengæld er væsentlig mere subjektiv.

Princippet er i det store og hele, at det forsøges at danne karakteristiske erhvervsgrupper for et givet sæt af forbrugs- og investeringskomponenter. Metoden til dette er en kausalanalyse af IO-matricen, svarende til de kendte kausalanalyser af makromodeller. Produktionsprocessen fra primære inputs til endelig anvendelse kan opstilles som en IO-model, hvorefter de små leverancer nulstilles, og produktionsfaktorernes vej til den endelige anvendelse via råvarekredsløbet kan afdækkes ved almindelig kausalanalyse. I det omfang, der kan udskilles rekursive blokke af erhverv, der leverer til en given efterspørgselskomponent, er den pågældende karakteristiske erhvervsgruppe isoleret. Metoden vil næppe give de store forskelle fra de traditionelle metoder, men den er mere efterspørgselsorienteret og mere orienteret mod bevaring af nuller.

I dette papirs anden del vil de konkrete resultater blive præsenteret og kommenteret. Under alle omstændigheder har metoden vist sig at være en nem og pædagogisk måde at sætte sig ind i de enorme talmængder på.

Omkring sektorinddelingen i ADAM m.m.

2. del. Hvordan de ser ud

3. Strukturanalyse af produktionsprocesserne

Den ovenfor skitserede kausalanalytiske indfaldsvinkel til aggregeringsproblematikken gik ud på at isolere de forskellige kanaler, igennem hvilke efterspørgselen tilfredsstilles. Det er ikke afgørende, om det er efterspørgselen, der trækker eller udbudet, der skubber i varestrømmene; det vigtige er, om de kan isoleres fra hinanden, så de kan modelleres uafhængigt. Hvad råvarekredsløbet angår, er synsvinklen klart orienteret i retning af muligheden for lodret aggregering: Produktionen af varer til en given efterspørgselskomponent opfattes som en samlet, sammenhængende produktionsproces, der transformerer primære inputs til endelig anvendelse. Aggregeringen må forsvares med argumentet om faste forhold mellem de enkelte erhvervs produktionsværdier i den betragtede gruppe, et argument, der sættes yderligere i relief af betragtningerne omkring antallet af erhverv i forhold til antallet af anvendelser, jf. afsnit 2.

Det står klart, at metoden har tre oplagte svagheder. Den første - og værste - er, at enkeltvaresammensætningen inden for en given anvendelseskomponent må forudsættes nogenlunde stabil. For det andet forudsættes, at eksporten udgør nogenlunde samme andel af leverancerne til endelig anvendelse for de enkelte erhverv i en given erhvervsgruppe. For det tredie vil metoden kun give afgørende modelleringsfordele, hvis der ikke er for mange "tværgående" råvareleverancer mellem erhvervsgrupperne.

Opmærksomheden retter sig derfor mod strukturen af råvareleverancerne. Det er lige præcis klarlæggelsen af denne struktur, der nødvendiggør en kausalanalyse af IO-modellen. Da det ikke er egentlige årsagssammenhænge, men leverancer, der undersøges, skal vi i det følgende bruge ordet "strukturanalyse" i stedet for kausalanalyse. Teknikken er selvfølgelig den samme.

a. Råvarediagrammet 1966

Som en start i arbejdet med at afdække de disaggregerede erhvervs leverancestruktur blev råvareleverancerne for de danske erhverv i 1966 tegnet op i et piledíagram ud fra 37-sektor-tabellerne i SU30.[1)]

- - - - - - - - - - - - -

1) Jf. JAO 13/8 -80:"Hovedtræk af råvareleverancerne i Danmark 1966".

Principperne var i korthed, at alle leverancer under 100 mill.kr. blev sat til nul, hvorefter de resterende leverancer blev tegnet ind som pile, hvis tykkelse afhang af leverancens størrelse. De enkelte erhverv blev placeret, så pilene krydsedes så lidt som muligt. Papiret skal ses som et famlende begynderforsøg på at få overblik over de mange tal; det er nu engang sundest at finde ud af, hvordan verden ser ud, inden fanen bliver løftet for højt. Grundlaget var af ren og skær nødvendighed IO-tabellen med eksogen konkurrerende import, dvs strukturen af de potentiell danske leverancer, men det er nu nok også et meget sundt udgangspunkt for en aggregeringsdiskussion, især hvis der også skal modelleres importsubstitution.

Resultatet var sådan set opmuntrende. Råvareleverancerne fordelte erhvervene pænt i klynger: Landbrug og næringsmiddelindustr en energisektor, metal-og-elektroområdet, maskin-og-transportmiddelindustri, en input-i-byggesektor-gruppe, bygge- og anlægssektoren, en forbrugsvareorienteret gruppe, en transportgruppe, handel, og til sidst en blandet servicegruppe.

Denne pæne gruppering på 37-sektorniveau afspejler rimeligvis, at Nationalregnskabet har tænkt temmelig efterspørgselsorienteret da der aggregeredes fra 130 til 37 erhverv.

Diagrammet efterlod dog det indtryk, at der var flere "overlap ninger" eller grænseflader imellem de forskellige erhvervsgrupper således at en perfekt isolation ikke uden videre var mulig. Navnl fire forhold sprang i øjnene:

1) Den kemiske industri stod som et grænseerhverv, der både leverede til landbrug og næringsmiddelindustri og til byggesektoren.
2) Metal- og elektroområdet leverede både til byggesektoren og til maskin- og transportmiddelindustrierne. I øvrigt var disse erhverv meget tæt sammenfiltrede.
3) Træindustrien leverede både til byggesektoren og til møbelindustrien, dog med overvægt i retning af byggesektoren.
4) Forretningsservicesektoren kom på forunderlig vis til at kæde papir- og grafikbranchen sammen med aktiviteten i byggesektoren.

Problemet med træindustrien er let at gennemskue. Der er simpelt hen tale om leverance af temmelig ensartede varer til to forskellige formål. De øvrige problemer er sværere at gennemskue; de efterlader det indtryk, at de rimeligvis lod sig løse ve

en øversavning af nogle af de involverede erhverv: Den kemiske indust kunne måske spaltes i en landbrugsorienteret del (gødning, sojakager og medicin) og en restdel; metal-og elektroområdet kunne måske adskil les klarere i en bygge-inventarorienteret del og en maskin/motororien teret del, selv om det er indlysende, at der må gå en del mere eller mindre rå jernprodukter til begge sider; forretningsservicesektorens specielle placering er et tydeligt aggregeringsfænomen, og den viser sig da også at skyldes, at så forskellige typer som arkitekter, rådgivende ingeniører og reklamebureauer er samlet sammen her.

For forretningsservicesektorens vedkommende støder man desværre på det problem, at den ikke er disaggregeret yderligere i Nationalregnskabets offentliggørelser på 130-sektorniveau. Det er altså kun på områderne kemisk industri og metal/elektro/maskiner, at der synes mulighed for at opnå gevinster ved disaggregering af tallene fra SU30

b. Den detaljerede strukturanalyse 1975

Selv om mulighederne for at forbedre adskillelsen af hovedgruppern derfor på forhånd syntes små, besluttedes det at forsøge en samlet strukturanalyse af leverancerne i 1975 ud fra de skit-serede principper på det mest detaljerede erhvervs- og anvendelsesniveau. Bevæggrunden var nok så meget almindelig nysgerrighed som noget andet.

For at gøre arbejdet overkommeligt blev IO-modellen indlæst i TSP efter at en række småleverancer var nulstillet. Derefter anvendtes TSP´s ordningsrutine til at sortere erhvervene i grupper og kæder.

Resultaterne, der er for omfattende til at kunne gengives fuldt ud her, er både opmuntrende og nedslående. Graden af simultanitet (dvs gensidige leverancer imellem erhvervene) er uhyre lille, sådan at erhvervene rent faktisk viser sig at levere i kæder i en slags hierakisk struktur. Til gengæld viser det sig vanskeligt at skille disse kæder fra hinanden; dette er et udtryk for, at temmelig mange varer er "tværgående", dvs bruges som råvarer i mange erhverv. Som vi sene-

re skal vende tilbage til, viser disse tværgående varer sig ofte at være varer med en lav forarbejdningsgrad, og dette er uheldigt for mulighederne for lodret aggregering. Lad os imidlertid hellere tage de positive sider først.

For det første viser det sig, at den kemiske industri spalter sig nydeligt i en landbrugsorienteret, en byggeorienteret og en forbrugsorienteret del; Denne grænsesektor kan altså opløses. For det andet betyder denne opløsning, at landbruget, dets inputproducenter og dets aftagere (næringsmiddelindustrien) får en næsten totalt isoleret status i forhold til resten af økonomien[1]. Den danske økonomi kan derfor siges at være tvedelt - en art dualøkonomi, hvor de to hovedsektorer, fødevaresektoren og restsektoren, opererer næsten uafhængigt af hinanden; de to hovedsektorer er i øvrigt karakteriseret ved højst forskellige import- og eksportkvoter, ligesom de rimeligvis ska modelleres hver sin vej rundt.

Enhver aggregeringsnøgle for danske erhverv må simpelthen tage hensyn til denne meget fundamentale todeling af den danske økonomi.

På den negative side tæller, at jern- elektro- og maskingrupperne ikke bliver meget kønnere ved disaggregeringen, idet bygge- og transportmiddelgrenene ikke kan adskilles. Jernområdet retter sig mes imod leverancer til fremstilling af maskiner og transportmidler, mens elektroområdet er meget klart orienteret imod byggesektoren[2]. Begge sektorer har imidlertid også store leverancer til den ikke-dominerend gren. Overlapninger synes mest at være inventar og fininstrumenter, samt selvfølgelig leverancer af nærmest uforarbejdet stål og jern til hhv. værfter og nybyggeri. Der er desværre ikke grundlag - i hvert fald ikke i de tilgængelige tal - for at skille fremstilling af maskiner, instrumenter og motorer ud fra den mere inventar- og byggeorienterede sværindustri.

---

1) Jf. JAO 24/11 -80:"Landbrugets leverancestruktur 1975".

2) Dette gælder i hvert fald, så længe kabel- og trådfabrikker ikke kan skilles fra den finere elektroindustri.

Problemet med forretningsserivcesektoren løses selvsagt ikke, men den mystiske sammenkædning af det grafiske område med byggesektoren bliver naturligvis endnu mere iøjnefaldende på et så detaljeret erhvervsniveau.

Den grafiske industri er i det hele taget svær at indplacere. Dens aktiviteter er todelte, nogenlunde fifty-fifty, mellem råstofleverancer (emballage og reklameplads) og endelig anvendelse (fortrinsvis bøger og blade). Den er desuden svær at lægge sammen med andre sektorer, fordi den er næsten 100 pct. hjemmemarkedsorienteret.

Ud over de ovennævnte problemer er der ikke mange vanskeligheder. Erhvervene grupperer sig pænt i klynger, der producerer bestemte, beslægtede varetyper. Der er dog som nævnt grænseproblemer mange steder For at anskueliggøre dette - og for at blive lidt mere ADAM-relevant gennemgås i næste afsnit en 21-sektor-gruppering, der belyser problemerne i hovedtræk.

4. En konkret aggregering af de danske erhverv

I dette afsnit forsøges erhvervsstrukturen belyst ud fra en 21-sektorgruppering, der er udformet ud fra afgrænsningen af ADAM´s efterspørgselskomponenter; denne erhvervsopdeling skønnes at være tilstrækkelig til at belyse fordele og ulemper ved erhvervsstrukturens grundtræk.

Det er tilstræbt, at en ADAM-komponent af privat indenlandsk anvendelse kun skal modtage basisleverancer fra et enkelt erhverv[1]. Bemærk, at der altså ikke er taget stilling til mulige ændringer i forbrugs- og investeringskomponenternes indhold[2]. Bemærk også, at

---

1) Ved basisleverancer forstås leverancer, der hverken er avance, import eller indirekte afgifter.

2) Dog er der udskilt en forbrugsgruppe af offentligt dominerede tjenesteydelser, Cso, ligesom de faste investeringer er opdelt i maskiner, inventar og transportmidler.

hvis en ADAM-efterspørgselskomponent er sammensat af meget forskellig enkeltvarer, vil det tilsvarende erhverv også blive meget inhomogent. Dette forhold, samt hensyn til specifikationen af råvarekredsløbet og til forskelle i udenrigsorientering, har gjort en yderligere opdeling af visse erhverv nødvendig, således at det samlede antal erhve er 21, mens antallet af private indenlandske anvendelser er 16[1] og det samlede antal anvendelser 21. Antallet af erhverv er altså rigelig stort, men den anvendte gruppering skal heller ikke opfattes som et egentligt forslag til en ADAM-aggregering; det store antal erhverv er ment som en for fin opdeling, der skal understrege forskel le, ligheder og grænseflader imellem særlig vanskelige erhvervsgruppe

Grupperingen er i øvrigt udformet sådan, at erhvervene - når der ses bort fra de fire store funktionsdefinerede (landbrug, byggeri, handel og boligbenyttelse) samt fra den offentlige sektor - har en temmelig ensartet størrelse; at dette krav kan være en klods om benet skal kommenteres i papirets sidste afsnit.

a. De enkelte erhvervsgrupper - en gennemgang[2]

Den foreliggende gruppering må alt i alt siges at være temmelig konventionel. Den er vist på oversigtsform i tabel 1 næste side; sammensætningen på enkelterhverv er dokumenteret i bilag 1.

Fødevareområdet

Fødevareområdet, der som nævnt er næsten uafhængigt af de øvrige erhverv, er her delt i tre sektorer: En, der leverer input til landbruget, na (gødning og sojakager m.v.), landbruget, a, og næringsmiddelindustrien, nn. Inputsektoren na modtager importvarer og levere dem videre til landbruget. Landbruget modtager fra na, affald fra næringsmiddelindustrien nn samt en betydelig mængde energi, og stort

---

1) Eksklusive turistindtægter og lagre.

2) Gennemgangen bygger på tallene i tabel 2 nedenfor.

TABEL 1. De 21 erhverv.

1.	na	Fremstilling af inputs til landbruget Nr, løbenr 4, 55, 58, 77, 87
2.	a	Landbrug og gartneri m.v. , nr 1,2,3,6
3.	nn	Næringsmiddelindustri m.v., nr 8-28
4.	ne	Fremstilling af energi, nr 63,106,107,108
5.	nml	Fremstilling af elektro- og metalvarer, 74,75,89,90,92
6.	nmj	Fremstilling af jern og jernvarer, 72,73,78,82,88
7.	nmm	Fremstilling af maskiner m.v. , 83,84,86
8.	nmt	Fremstilling af transportmidler, 94-98
9.	nb	Fremstilling af inputs til byggesektoren, 7,59,64,65,66,68,69,70,71,79,80
10.	b	Bygge- og anlægsvirksomhed, 105
11.	nv	Fremstilling af øvrige varige varer, 5,38,39,51,52,53,54,67,76,81,85,91,93,102
12.	nit	Fremstilling af tekstilvarer, 29-37
13.	niq	Fremstilling af plastvarer, medicin m.v.,56-57,60-62,103-4
14.	qtr	Rullende transport, 99,116,117,121,122
15.	qts	Skibs- og luftfart, 118-120
16.	qh	Handel, 111,112
17.	ng	Fremstilling af grafiske artikler og papirvarer, 40-50
18.	qf	Forretningsservice, 126
19.	qq	Service i øvrigt, 113,114,125,127,128,129
20.	h	Boligbenyttelse, 109,110,115
21.	o	Offentlig sektor, 123,124,130

set hele produktionen afleveres til nn. Her videreforarbejdes den med tilsætning af lidt enzymer og emballage (fra niq og ng, jf. neden for) og lidt transport, inden den leveres til forbrug og eksport; dog går knap 2 mia. gennem hoteller og restauranter først.

Næringsmiddelindustrien kan næppe bære flere opdelinger, så længe landbruget ikke opdelt i animalsk og vegetabilsk produktion. Der er derimod visse afgrænsningsproblemer , især spørgsmålet om, hvorvidt nydelsesmiddelindustrierne skal medregnes eller ej. Fødevareområdet er et ønskeeksempel på erhverv, der opfylder kravene til lodret aggre gering, så personligt ville undertegnede ikke have noget imod at smække alle tre fødevareorienterede sektorer sammen og i stedet skill nydelsesmiddelindustrien ud som en særlig sektor. Men det er nu nok for rabiat.

Energiområdet

Energisektoren, der her er defineret bredt inklusive el- varme- og gasværker, modtager importvarer og leverer på tværs til næsten alle erhverv, til forbrug og til eksport. Blandt erhvervene er hoved-aftagerne landbrugsområdet, byggeinputsektoren (asfaltfabrikker og tegl- og glasværker) og selvfølgelig transportområdet.

Den tværgående leverancestruktur betyder ikke meget her, da leverancerne kan tolkes som bestående af homogene varer.

Metalområdet

Efter den temmelig uproblematiske start kommer investeringsgode/ inventar/transportmiddelindustrierne som et Medusahoved. Leverance-strukturen inden for området er firedelt: Der leveres til input i byggesektoren, til input i transportmiddelindustrien (værfterne), til input i maskinindustrien og til endelig anvendelse (investeringer). Desuden er der store forskelle i eksport- og importkvoter.

Her er valgt en firedeling af området: På råvaresiden er erhvervene todelt i jernvareindustrien, nmj, og elektro/metalvareindustrien, nml

På investeringsgodesiden er valgt en todeling i maskinindustrien, nmm og transportmiddelindustrien, nmt.

Jernvareindustrien nmj er et nul´te ordens erhverv, som leverer nogenlunde jævnt til maskinindustrien, transportmiddelindustrien og byggesektoren. Elektroindustrien er også et nul´te ordens erhverv og leverer til byggesektoren, idet der dog er betydelige leverancer til de øvrige metalsektorer. Maskinindustrien leverer til investeringer og har en uhyre høj eksportkvote; der er også en betydelig leverance ind i byggesektoren. Transportmiddelindustrien er karakteriseret ved skyhøje eksport- og importkvoter (for hhv. skibe og biler) samt betydelige leverancer til forbrug og investering.

Der går næppe meget tabt, hvis jern- og metal/elektroindustrien slås sammen. Mindre oplagt kan maskin- og transportmiddelindustrierne slås sammen, omend de leverer temmelig forskellige varer. Man kan såmænd også lægge hele skidtet sammen, for lighederne er store - men der er på den anden side også klare forskelle i deres orientering mod udland, anden endelig anvendelse og mod byggesektoren.

Problemet skal tages op og illustreres i sidste afsnit.

Byggeområdet

Byggeområdet er her spaltet i en byggematerialesektor, nb, og selve byggesektoren, b. Byggematerialesektoren samler sig smukt i en velafgrænset, stærkt hjemmemarkedsorienteret sektor, der næsten udelukkende leverer til byggesektoren. Der kan spores en todeling af sektoren i den helt tunge stenvareindustri uden eksport på den ene side og en mere sofistikeret gren med en vis eksport (rockwool, glas, maling m.m.) på den anden side. Det eneste afgræningsproblem af betydning er træindustrien, der domineres af leverancer til byggesektoren, men som desuden leverer til møbelindustrien og har en vis eksport. Træindustrien er her ikke indregnet i nb; dette skyldes dels dens eksport, dels tradition og dels en fornemmelse af, at det er bedre at

lade byggesektoren købe et kompleks af træ og møbler end at lade møbelfabrikkerne købe et kompleks af sten og træ. Løsningen er ikke ideel, for der opstår en meget stor og atypisk leverance (knap 2 mia) fra forbrugsgodeindustrien (her nv, som træindustrien lægges i) ind i byggesektoren; problemet tages op i sidste afsnit.

Byggesektoren, b, giver sig selv som aggregeret sektor. Den modtager fra metalområdet, fra byggematerialesektoren, fra nv (træ) og en betydelig mængde transportydelser, og den leverer på tværs af erhvervene, dog med en klar overvægt af input til sektoren boligbenyttelse (reparationer m.m.). Langt den største del af produktionen går dog til nyanlæg. Eneste ulempe er, at byggesektorens inputstruktur formentlig er ustabil, fordi dens to hovedaktiviteter, nyanlæg og reparationer, givetvis både har forskellig inputstruktur og efterspørgselsudvikling; også dette problem tages op i sidste afsnit.

De to byggeorienterede sektorer er ligesom fødevareområdet skoleeksempler på erhverv, der kan aggregeres lodret, men dette er nok også for rabiat.

Forbrugsvareområdet

De forbrugsvareorienterede erhverv er søgt splittet i producenter af langvarige forbrugsgoder, nv, og producenter af øvrige, ikke-varige varer, ni. Dette viste sig vanskeligt, fordi tekstilindustrien både leverer til forbrug af varige varer (tæpper og gardiner) og til forbrug af øvrige ikke-varige varer (konfektion). Da der desuden er store forskelle i graden af udlandskonkurrence inden for fremstilling af ikke-varige varer, er der tillige udskilt en grafisk industri. Forbrugsvareområdet er altså opdelt i fire erhverv: fremstilling af varige varer (ekskl. biler), nv, fremstilling af tekstilvarer, nit, fremstilling af grafiske artikler m.m., ng, og en restgruppe, fremstilling af plastvarer mv., niq.

Fremstilling af varige varer er praktisk taget et nul´te ordens

erhverv. Det har kun mindre inputleverancer fra metalområdet og plastic m.v. Sektoren har en betydelig råvareleverance til byggesektoren (træ), men leverer ellers overvejende til til forbrug af varige varer investeringer i inventar og eksport. Der er grænseproblemer,både til maskinindustrien nmm, byggesektoren b og til plastvarer mv, niq. Graden af udlandsorientering er i underkanten af middel, og konkurrenceforholdet er jævnt: eksport og konkurrerende import er nogenlunde lige store.

Tekstilindustrien nit er velafgrænset. Den er et nul´te ordens erhverv, der leverer til forbrug af varige og ikke-varige varer og eksport. Graden af udlandsorientering er middel (som for nv), men importen har en overvægt i konkurrenceforholdet.

Fremstilling af plastvarer m.v., niq, er også meget tæt på at være et nul´te ordens erhverv, idet der er nogle små inputleverancer fra energisektoren ne og fra den grafiske industri ng. Den har små råvareleverancer til landbruget (medicin og måske plastemballage), til byggeområdet og til nv (varige varer; der er formentlig tale om meterplastic), men dens absolutte tyngde ligger i leverancer til forbrug af ikke varige varer, offentligt konsum (medicin) samt en overordentlig stor eksport. Eksportkvoten er meget høj over hele linien, men det er især medicin og kemiske råstoffer, der eksporteres.

Den grafiske industri, ng, er skilt ud på grund af dens næsten totale orientering mod hjemmemarkedet. Den har mindre inputs af transport (bladkompagniet), men er ellers et nul´te ordens erhverv. Sektoren leverer til landbrugsområdet og handel (emballage) og til forretningsservice (reklameplads) samt til forbrug af ikke-varige varer (bøger og blade) og til offentligt forbrug (modelgruppepapirer og blanketter). Den grafiske industri er altså tættere knyttet til handels- og servicevirksomhed end til egentlig fremstillingsvirksomhed.

Det er svært at se nogen særlig rimelig konsolidering af disse

fire forbrugsindustrier, først og fremmest på grund af deres forskellige relation til verdensmarkedet. Problemet illustreres i sidste afsnit.

Transportområdet

Transportområdet er her delt i rullende transport m.v., qtr, og skibs- og luftfart, qts. Dette sker først og fremmest af hensyn til forskellen i udenrigsorientering, idet landtransport stort set hverken im- eller eksporterer, mens skibs- og luftfart næsten udelukkende foregår på udlandet.

Begge sektorer modtager inputs fra energi og fra transportmiddelindustrien (reservedele). Som nævnt er den rullende transport kraftig orienteret imod indenlandsk anvendelse, mens skibs- og luftfart helt retter sig imod udlandet.

Af kuriosa kan nævnes, at den rullende transport indeholder autoreparationsværksteder. Problemet, der er uhyre vanskeligt, tages op i sidste afsnit; her skal kun nævnes, at argumentet er, at autoreparationer er nogenlunde proportionale med kørselsomfanget, samt at transportsektoren i forvejen indeholder en stor klump autoreparation. Den rullende transport indeholder tillige P&T , hvilket begrundes med at både DSB og fragtmænd i forvejen ligger her.

Handel

Handelssektoren omfatter engros- og detailhandel og giver i øvrigt sig selv. Handelsavancer er ikke betragtet som egentligt input i kausalanalysen, men opfattes i stedet som en art afgift.

Serviceområdet

Serviceområdet er her delt i en forretningsservicesektor, qf, og en service-i-øvrigt-sektor qq. Forretningsservicesektoren er udskilt på grund af dens råvareorientering og på grund af dens væmmeligt stor leverance på 2 mia. til byggesektoren, samt dens store input fra den grafiske industri. Spørgsmålet er dog her, om ikke problemet hellere

burde begraves i en samlet servicesektor for at sprede trækket fra byggesektoren på nogen flere erhverv. På denne måde gør det muligvis mindre skade end ved en direkte kobling til den grafiske industri; sammenlægningen kan alligevel forsvares med, at begge erhverv har meget høje BFI-kvoter.

Boligbenyttelse

Denne sektor giver sig selv. Her er den lagt sammen med vandværker og renovation, men selv om dette principielt er i orden, er det nok tvivlsomt i praksis. Under alle omstændigheder betyder det ikke så meget, hvor vand og skraldemænd lægges.

Offentlig sektor

Den offentlige sektor giver også sig selv. Her er den tillagt privat undervisning og privat sundhedsvæsen, men dette er nu heller ikke særlig vigtigt.

b. IO-tabellens udseende med den valgte gruppering.

Den samlede IO-tabel, svarende til den gennemgåede gruppering, er vist i tabel 2.a og 2.b (hhv, råvare- og efterspørgselsmatricen). Den skal kort kommenteres i dette punkt, der således delvis bliver et resume af punkt a. Bemærk, at tabellen er med eksogen konkurrerende import, dvs at den angiver de potentielle danske leverancer; tabellen med endogen konkurrerende import er vist i bilag 2.[1)]

Det ses, at forsøget på at "koncentrere" råvareleverancerne i diagonalen (og i øvrigt i så få elementer som muligt) er lykkedes pænt; de store elementer uden for diagonalen er meget få. Graden af koncentration af leverancerne illuatreres af, at det stort set er lykkedes at give alle leverancer (potentielle) på over 500 mill. kr. en kommentar med på vejen under gennemgangen i punkt a.

Ud af de 441 mulige råvareleverancer er kun 102 større end 150 mill

1) Bilagstabellen afviger dog marginalt fra tabel 2, fordi Nationalregnskabet i mellemtiden har ændret den detaljerede erhvervskode.

kr., og kun 59 leverancer er større end 450 mill. kr. Disse tal bliver naturligvis mindre, når den konkurrerende import skilles ud. For efterspørgselsmatricen er de tilsvarende tal 66 og 46 ud af 378 potentielle leverancer (disse tal er inklusive det meget tværgående offentlige forbrug).

På minussiden bemærkes, at antallet af helt små leverancer er mege stort i råvarematricen, sådan at de små leverancer tilsammen ikke er uden betydning. Det er svært at vurdere betydningen af dette forhold. En umiddelbar konsekvens er, at antallet af "rene" nuller i matricen ikke er så stort, som man måske kunne håbe, idet det næppe er forsvarligt at nulstille alle de små leverancer. På den anden side er de enkelte småleverancer så små, at de næppe behøver at blive modelleret de kan i stedet indgå med konstante koefficienter.

Efterspørgselsmatricen ses at være blevet uhyre pæn. Der er mindre overlapninger mellem landbrug og næringsmiddelindustri, men de er til at leve med. Energisektoren leverer til både brændsel og benzin, men forskellen på disse to varer ligger også primært i afgifterne. Der er mindre overlapninger inden for maskin- og inventarindustrierne men der er på den anden side også en tydelig adskillelse af hovedgrupperne; vi skal senere vende tilbage til dette problem. Byggesektoren og dens inputsektor er helt isolerede. I forbrugsvareindustrierne ses tydeligt grænseproblemet til maskinindustrien samt tekstilindustriens placering midt imellem varige og ikke-varige varer. Desuden ses, at Ci består af en meget blandet gruppe varer: Der er ikke mindre end tre erhverv, der udelukkende leverer til Ci; de kan desværre ikke uden videre lægges sammen, fordi de har så forskellige eks- og importkvoter. Landtransportsektoren leverer til både Ck, kollektiv transport og til Cr (autoreparation); dette er ikke udpræget kønt, men problemet er nærmest uløseligt, sålænge autoreparation ikke kan skilles helt ud.

Alt i alt må den i tabel 2.b. viste efterspørgselsmatrice siges at ligge meget tæt på den - i følge Vastrup - ideelle diagonalmatrix. Bemærk, at dette gælder samtidig med, at råvarematricen også er helt koncentreret. Dette skyldes den anvendte opfattelse af produktionsprocessen for en efterspørgselskomponent som en samlet proces til fremstilling af et fast varebundt. Man kan måske sige, at den anvendte aggregering er så varetypeorienteret som overhovedet muligt. Råvarekredsløbet er kun udskilt for så vidt, som der er tværgående basisvarer - i dette tilfælde især energi, jern og kobber(elektro); træ kunne måske også komme på tale. I modsat fald er der aggregeret lodret, som fx ved varerne gødning, sten, træ og tekstil; dog er skridtet ikke taget fuldt ud med sektorerne na og nb, der i princippet kunne være lagt sammen med deres aftagere.

De vigtigste af de problemer, der indtil nu har fået en kavalerisk behandling, vil blive kommenteret eller illustreret i dette papirs sidste afsnit.

5. Udvalgte problemstillinger

I dette afsnit vil en række af de vanskeligheder, der blev sprunget let hen over i forrige afsnit , blive kommenteret eller illustreret. Forhåbentlig kan dette bidrage til at give et mere nuanceret grundlag for kommende diskussioner om ADAM´s sektorinddeling og beslægtede spørgsmål.

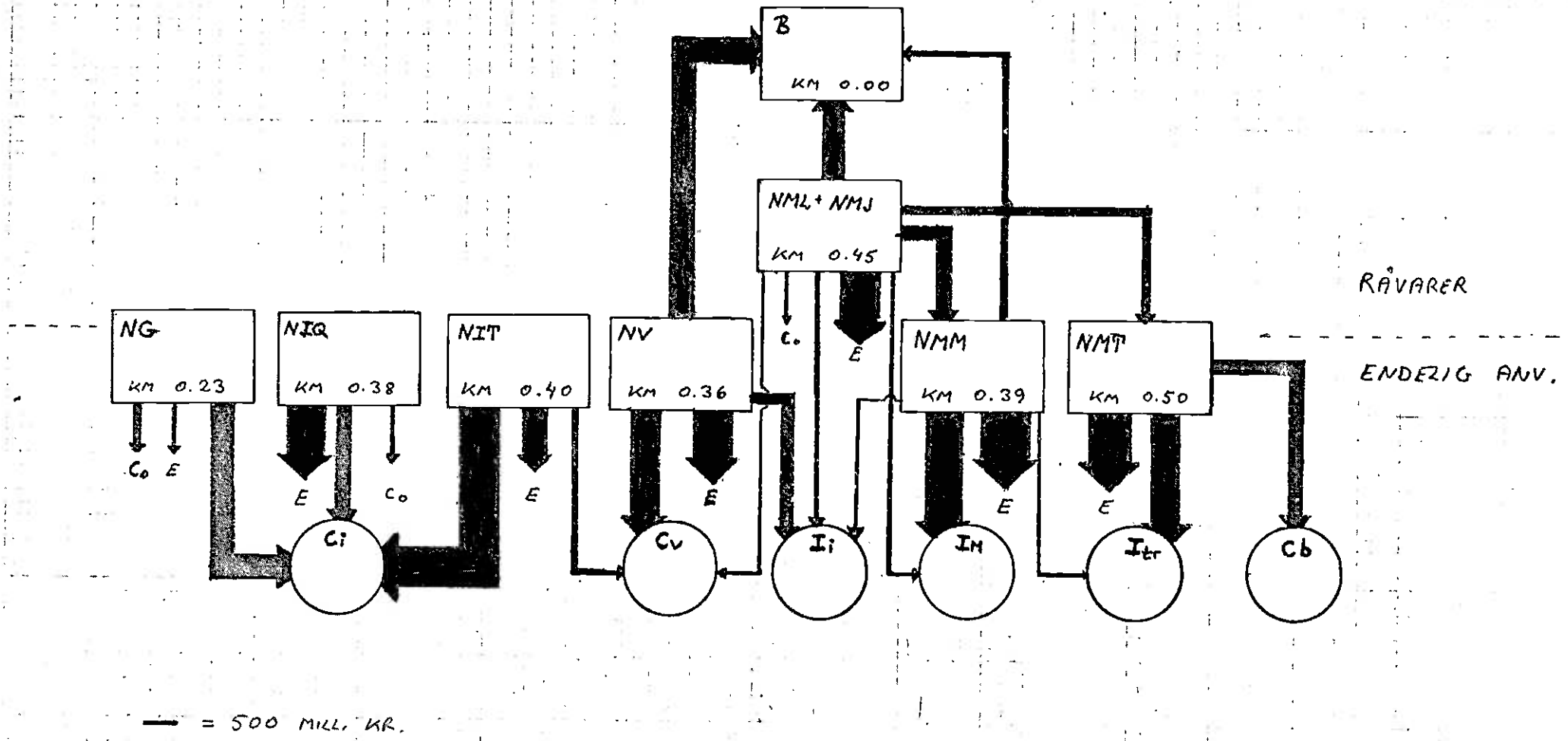
a. Forbrugsgodeindustri - investeringsgodeindustri

Opdelingen af industrien i forbrugs- og investeringsgodeindustrier er en gammel hest i Cirkus ADAM. Den har været trukket manegen rundt endnu en gang i dette papir, men nu med to brogede føl: Opdelingen af forbrugsvareindustrien i fødevarer, ikke-varige varer i øvrigt og varige varer. Problemet med disse opdelinger skulle efterhånden være klart: Lige så indlysende forskelle, der er i delsektorernes leverancer til de forskellige forbrugs- og efterspørgselskomponenter, lige så svært er det at trække grænserne imellem dem. Man kan derfor hverken forsvare at dele dem op eller at lægge dem sammen. Det er rimeligvis disse grænseproblemer, der førhen har gjort det svært at skelne forbrugsindustriernes adfærd fra investeringsindustriernes. Der går en langt klarere skillelinie imellem fremstilling af varige varer på den ene side (både forbrugs- og investerings-) og ikke-varige varer på den anden side; det eneste grænseproblem er tekstilindustriens leverancer af både gardiner og underbukser, men det er nu let at leve med.

Der er ingen nemme løsninger på problemet, men for at give lidt baggrund er nogle udvalgte leverancer ind og ud af investeringgs- og forbrugsindustrierne anskueliggjort i figur 1. Såvel forskelle som ligheder fremtræder umiddelbart; tallene taler faktisk for sig selv.

Det, der skader mindst, er nok en sammenlægning af jern- og elektroindustrierne; dettte er gjort på figuren af anskuelighedsgrunde.

FIGUR 1. FORBRUGS- OG INVESTERINGSGODEINDUSTRIERNE. UDVALGTE LEVERANCER. 1975



ANM: KM ER KONKURRERENDE IMPORT SOM ANDEL AF (DANSK PRODUKTION + KONK. IMPORT).

Maskin- og transportmiddelindustrierne kan let isoleres. Så længe ADAM ikke skelner mellem maskin- og transportmiddelinvesteringer kan de to erhverv rimeligvis lægges sammen, men hvis de to investeringskomponenter modelleres separat, bør de skilles ud på grund af den næsten perfekte adskillelse og de forskellige konkurrenceforhold.

Man kunne såmænd også lægge hele metal- og maskinområdet sammen - og måske endda lægge fremstilling af øvrige, varige varer (nv) oven i; den eneste rigtig alvorlige ulempe ved dette er de meget forskellige konkurrenceforhold.

Det ses af figuren, at de ikke-varige forbrugsindustrier er sværere at behandle på grund af deres meget forskellige im- og eksportkvoter.

b. Reparationsvirksomhed

Et problem, der har været meget svært at tackle, er behandlingen af reparation af varige varer af forskellig art. Så godt som alle producenter af varige varer vil have to aktiviteter på deres virksomhed: fremstilling af nye varer på den ene side og reparation af gamle varer på den anden side. En meget stor del af de samlede råvareleverancer må opfattes som sådanne reparationsydelser (fx byggesektorens og maskinindustriens råvareleverancer). I integrerede fremstillingsreparationsvirksomheder vil inputstrukturen være ustabil, hvis produktionsværdiens sammensætning på nyfremstilling og reparationsvirksomhed ændrer sig; reparationsvirksomhed har givetvis den højeste lønkvote. På længere sigt er det måske rimeligt nok, at reparations- og fre stillingsvirksomhed følges ad (med parkens størrelse), men på kort sigt kan der udmærket være modsatte konjunkturer i de to typer produktion. Tænk fx på byggesektoren, der snart i en årrække har levet af isolering og andre småting.

Oven i denne vanskelighed kommer, at det erhverv, der er indehaver af en stok af langvarige varer, ofte vil ofre en del reparationsudgif-

ter af egen lønningspose. Sluttelig kan der med tiden opstå hele selvstændige erhverv, der lever af at reparere langvarige varer, og det er netop et af disse tilfælde, der har plaget i denne forbindelse Hvilket erhverv skal et reparationserhverv lægges sammen med?

Problemets vanskelige karakter illustreres af, at der ikke er nogen særlig håndfast praksis på området i Nationalregnskabet. For visse varetypers vedkommende er reparationsvirksomheden inklu-deret i fremstillingserhvervet (boliger, skibe, konfektion m.v.), for andre varetypers vedkommende er reparation udskilt som et selvstændigt erhverv (radio og fjernsyn, biler, sko m.v.). På maskinområdet anvendes en blanding af begge principper, idet en del af reparationsvirksomheden (nemlig den landbrugsorienterede) ligger i sektoren "Smede- og maskinværksteder", mens resten ligger i det fremstillende erhverv. Nationalregnskabets praksis synes altså at være dikteret af de datamæssige muligheder: Hvis det er praktisk muligt, skilles reparationer ud, ellers ikke.

Som et kuriosum kan nævnes, at sektoren autoreparationsværksteder netop har skiftet plads i Nationalregnskabets nummersystem fra at ligge blandt fremstillingserhvervene til at ligge blandt serviceervervene Det er da også netop indplaceringen af denne ganske betydelige sektor, der har givet vrøvl i den aktuelle situation. Det virker ikke rimeligt at placere autoreparation i transportmiddelindustrien, fordi både inputstruktur og efterspørgselsudvikling for autoreparation givetvis er afvigende. Problemet er, hvor erhvervet så skal indregnes.

Gammel ADAM-praksis tilsiger, at reparationer placeres i servicevirksomhed, og det er da også en klart bedre løsning. På den anden side giver en sådan placering et betydeligt træk fra servicesektoren på transportmiddelindustrien; det er uheldigt set ud fra det grundlæggende synspunkt om nulbevaring, der er anlagt her, og et sådant træk forløber næppe parallelt med servicevirksomhed i øvrigt. I den anvendt aggregering er valgt den utraditionelle - og måske ikke særlig kløg-

tige- løsning at lægge autoreparation i landtransportsektoren. Argumentet er, at dels ligger der i forvejen en betydelig mængde autoreparation i dette erhverv, dels kan autoreparationerne antages at være proportionale med kørselsomfanget. Løsningen er dårlig, hvis det samlede kørselsomfang ikke udvikler sig parallelt med landtransportsektorens produktionsværdi.

En lignende synsvinkel er anvendt, da smede- og maskinværkstederne placeres i input-til-landbrugssektoren na.

Problemet har heldigvis ikke været aktuelt for byggesektorens vedkommende, fordi Nationalregnskabet ikke offentliggør dens reparationsvirksomhed separat.

c. Den grafiske industri

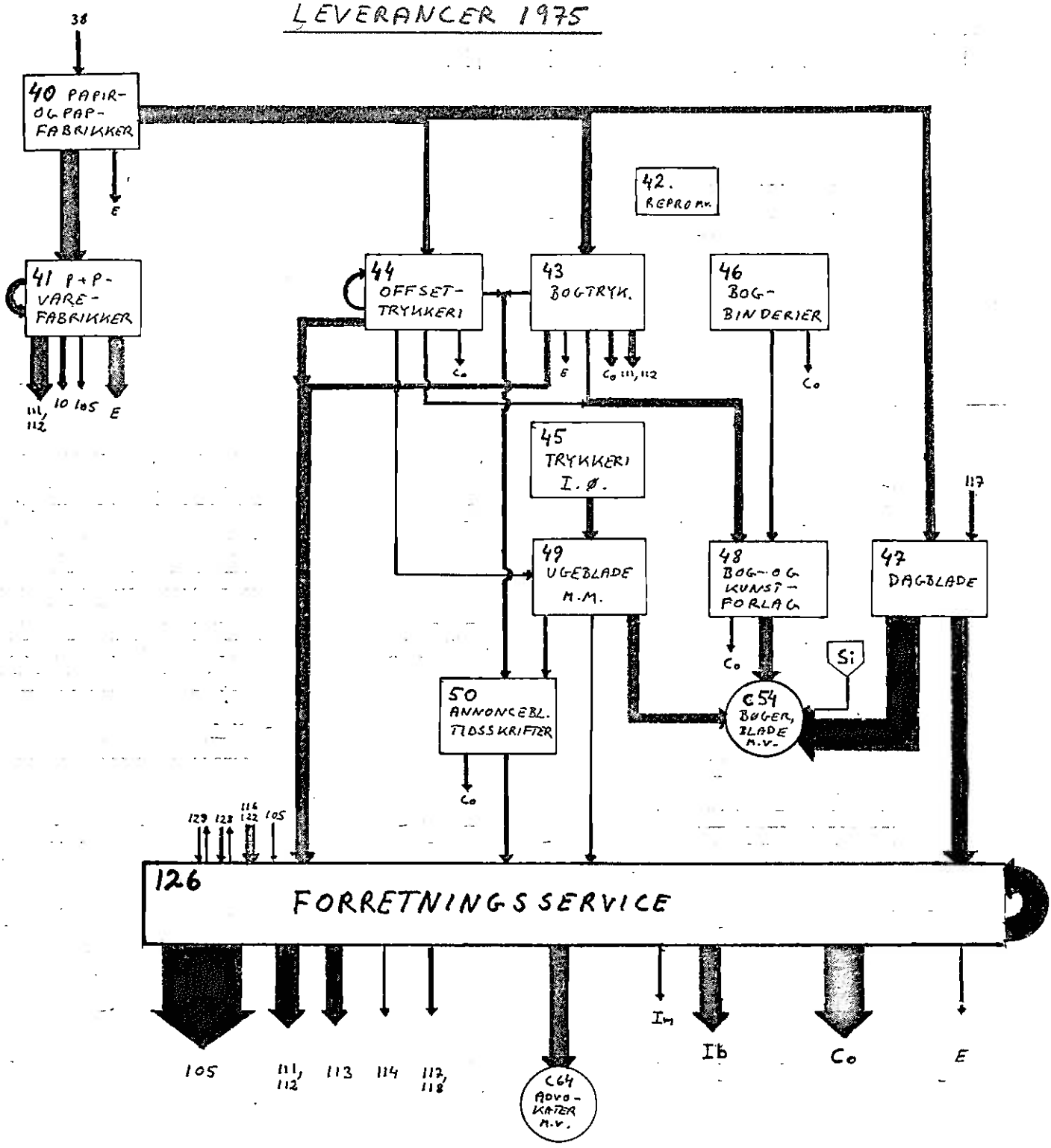
Den grafiske industri er lidt af et smertensbarn. Den deler sig i tre grene, der vanskeligt kan adskilles: En emballagegren, en reklameorienteret gren og en forbrugsorienteret gren. Emballagegrenen har - i modsætning til de øvrige - en vis eksport. Reklame- og forbrugsgrenene er uløseligt sammenknyttede via dag- og ugebladene, sådan at råvareleverancer og forbrugsleverancer ikke kan adskilles.

Den grafiske industri er som nævnt svær at lægge sammen med andre fremstillingserhverv, fordi den er næsten helt hjemmemarkedsorienteret Også i den indenlandske leverancestruktur retter den grafiske industri sig mere mod handel og servicevirksomhed end mod andre fremstillingserhverv.

Igen er det svært at se, hvad der kan gøres ud over at skille den grafiske industri helt ud. Sektorens leverancer er anskueliggjort i figur 2; det overlades til læseren at drage konklusioner.

FIGUR 2. GRAFISK INDUSTRI OG FORRETN. SERVICE.

LEVERANCER 1975



— = 100 MILL. KR

"Transporter"

10	mejerier
38	træindustri
105	bygge- og anlæg
111	engroshandel
112	detailhandel
113	finansiel virksomhed
114	forsikringsvirksomhed
116	jernbaner, busser m.m.
117	anden landtransport
118	skibsfart
122	post, telgraf m.m.
128	hoteller og restauranter
129	husholdningsservice

d. Importen

Den i tabel 2.a og 2.b viste samlede IO-tabel viser meget lidt om importen, fordi det - bl.a. af anskuelighedsgrunde - er tabellen med eksogen konkurrerende import, der er anvendt. I bilag 2 er vist en tilsvarende tabel med endogen konkurrerende import. Den viser som ventet, at antallet af nuller stiger kraftigt, når importvarerne trækkes ud af råvarekredsløbet. Der kan måske spores en kedelig tendens til, at det er de store leverancer, der bliver mest reduceret (også relativt). Den viser desværre også en anden indlysende pointe, nemlig at en SITC-fordelt import passer dårligt ind i den valgte, lodrette aggregeringsfilosofi. Dette skyldes selvfølgelig, at SITC-grupperingen er overvejende bestemt af varens forarbejdningsgrad, mens den lodrette aggregering er bestemt af varens type.

En BTN/NRNR-fordelt import ville passe langt bedre til den valgte aggregeringsnøgle. På den anden side skal der i dette afsnits sidste punkt omtales en alternativ aggregeringsfilosofi - en art blanding af forarbejdnings- og artssynsvinklen - som måske kan overflødiggøre disse spekulationer. Den vil til gengæld indebære et større antal erhverv .

e. Om at gøre vold på erhvervsstrukturen

Et af de lidt skuffende resultater af den gennemgåede gruppering var, at der mange steder var store afgrænsningsproblemer mellem ellers forskelligt leverende sektorer.

Kigger man disse grænseflader efter i sømmene, viser det sig ofte at være et enkelt erhverv, der leverer på tværs af sektorerne (eller anvendelserne). For råvarekredsløbets vedkommende - og det er her, problemet er værst - bør det noteres, at det næsten altid er varer med en meget lav forarbejdningsgrad, der leveres på tværs af sektorerne: Når først det rå produkt har fået en vis grad af forarbejdning, er dets skæbne ofte beseglet. De rå produkter går derimod ofte til

flere formål. En alt for konsekvent lodret aggregering vil gøre vold på dette forhold; meget tyder derfor på, at det kunne være rimeligt at skille nogle "basisvareindustrier" ud på et meget tidligt tidspunkt i leveringskæderne. Disse "basisvarer" skulle så opfattes som homogene "bulk"-varer, der leveres på tværs af hovedsektorerne. Denne synsvinkel er faktisk allerede knæsat i den anvendte gruppering med energi-, jern- og elektro(kobber)-sektorerne. Der er mange flere basisvarer, der kunne udskilles, men der vil ofte blive tale om industrier, der i ADAM-sammenhæng er latterligt små. På den anden side kan de udmærket være betydningsfulde i forbindelse med modelleringen af importen.

En hurtig oversigt over de 130 NR-erhverv giver følgende typer af basisvarer: Gødning, foderkager, energi, jern, kobber, sten og cement, træ, papir, rå plastic og rå tekstil. Af disse går gødning og foderkager kun til landbruget, så de kan medtages i den lodrette aggregering; det samme gælder sten og cement, der kun går til byggesektoren. Energi går til alle erhverv; jern og kobber går på tværs af maskiner, transportmidler og byggesektoren; træ går på tværs af byggesektoren, møbelindustrien og papirindustrien; papiret er det eneste, der binder de ellers forskellige emballage- og pressegrene af den grafiske industri sammen; rå plastic går til byggesektoren, emballage og til spinderierne; råtekstil går på tværs af møbelfabrikker og konfektion.

De vigtigste at skille ud er - i nogenlunde prioriteret rækkefølge - energi, jern, kobber og træ; i anden række kommer papir, plastic og tekstil. Det bliver dog svært at skille kobber/kabler ud fra den finere elektroindustri, da Nationalregnskabet ikke offentliggør disse tal. Hvis træindustrien skilles ud (den er ganske betydelig), forsvinder en meget stor del af overlapningen mellem forbrugs- og investeringsgodeindustrierne.

Selv om disse basisvareerhverv ville være meget små, ville de muligvis lette modelleringen af importen, og de ville gøre det muligt at komme så tæt på en Vastrupsk matrix, at der ikke kan ses forskel.

Antallet af skatteydere (Usy)

Der har længe været et ønske om at endogenisere antallet af skatteydere i ADAM. Skatteydere afgrænses som antallet af skattepligtige personer med en skattepligtig indkomst større end nul[1].

Det har imidlertid været en større hindring for dette arbejde, at der ikke foreligger nogen sammenhængende serie for dette skatteyderbegreb: Skattestatistikken offentliggør ikke noget, der ligner et antal skatteydere, hvorimod tallet kan udledes af Indkomststatistikkens tabeller; Indkomststatistikken har til gengæld forskellig dækningsgrad igennem perioden 1970-78, ligesom den kun omfatter fuldt skattepligtige, helårsansatte fra og med 1974[2]. Hovedproblemet ved konstruktion af en serie for Usy er derfor at undgå svingninger som følge af disse forskellige variationer i datagrundlaget.

Udgangspunktet er altså den mindst brådne serie, der foreligger, nemlig Skattestatistikkens serie for skattepligtig indkomst (Ys i ADAMś $d_a$tabank)[3]. Antallet af skatteydere kan da findes ved at dividere denne serie for den samlede indkomst med Indkomststatistikkens gennemsnitlige indkomst pr. skatteyder; pointen er, at den gennemsnitlige indkomst pr. skatteyder må være næsten uafhængig af ændringer i dækningsgraden m.m., og at vi derfor kan anvende såvel indkomsttabelværkernes tal som de særlige stikprøvetal, der kan fås fra 4. kontor.

Da Skattestatistikken omfatter samtlige skattepligtige, mens Indkomststatistikken kun omfatter fuldt skattepligtige, helårsansatte personer, indebærer metoden, at de delvist skattepligtige indgår med en vægt, der svarer til forholdet mellem deres personlige indkomst og den gennemsnitlige indkomst for fuldt skattepligtige skatteydere; for at udtrykke det mere konkret vil en delvist skattepligtig, der har en skattepligtig indkomst på det dobbelte af gennemsnitsindkomsten for fuldt skattepligtige skatteydere, blive regnet for to skatteydere.

Det således beregnede antal skatteydere afviger sikkert højest med omkring 5.000 personer fra det egentlige antal hoveder; metoden har den fordel, atden gennemsnitlige indkomst pr. skatteyder i ADAM (og i MISKMASK) er den samme som i Indkomststatistikkens publikationer.

1) Jf. PUD:"Skattefunktionen i ADAM", 12. august 1980
2) Jf eventuelt JAO: "En note om indkomster og fradrag", november 19
3) Den her anvendte serie afviger fra ADAMBK's, idet opgørelsesmetod i Skattestatistikken er ændret siden datarevisionen, jf SE 81,A 8

Tallene

Skattestatistikkens tal for den samlede skattepligtige indkomst er gengivet i tabel 1.

Tabel 1. Positive ansatte skatteplitige indkomster 1970-79, mill. kr

1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979
76166*	84895	94913	109042	127352	146784	164880	182918	203141	224070

*) Beregnet ved at jævnføre Indkomststatistikkens stigning 1970/71 med Skattestatistikkens niveau 1971; se i øvrigt JAO, november -8

Anm: For årene 1970-74 er den skattepligtige indkomst for periodeansatte m.v. opregnet til årsbasis; dette giver et mindre databrud mellem 1974 og 1975.

Den gennemsnitlige ansatte skattepligtige indkomst pr. skatteyder er beregnet og opført som (4) i tabel 2 (i 1000 kr.).

Tabel 2. Nøgletal fra Indkomststatistiksystemet 1970-78

	1970[1)]	1971[1)]	1972[1)2)]	1973[1)]	1974	1975	1976	1977	1978
(1) Skpl. pers	126.42	66.76	267.60	260.80	3959.6	3982.8	4020.5	4058.6	4112.0
(2) Skatteydere	105.82	56.04	219.52	233.35	3505.8	3599.9	3639.3	3705.8	3775.9
(3) Ansat skpl. indk., pos.	2471.4	1433.1	6172.2	7075.0	125145	144200	162639	180553	200407
(4) (3)/(2)	23.355	25.573	28.117	30.319	35.696	40.057	44.690	48.722	53.075

1) Stikprøvetal
2) Omfatter alle typer skattepligt, dog ekskl. sømænd.

Anm: Tabellen er baseret på tal for fuldt skattepligtige, helårsansatte personer.

Antallet af skatteydere kan nu beregnes ved at dividere indkomsterne fra tabel 1 med (4) fra tabel 2.

Tabel 3. Antallet af skatteydere (Usy) m.m. 1970-78

	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
Usy (1000)	3261.2	3319.7	3375.6	3596.5	3567.7	3664.4	3689.4	3754.3	3827.4
kusy	1.098	1.095	1.104	1.164	1.140	1.167	1.158	1.159	1.156

Anm: Korrektionsfaktoren kusy svarer til "kv1" i TMP-notatet af 2/12 -80.

De her viste tal afviger marginalt fra tallene i TMP: "Relation til bestemmelse af Usy", 2. december 1980, som er grundlaget for bestemmelsen af Usy i ADAM, marts 1981-versionen. Dette skyldes dels den nævnte ændring i opgørelsesmetoden for Ys, dels mindre korrektioner af forskellig art. Ændringerne er helt betydningsløse og til det bedre.

Tabel 4. Beregningsfradrag m.m. 1970-1977

Tabel 4. Beregningsfradrag m.m. 1970-1977, kr

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
(1) Alm. Personfr.	5000	5100	5400	5800	6100	9000	10800	12600
(2) Makrofradrag, skattestatistik	6454	7511	7912	8098	8391	11000	13096	15022
(3) Makrofradrag, indkomststat.			7770	8086	8496	11203	13495	15709
(4) (2)/(1)	1.291	1.473	1.465	1.396	1.376	1.222	1.213	1.192
(5) (3)/(1)			1.439	1.394	1.393	1.245	1.250	1.247

Tabel 5. Makro-progessionsgrænser for skattepligtig indkomst, kr

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
1./2. trin	7300*	7511	7912	8098	8391	11000	13096	15022
2./3. trin	24300*	25011	26412	27898	29291	50000	59500	66800
3./4. trin	37300*	38311	40512	42998	45291	90000	107100	120300
4./5. trin	77300*	79500	84112	89598	94591	-	-	-

Danmarks Statistik
6. kontor

20/1 1981
JAO/jao

Dagpenge og skatter - om ajourføring og fremskrivning af eksogene variable

Lovgrundlaget for dagpengeberegningen til arbejdsløse er dokumenteret frem til 1976 i rapport nr. 4, kapitel 7. Årene siden da har været plaget af hyppige og til tider lidt forvirrede ændringer af lovgivningen på området med deraf følgende besværligheder for os. I afsnit 1 i dette papir gennemgås reglerne for perioden 1976-81 samt deres implikationer for udformningen af dagpengerelationen og værdien af ADAM-dagpengesatsen td.

På skatteområdet er skatteskalaen til MISKMASK dokumenteret frem til og med 1978 i brugervejledningen til MISKMASK (JAO, 2/11 1980); antallet af skatteydere og deres sammenhæng med ADAM´s arbejdsmarked er dokumenteret frem til 1978 i TMP m. fl. "Relation til bestemmelse af Usy", 2/12 1980. I afsnit 2 i dette papir ajourføres disse tal, idet konsekvenserne af lovgivningsændringer på området samtidig underkastes en foreløbig vurdering

1. Arbejdsløshedsdagpengene 1976-81

Fra 1. april 1976 var princippet for reguleringen af maksimalsatsen for arbejdsløshedsdagpenge, at denne hvert år pr. 1. april og 1. oktober fastsattes på ugebasis som 90 pct. af ugelønnen ved fuld sædvanlig arbejdstid til den gennemsnitlige timeløn for arbejdere i industri og håndværk (lih) i hhv. nærmest forudgående april og oktober kvartal.

Denne udmærkede ordning holdt sig i kraft til 1. januar 1979, hvor reguleringen i forbindelse med omlægningen af finansåret blev ændret til at finde sted pr. 1. januar og 1. juli ud fra lih i nærmest forudgående hhv. januar og juli kvartal.

Efter reguleringen 1. januar 1980 blev maksimalsatsen midlertidigt frosset fast, idet der dog gennemførtes en dyrtidsregulering pr 1. september 1980 ud fra juli-pristallet; desuden indførtes fra samme dato en særlig forhøjelse på 24 kr/uge[1].

Fra 1. april træder en bemærkelsesværdig ny ordning i kraft[2] Efter denne nye ordning beregnes den maksimale sats på ugebasis som 90 pct. af beregningsgrundlaget; dette består af et grundbeløb på 1767 kr/uge, der reguleres hver 1. oktober ud fra den

- - - - - - - - - - - - - - -

1) Jf. L 43, 15. februar 1980.

2) Jf. L 509, 3. december 1980.

procentvise afvigelse mellem lih i nærmest forudgående januar kvartal og lih i januar kvartal 1980; det nye er, at der i denne afvigelse hverken medregnes dyrtidstillæg, givet efter januar 1980,eller andre tillæg. Til gengæld dyrtidsreguleres beregningsgrundlaget halvårligt pr. 1. april og 1. oktober ud fra de samme regler som for det øvrige arbejdsmarked. Det vil sige, at der falder et dyrtidstillæg for hver fulde tre points afvigelse fra 100 i det senest offentliggjorte pristal for januar eller juli; den første portion er på 24 kr/uge, de øvrige på 36 kr/uge.

Det fastsatte grundbeløb på 1767 kr/uge svarer til en maksimal dagpengesats på 295 kr/dag, som er lig med maksimalsatsen pr. 1. januar 1980 plus det særlige tillæg på 4 kr/dag, der indførtes pr. 1. september 1980; der er altså ikke i fastsættelsen af grundbeløbet foretaget nogen nedsættelse af satsen.

Tabel 1 (se næste side) viser på oversigtsform de maksimale dagpengesatser, tidspunkterne for deres ikrafttræden samt reglerne for reguleringen i perioden 1973-81.

Ud fra de nævnte regler og nogle få skøn for lih i 1980 samt reguleringspristallene i 1981 kan maksimalsatserne for arbejdsløshedsdagpengene frem til 4. kvartal 1981 beregnes; det er forudsat, at januarpristallet for 1981 udløser 1 dyrtidsportion, mens julipristallet udløser 2. Ved siden af denne ret sikre spådom om dagpengesatsen kan der ligeledes beregnes et godt skøn over, hvad maksimalsatserne ville have været, såfremt lovgivningen havde været uændret siden 1977 (svarende til, hvad ADAM´s dagpengerelation forudsætter). Forholdet mellem den faktiske og den hypotetiske maksimalsats svarer stort set til, hvad vi ville forvente af bevægelse i td. Resultaterne er opført i tabel 2 (se side 4); det fremgår, at td mod forventning stiger i 1979, mens den falder noget mere end forventet fra 1979 til 1980. Dette fænomen må førts og fremmest tilskrives indførelsen af efterløns- og jobtilbudsordninger i 1979, der sikkert har fjernet nogle af de "lavtlønnede" langtidsledige; desuden er td jo generelt konjunkturmedløbende, jf. rapport 4, kap. 7. Alt i alt er der ingen grund til at anfægte konklusionen af maksimalsatsberegningerne, nemlig at lovændringerne har bevirket en kumuleret nedsættelse af dagpengesatserne på årsbasis på omkring 6 pct., fordelt nogenlunde ligeligt over årene 1980 og 1981. Efter dette ræsonnement bør td nedsættes med 3 pct. fra 1980 til 1981.

Der er ikke grund til at forvente effekter ud over 1981 med

Tabel 1. Reguleringstidspunkter samt beløb og regler for maksimal dagpengesats

Tidspunkt	beløb(kr/dag)	beregningsgrundlag	anvendte data
1/1 1973	106	Ugeløn ved timelønnen lih og normal ugentlig arbejdstid	lih 1972:2
1/2 1974	132	"	lih 1973:2
1/1 1975	160	"	lih 1974:2
1/1 1976	173	"	lih 1974:4
1/4 1976	184	"	lih 1975:2
1/10 1976	194	"	lih 1975:4
1/4 1977	205	"	lih 1976:2
1/10 1977	215	"	lih 1976:4
1/4 1978	225	"	lih 1977:2
1/10 1978	236	"	lih 1977:4
1/1 1979	239	"	lih 1978:1
1/7 1979	251	"	lih 1978:3
1/1 1980	261	"	lih 1979:1
1/9 1980	269	Samme som 1/1 1980, reguleret ud fra juli-80-pristallet plus et ekstra tillæg på 4 kr/dag	
1/4 1981		1767 kr/uge * taktregulering pr. 1/10 plus dyrtidsregulering pr. 1/4 og 1/10	jan 1981-pristal+
1/10 1981		"	jul 1981-pristal+ Rlih 1981:1 ekskl. dyrtid efter jan 80

Anm: På ugebasis er maksimalsatsen 90 pct. af beregningsgrundlaget; dagsatsen er 1/6 af ugesatsen. Dyrtidsportioner udløses ved hver fulde 3 points afvigelse fra 100; første portion er på 24 kr. om ugen, resten på 36 kr. om ugen. De 1767 kr. svarer til en sats på 265 kr/dag pr. 1 januar 1980.

Tabel 2. Dagpengesatser m.v. 1978-81

	1978	1979	1980	1981
lih (kr)				
1. kvt	39.82	43.57	48.46	53.30*
2. kvt	41.04	45.12	49.62	
3. kvt	41.84	46.22	50.82*	
4. kvt	43.15	47.82	52.60*	
året	41.50	45.74	50.30*	
Reguleringspristal				
januar			100.0	108.3*
juli			104.4	113.2*
Maksimal dagsats (kr)				
1. kvt	215	239	261	269
2. kvt	225	239	261	274*
3. kvt	225	251	264	274*
4. kvt	236	251	269	306*
året[1)]	224.9	244.3	263.8	280.1*
Hypotetisk maksimalsats (kr) (efter gammel ordning)				
1. kvt	215	236	259	287
2. kvt	225	246	271	298
3. kvt	225	246	271	298
4. kvt	236	259	287	316*
året[1)]	224.9	245.7	271.9	299.4*
Forringelse (1978= 1.00) (faktisk/hypotetisk)	1.000	0.994	0.970	0.937*
td[2)]	44267	46667	44697	

1) Ved beregningen af årsgennemsnit er kvartalssatserne vægtet med antallet af ledige i hvert kvartal; for 1980 er brugt vægte fra 1977 (år med stigende ledighed), for 1981 er brugt 1978-vægte (år med stagnerende ledighed).
2) Fra ADAMBK.; dog er fejlen i td i 1980 rettet.

den nuværende dagpengerelation. Ganske vist er lagget i taktreguleringen øget til $1\frac{1}{4}$ år på årsbasis, men til gengæld er der nu tilføjet en pristalsregulering med kun ca. ½ års lag på årsbasis. Nettoeffekten af dette er temmelig sikkert, at det hidtil gældende lag på 1 år i lønreguleringen er den bedste approksimation til den nye ordning, når først engangstabet er indarbejdet. Konklusionen bliver derfor, at vi kan arbejde videre med den nuværende udformning af dagpengerelationen, men at td bør nedsættes med 3 pct. fra 1980 til 1981, hvorefter den kan forlænges uændret.

2. Indkomstskatterne 1978-81

Der har været to vigtige lovændringer på indkomstskatteområdet siden 1978. For det første blev de ekstra 500 kr's personfradrag afskaffet for ikke-pensionister i 1980, for det andet er skatteskalaens og personfradragenes grundbeløb ændret for skatteåret 1981. Personfradrag og progressionsgrænser i skatteskalaen er opført i tabel 3.

Tabel 3. Personfradrag og skatteskala 1978-81

	1978	1979	1980	1981
Personfradrag				
Almindeligt	13300	14500	14800[1]	16000
Forhøjet	24700	26900	28500	29500
Progressionsgrænser				
1. grænse	71000	77400	81900	87200
2. grænse	127800	139400	147400	151400

1) For gifte pensionister dog 15300.

Inden en skatteskala til MISKMASK kan opstilles, må korrektionsfaktoren til det almindelige personfradrag, kpf (jf. bruger vejledningen til MISKMASK, app A), vurderes. Afskaffelsen af de 500 kr. for ikke-pensionister i 1980 skønnes ud fra foreløbige beregninger at bidrage til kpf med ca. 0.007; for 1981 er virkningen af ændringen af grundbeløbene vanskelig at vurdere på grund af modgående tendenser. Indgrebet betød en klar skærpelse af beskatningen af enlige pensionister relativt til den almindelige beskatning; isoleret set trækker dette i retning af et fald i kpf. Imidlertid bevirker skærpelsen - sammenholdt med en noget kraftigere udvikling i pensionssatserne end den almindelige indkomstudvikling i de senere år - at en betydelig andel af de enlige pensionister bliver betalende skatteydere i 1981,

noget der ikke har været almindeligt i de foregående år. Dette trækker i retning af en forøgelse af kpf. Alt i alt viser nogle særdeles foreløbige beregninger, at kpf næppe falder væsentligt i 1981, men et sted i omegnen af 0.001. Korrektionsfaktoren kpf foreslås derfor fremskrevet som i tabel 4.

Tabel 4. Korrektionsfaktorer til personfradraget 1978-81

	1978	1979	1980	1981
kpf	1.214	1.214*	1.220*	1.219*

Der er ikke i fremskrivningen indlagt nogen faldende trend a la den, der har kunnet spores i årene frem til 1978. Skatteskalaen i MISKMASK bliver derefter som i tabel 5.

Tabel 5. Skatteskalaen i MISKMASK 1978-81

	1978	1979	1980	1981
1. grænse	16143	17603*	18056*	19504*
2. grænse	71050	77450	81950	87250
3. grænse	127850	139450	147450	151450

Antallet af skatteydere, Usy, foreligger frem til og med 1978 jf, TMP m. fl. 2/12 1980. I forlængelse af dette papir kan Usy fremskrives som 1.153 ganget med summen af arbejdsstyrken, U, antallet af pensionister i BU'erne og antallet af personer over 74 år. Resultatet ses i tabel 6.

Tabel 6. Antallet af skatteydere m.m. 1978-80

	1978	1979	1980	1981
U	2645.2	2626.9	2652.9	
Upns1	391.6	428.4	450*	
Upns2	275.4	280*	285*	
Uogp	3312.2	3335.3	3387.9	
Usy	3817.6	3844.3	3904.6	

Kilder: ADAMBK., ovennævnte TMP-notat samt skøn.

Danmarks Statistik
6. kontor

12/1 1981
JAO/jao

OM AGGREGERINGSNIVEAUER I EMPIRISKE MAKROMODELLER

Dette papir er en kondensering af de dele af min store opgave, der vedrører sammenbindingen af udbuds- og efterspørgselssiden i makromodeller. Da der har været tale om meget betydelige forkortelser, vil fremstillingen nok ikke alle steder forekomme fyldestgørende. I disse tilfælde henvises til opgaven eller til de løbende anførte kilder. Papiret vil falde i fire afsnit. I det første skal aggregeringsproblemernes natur og typerne af dem ganske kort ridses op, ligesom det fundamentale begreb separabilit introduceres. I det andet afsnit gennemgås den traditionelle sammenbinding i makromodeller og terminologien fastlægges. I det tredie afsnit gennemgås aggregering i modeller med faste sammenbindingskoefficienter. Det er denne problemstilling, der har domineret litteraturen om emnet, men det påvises at den er uinteressant på det danske talgrundlag: Sammenbindingskoefficienterne er hverken stabile på det detaljerede niveau eller på aggregeret niveau. I sidste afsnit forsøges derfor en analyse af aggregering i modeller med bevægelige sammenbindingskoefficienter.

1. Lidt om aggregeringsproblemer

I sin hyppigt refererede oversigtsbog om aggregering i økonomisk analyse definerer Green (1964,p 3):

> "Aggregering er en proces, hvorved en del af den information, der er til rådighed for løsningen af et givet problem, ofres med det formål at gøre problemet lettere at håndtere".

Således defineret er aggregeringsprocessen identisk med den almindelige abstraktionsproces, der er en nødvendig forudsætning for enhver generalisation, jf. fx. McClelland(1975). Det er efter over to århundreders filosofiske diskussioner blevet almindelig anerkendt, at der hverken kan gives entydige eller "objektive"

retningslinier for, hvordan denne proces skal foretages, men at der er nødt til at bygge på subjektive vurderinger i bredeste forstand - vurderinger af fordele og ulemper ved at ofre den pågældende information.

Ikke desto mindre møder man ofte inden for den økonomiske litteratur kravet om "konsistent aggregering" i den forstand, at aggregeringen overhovedet ikke må påvirke modellens resultater og egenskaber - dvs. at kun værdiløs information må ofres. Denne holdning skal vi i det følgende betragte som ufrugtbar, idet den på forhånd afskærer os fra abstraktioner ud over dem, der allerede er gjort på mikroniveauet[1]. I stedet skal vi generelt være villige til at gøre grove antagelser og ofre en del reel information for til gengæld at få nogle grundlæggende træk frem ved data- og modelstrukturerne - træk som måske i første omgang er druknet i et hav af detaljer. I stedet for den firkantede term "konsistent aggregering" skal vi derfor bruge betegnelsen "perfekt aggregering", som langt bedre illustrerer, at en aggregerings kvalitet er et gradsspørgsmål.

I økonomiske modeller sondres normalt mellem tre typer af aggregeringsproblemer: Aggregering af varer, aggregering af agenter og aggregering over tiden. I dette papir er det specielt vareaggregering, vi skal beskæftige os med, da dette problem er det dominerende i forbindelse med produktionsfunktioner[2]. Et vigtigt begreb

- - - - - - - - - - - - -

1) "Konsistenskravene [til indeksberegninger, JAO] er udtryk for et (naivt) håb om, at man efter en passende aggregering (..) kan behandle vektorer (..), som om det var tal. Det var dømt til at mislykkes." Keiding(1981, p 3.22).

2) Perfekt aggregering over producenter forudsætter, at de individuelle produktionsfunktioner er identiske og positivt homogene af en eller anden grad større end nul ("homotetiske"), jf. Keiding(1981, p 3.12 og 3.22f). Vi skal være villige til at gøre denne antagelse.

i forbindelse med aggregering af inputvarer i en produktionsfunktion er funktionens <u>indre struktur</u> eller separabilitetsforhold. Vi kan tage udgangspunkt i produktionsfunktionen

(1.1) $g = f(x_1, x_2, \ldots, x_n)$,

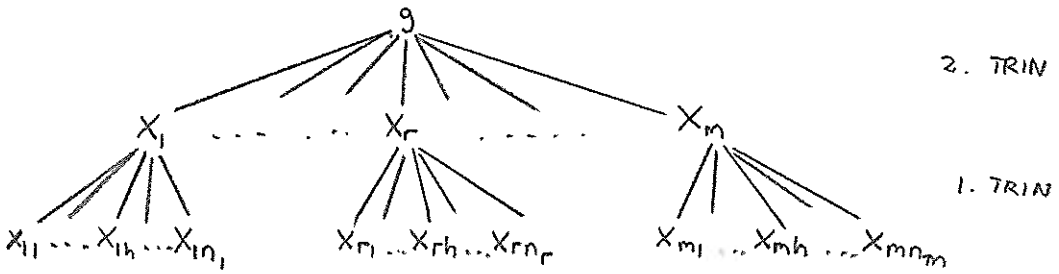
hvor g er den producerede mængde af en outputvare og $x_1, \ldots, x_n$ er indsatsen af de n elementarvarer. Funktionen f siges at være (svagt) separabel m.h.t. klassedelingen af $x_1, \ldots, x_n$ i grupperne 1..m, såfremt relationen (1.1) kan skrives

(1.2.a) $g = F(X_1, \ldots, X_r, \ldots, X_m)$, hvor

(1.2.b) $X_r = f_r(x_{r1}, x_{r2}, \ldots, x_{rn_r})$, $r = 1, \ldots, m$; $\sum_r n_r = n$.

Separabiliteten fortolkes på den måde, at funktionen f har en <u>hierarkisk</u> opbygning: Først kombineres elementarvarerne inden for den r'te gruppe til mellemproduktet X_r (r = 1,..m), på en sådan måde at produktionsfunktionen for det r'te mellemprodukt er uafhængig af faktorindsatsen i produktionen af de øvrige mellemprodukter Derefter kan mellemprodukterne kombineres på forskellige måder til den endelige færdigvare. Et klassisk eksempel er, at kul og olie kan bruges i forskellige forhold til at producere elektricitet. Elektriciteten kan så i næste trin kombineres med forskellige former for maskiner og arbejdskraft til at give en færdigvare. Den viste struktur i (1.2) er en simpel to-trins struktur med m grene. I praksis vil man møde mere indviklede strukturer; måske kan nogle af subfunktionerne f_r yderligere separeres osv osv., og i så fald kan det være en fordel at tegne strukturen op i et <u>træ</u>. Produktionstræet, svarende til (1.2), er tegnet op i figur 1.1 på næste side. Bestemmelsen af produktionstræets udseende er et vigtigt empirisk problem, som vi skal vende tilbage til senere.

Figur 1.1.Produktionstræet for (1.2)



Når en produktionsfunktion er separabel som (1.2), er det nærliggende at aggregere elementarvarerne sammen til de m mellemprodukter og forsøge at behandle disse, som om de var elementarvarer. Dette kræver, at der kan konstrueres prisindeks for mellemprodukterne, der indeholder tilstrækkelig information til at forklare alle bevægelser i $X_1,\ldots,X_m$ og som opfylder, at $P_rX_r=E_r$ (udgiften til gruppen).Dette kan kun gøres på perfekt vis, såfremt subfunktionerne f_r er homogene af 1. grad, jf. Green(1964, p 25ff), og selv i dette tilfælde må såvel pris- som mængdeindeks antage specielle former, bestemt af det konkrete udseende af funktionerne f og f_r. Undtagelsen er, hvis der på en eller anden måde kan lægges restriktioner på bevægelserne i elementarvarernes mængder eller priser. Hvis fx. elementarvarerne i en gruppe altid må anvendes i faste mængdeforhold, kan de aggregeres perfekt med et almindeligt fastvægtsindeks. Hvis der på den anden side altid er faste relative priser mellem en gruppe elementarvarer, kan de ligeledes aggregeres perfekt. Det er i det hele taget et tilbagevendende forhold i aggregeringsteorien, at jo flere restriktioner, der kan lægges på de indgående elementarvariable, jo større er mulighederne normalt for en perfekt aggregering. I de følgende afsnit skal vi se, hvordan dette forhold kan udnyttes ved valget af vareaggregeringsniveauet i et samlet makromodel. Forskellen på det isolerede

aggregeringsproblem, vi hidtil har beskæftiget os med, og det samlede aggregeringsproblem i makromodeller, er netop, at modellens samlede ligningssystem giver os en række ekstra restriktioner, der kan udnyttes. På den anden side kan den samlede model også give nogle restriktioner på valget af aggregater, som kan hæmme aggregeringsmulighederne. Dette vil typisk være tilfældet, når et aggregat indgår flere forskellige steder i modellen. I så fald kan vi ikke vælge aggregeringsproceduren ud fra den konkrete form på fx produktionsfunktionen, og dette begrænser selvsagt aggregeringsmulighederne stærkt. I en økonomisk model vil vi fx typisk skulle beskrive samspillet mellem udbud og efterspørgsel for en given vare. Men der er i almindelighed ingen garanti for, at den aggregering af varer (og individer), der isoleret set er optimal i forhold til udbudsfunktionen, også vil være den optimale i forhold til efterspørgselsfunktionen. Dette er nok den væsentligste årsag til, at de forskellige funktionsspecifikke aggregeringer, der har været populære i den teoretiske litteratur om fx produktionsfunktioner, ikke rigtig har vundet indpas i makromodellerne. Koblingen mellem udbuds- og efterspørgselsfunktioner sker på <u>markedet</u>, og derfor skal aggregaterne helst måles i monetær værdi (kr) eller masse (kg) - ellers kan det være svært at opnå korrespondance mellem markedets to sider. Problemet omkring etableringen af denne korrespondance kaldes også problemet om <u>sammenbindingen</u> mellem udbud og efterspørgsel i makromodeller, og det er dette ømtålelige problem, vi skal analysere grundigere i de næste tre afsnit.

2. Sammenbindingen i makromodeller

Problemet med den manglende garanti for korre-spondance mellem aggregeringerne på udbuds- og efterspørgselssiden kan i princippet kun løses på en måde: Der defineres et antal grundlæggende varegrupper, der er så stort, at vi ved simpel eller vægtet summation kan få både den produktionsrelevante og den efterspørgselsrelevante varegruppering. Antallet af makrovarer i modellen er altså bestemt af intersektionen af de hensigtsmæssige grupperinger på udbuds- og efterspørgselssiden. Men hvordan stemmer en sådan afgrænsning overens med kravet om, at varerne i de enkelte produktions- eller efterspørgselsfunktioner er fuldstændig homogene?

Normal praksis i makromodeller har været, at der defineres et sæt af efterspørgselskomponenter ud fra efterspørgselsteoretiske overvejelser; vi skal repræsentere efterspørgselskomponenterne ved en vektor $\underline{f}$ (n_f x 1). Denne vektor opfattes som sammensat af komponenter af (mindst) fire køberes efterspørgsel i en periode. Den første type efterspørgsel er forbrugsefterspørgselen f_c, der som regel antages at stamme fra en enkelt, repræsentativ forbruger[1]. Den anden type er investeringsefterspørgselen f_i, der her skal antages at stamme fra en enkelt investor. Den tredie type efterspørgsel er udlandets efterspørgsel f_e (eksporten), der her skal opfattes som en enkelt købers efterspørgsel, men som udmærket kan være fordelt på flere købende lande. Den fjerde og sidste type efterspørgsel er den offentlige efterspørgsel f_o, der ligeledes skal antages at stamme fra en enkelt efterspørger. Når disse fire købere skilles ud, er det først og fremmest af institutionelle grunde, men også fordi de formodes at have en vidt forskellig adfærd. Til de fleste af vores formål er det dog tilstrækkeligt

- - - - - - - - - - - - - -

1) Vi skal ikke her gå ned i det nærmest uløselige problem om aggregering af forbrugsfunktioner, jf. fx. Muellbauer (1975)

at analysere efterspørgselskomponenterne under et i den samlede f-vektor

(2.1) $\underline{f}' = [\underline{f}_c' \quad \underline{f}_i' \quad \underline{f}_o' \quad \underline{f}_e']$.

På produktionssiden defineres et antal erhvervsgrupper eller sektorer ud fra produktionsteoretiske overvejelser, n_g i alt. Derefter defineres en matrix af faste omregningsnøgler, der transformerer efterspørgselskomponenterne $\underline{f}$ til en sektorfordelt endelig efterspørgsel $\underline{e}$:

(2.2) $\underline{e} = E\underline{f}$,

hvor E $(n_g \times n_f)$ er den nævnte matrix af omregningsnøgler - de såkaldte <u>efterspørgselskoefficienter</u>. Transformationen (2.2) involverer i princippet $(n_g \times n_f)$ makrovarer; de varer, der leveres af samme sektor,er homogene set fra udbudssiden, og de varer, der anvendes i samme efterspørgselskomponent, er homogene set fra anvendelsessiden. For hvert nul i E-matricen reduceres antallet af makrovarer dog med en[1].

Hvis vi til den sektorfordelte endelige efterspørgsel $\underline{e}$ lægger den sektorfordelte råvareefterspørgsel $\underline{x}$, fås den samlede sektorfordelte efterspørgsel $\underline{g}$:

(2.3) $\underline{g} = \underline{x} + \underline{e}$.

Normalt antages, at råvareefterspørgselen er proportional med efterspørgselen efter færdigvaren, således at

(2.4) $\underline{x} = A\underline{g}$,

hvor A er en matrix af faste råvarekoefficienter. Dette giver sammen med (2.3) og (2.2)

(2.5) $\underline{g} = A\underline{g} + E\underline{f}$,

der kan løses til

(2.6) $\underline{g} = (I-A)^{-1}E\underline{f}$.

Formlerne (2.5) og (2.6) kaldes <u>sammenbindingsrelationerne</u> på hhv. strukturform og reduceret form. Matricen $(I-A)^{-1}E$ vil i det

1) Antallet af makrovarer kan ligeledes reduceres, hvis nogle søjler og rækker i E-matricen er identiske, jf. nedenfor.

følgende blive betegnet <u>sammenbindingsmatricen</u>. Sammenbindingen involverer i princippet også (n_g x n_f) makrovarer med en vare mindre for hvert nul i sammenbindingsmatricen, men der vil generelt være færre nuller i sammenbindingsmatricen end i E-matricen isoleret.

Undertiden udregnes også det samlede forbrug af primære inputs $\underline{s}$ (skatter, bruttofaktorindkomst og undertiden import):

$$(2.7) \qquad \underline{s} = Y\underline{g} + Y_f\underline{f}$$
$$= \left[Y(I-A)^{-1}E + Y_f\right]\underline{f} \quad ,$$

hvor Y er en matrix af koefficienter for primære inputs i produktionen og Y_f er en koefficientmatrix for primære inputs i efterspørgselskomponenterne. Matricen $Y(I-A)^{-1}E + Y_f$ kaldes i det følgende den <u>reducerede produktionsmatrix</u>, idet (2.7) kan siges at angive den reducerede produktionsfunktion for efterspørgselskomponenterne $\underline{f}$. Det samlede system kan anskueliggøres som i fig 2.1.

<u>Figur 2.1. Input-output-systemet</u> [1)]

KØBER / SELGER	SEKTORER (n_g i ALT)	ENDELIG EFTERSPØRGSEL (n_f i ALT)	I ALT
SEKTORER (n_g i ALT)	$A\hat{g}$	$E\hat{f}$	$\underline{g}$
PRIMÆRE INPUTS (n_s i ALT)	$Y\hat{g}$	$Y_f\hat{f}$	$\underline{s}$
I ALT	$\underline{g}'$	$\underline{f}'$	

Det er den direkte sammenhæng mellem endelig efterspørgsel og primære inputs (2.7), der har den endelige interesse, men i mange makromodeller anvendes Y-matricen ikke på en så simpel måde som i (2.7), først og fremmest fordi der skønnes at være en signifikant dynamik i bestemmelsen af primære inputs. Derfor

- - - - - - - - - - - - - - -

1) Tegnet ^ bruges til at angive, at vektoren diagonaliseres i en matrix. Ved multiplikationen $A\hat{g}$ vil fx. alle elementer i den i´te søjle i A blive multilpliceret med det i´te element i g-vektoren.

stopper man ofte ved sammenbindingen af efterspørgselen (2.6), hvorefter sammenhængen mellem sektorefterspørgselen $\underline{g}$ og de primære inputs $\underline{s}$ modelleres i stokastisk / formulerede adfærdsrelationer. Ved sammenbindingen af udbud og efterspørgsel forstås derfor normalt kun omregningen fra komponentfordelt endelig anvendelse til den samlede sektorfordelte efterspørgsel $\underline{g}$[1]. Tilsvarende modelleres priserne på sektorproduktionerne, $\underline{p}_g$, ofte i stokastisk relationer, mens priserne på anvendelseskomponenterne $\underline{f}$ findes ved en <u>prissammenbinding</u>

$$(2.8) \quad \underline{p}_f' = \underline{p}_g' E \quad .$$

Bemærk, at formuleringen (2.8) forudsætter, at prisudviklingen på en given sektors leverance er den samme i alle anvendelser, svaren de til, at der er konstante relative priser mellem varer i samme række i E-matricen.

Vastrup(1977) kritiserer denne metode for at være inkonsistent med antagelsen om, at efterspørgselskomponenterne kan opfattes som homogene varer for forbrugeren (det er således kun sammenbindingen af forbrugskomponenterne $\underline{f}_c$, han kritiserer). Når der er lige så mange varer i en forbrugskomponent, som der er ikke-nul elementer i dens søjle i E-matricen, kan forbrugeren så opfatte den som homogen?[2]. Vi så ovenfor, at dette kræver, enten at de relative priser i gruppen af varer inden for en anvendelseskomponent er konstante i alle tænkelige situationer, eller at de relative mængder i gruppen er konstante, eller at nyttefunktionen er separabel i komponenterne $\underline{f}_c$, <u>og</u> komponentfunktionerne for hver eneste anvendelseskomponent er homogene af 1. grad.

- - - - - - - - - - - - - -

1) En alternativ og muligvis bedre løsning er at lade sammenbindingen bestemme de sektorfordelte bruttofaktorindkomster.

2) En ligetil mulighed for dette er, at det vitterligt er den samme vare, men at den produceres som biproduktion i flere erhverv. Vi skal her se bort fra eksistensen af biproduktion.

Svaret på Vastrups indvending er, at hvis efterspørgselskomponenterne i f-vektoren opfattes som bundter af enkeltvarer med fast sammensætning, dvs at vægtene i E-matricen er konstante, er skitsen konsistent nok: De faste relative mængder inden for anvendelseskomponenterne sikrer homogeniteten af disse for forbrugeren, samt at deres prisindeks er veldefinerede, og aggregeringen af mængderne langs en række i E-matricen er tilladelig, da den relative prisudvikling for en sektors produkter er den samme i alle anvendelser i følge prissammenbindingsrelationen (2.8), svarende til at alle varer, der leveres af samme sektor, er homogene set fra produktionssiden. Empiriske undersøgelser har vist, at antagelsen om en fast E-matrix ikke er særlig realistisk, men den er ikke inkonsistent med en økonomisk fortolkning, sådan som Vastrup hævder. Man kan derimod med fuld ret sætte spørgsmålstegn ved rimeligheden af at summere efterspørgselskomponenter til fx det samlede (fysiske forbrug, men dette er jo det sædvanlige indeksproblem.

Sagen stiller sig imidlertid noget anderledes, når de relative varemængder inden for en efterspørgselskomponent tillades at variere, dvs hvis de modelleres som bevægelige IO-koefficienter.[1] I så fald må Vastrups argumenter overvejes en gang til, for da bliver homogeniteten af anvendelseskomponenterne tvivlsom: Hverken de relative mængder eller de relative priser inden for komponenterne kan antages konstante, så der må kræves homogen separabilitet i nyttefunktionen. Men i dette tilfælde eksisterer der måske ikke prisindeks med fuld information for anvendelseskomponenterne og selv om de eksisterer, vil de rimeligvis ikke være lig med de fastvægtsindeks, prissammenbindingen danner. Det mest frugtbare synes at være, at vi opfatter de modelberegnede indeks som approksimationer til de ideelle indeks. Vurderingen af, om en sådan approksimation er for grov, er et almindeligt abstraktionsspørgs-

1) Betegnelsen IO-koefficienter bruges i det følgende som fællesbetegnelse for råvare- og efterspørgselskoefficienter.

mål, og det må afgøres konkret ud fra empiriske analyser. På dette punkt er der næppe tvivl om, at det er tvingende nødvendig at acceptere et aggregeringsslør. En anden hovedindvending mod brugen af E-matricen er, at antagelsen om, at en sektorvare er homogen i alle anvendelser, næppe er realistisk. Dette gælder i særlig grad for leverancerne til forbrug, idet en given enkeltvare på detaljeret nationalregnskabsniveau kun kan gå til en enkelt forbrugskomponent. Hvis en aggregeret sektor derfor leverer til flere aggregerede forbrugskomponenter, må det altså dække over, at det rent faktisk er forskellige enkeltvarer, der leveres, og så må homogenitetsantagelsen i bedste fald betegnes som kunstig.

Den eneste helt stringente måde at løse problemet på er, at E-matricen gøres diagonal, som Vastrup kræver, men i praksis er vi nok nødt til at stille os tilfredse med mindre strenge krav. Det er dataproblemer, der dikterer løsningen på denne problemstilling i praksis. Det må dog huskes, at jo flere varer, der aggregere sammen til en efterspørgselskomponent med E-matricen, jo større må vi regne med, at approksimationsfejlen på det tilhørende prisindeks vil være. Derfor synes det absolut at være værd at tilstræbe, at der er så mange ettaller (og nuller) i E-matricen som muligt. Dette har desuden den indlysende fordel, at der ikke er nogen koefficienter at modellere, hvis der kun er ettaller og nuller i matricen.

Hovedkonklusionen af dette afsnit er, at aggregeringsnøglerne for erhverv og varer til hhv sektorer og efterspørgselskomponenter ikke bør vælges uafhængigt af hinanden, men at der i høj grad er brug for en afstemning. Dette problem skal analyseres i de to næste afsnit, idet vi først begrænser analysen til at omfatte modeller med faste sammenbindingskoefficienter og derefter forsøger at vurdere det mere generelle tilfælde med bevægelige sammenbindingskoefficienter.

3. Aggregering i modeller med faste sammenbindingskoefficienter

Udgangspunktet for diskussionen i dette afsnit er sammenbindingsrelationen

(3.1) $\underline{g} = (I-A)^{-1}E\underline{f}$, jf. (2.6).

Det forudsættes, at koefficientmatricerne A og E er stabile på det mest detaljerede niveau af erhverv og anvendelser, der kan fremskaffes data for[1]. Vi ønsker at aggregere såvel produktionern $\underline{g}$ som efterspørgslerne $\underline{f}$ på en sådan måde, at koefficientmatricern A^* og E^* på det aggregerede niveau også er stabile. Det vises, at dette kun kan lade sig gøre under meget restriktive betingelser, og der opstilles empiriske mål for, hvor godt disse betingelser er opfyldt for en given aggregeringsnøgle.

Det vil vise sig frugtbart at tage udgangspunkt i aggregeringe af de detaljerede anvendelser $\underline{f}$ til et mindre antal $\underline{f}^*$. Når denne aggregeringsnøgle er fastlagt, kan vi bestemme en korresponderende aggregeringsnøgle for erhvervene fra $\underline{g}$ til $\underline{g}^*$ - givet grupperingen af anvendelser. I praksis vil dette så igen føre til en nyvurderin af anvendelsesgrupperingen osv osv, således at et afstemt aggregeringsniveau kan findes ved en art iterativ procedure.

a. Aggregering af anvendelser

Grunden til, at antallet af anvendelser i modellen har en særlig interesse, er,at antallet af frihedsgrader i modellen normalt er lig med antallet af anvendelser. Denne pointe kan måske bedst illustreres med termer fra den elektriske kredsløbsteori: Det egentlige mål med modellen er en bestemmelse af sammenhængen mellem primære inputs og endelig anvendelse, idet de primære inputs opfattes som en art negative poler og den endelige anvendel-

- - - - - - - - - -

1) I det danske nationalregnskab er dette niveau for tiden på 117 erhverv og 78 efterspørgselskomponenter.

se som et sæt positive poler i et indkomstkredsløb. Antallet af kilder til indkomstdannelse og dermed antallet af frihedsgrader i modellen er lig med det største antal af poler med samme fortegn -enten antallet af primære inputs eller antallet af anvendelseskomponenter[1]. I normale makromodeller er det antallet af anvendelser, der er det største, og derfor vil dette antal bestemme antallet af frihedsgrader i modellen - vel det mest relevante mål for modellens størrelse.

De væsentligste begrænsninger på antallet af anvendelser vil nok være mængden af tilgængelige data og de ressourcer, der er stillet til rådighed for modelarbejdet. De tilgængelige data begrænser antallet på to måder. For det første vil datakvaliteten i almindelighed være bedre, jo højere aggregeringsniveauet er, og derfor er det en fordel at begrænse antallet af anvendelser. For det andet kan der ikke estimeres flere koefficienter i en regression end antallet af observationer af vektoren af uafhængige variable minus en, så hvis efterspørgselsfunktionerne skal estimeres er det ikke muligt uden videre at modellere adfærdsrelationerne på en sammenhængende måde, hvis antallet af anvendelser er meget stort. Den kraft, der trækker i retning af et stort antal komponenter, er det generelle ønske om at bevare så megen information som muligt.

Ud over disse isolerede hensyn til efterspørgselsfunktionerne kan yderligere opdelinger være nødvendige af hensyn til indpasningen af anvendelserne i den samlede model. Denne afstem-nings-problematik skal uddybes nedenfor, så her skal blot bemærkes, at da det er uhyre vanskeligt at bestemme fx separabilitetsforholdene

---

1) Indkomsten svarer her til det elektriske effektbegreb (ændring i energi pr. tidsenhed), og kilderne til indkomstdannelse svarer til energikilder. Antallet af "energikilder" er lig med antallet af frihedsgrader i modellen.

i en nyttefunktion, kan afgrænsningen af anvendelser undertiden få et ad hoc-præg. Denne delvise ubestemthed gør, at man i praksis ofte vil løse eventuelle uoverensstemmelser mellem erhvervs- og anvendelsesgrupperingen ved at file lidt på sidstnævnte, men denne problematik hører hjemme i slutfasen af modelopstillingen, ikke i første trin. De forskellige hensyn nævnt ovenfor vil normalt føre til, at modelbyggeren allerede i arbejdets indledende faser har en fast forestilling om det omtrentlige antal anvendelser (friheds grader) i modellen.

Som nævnt i afsnit 2 ovenfor opfatter vi normalt anvendelserne i $\underline{f}$-vektoren som frembragt af mindst fire køberes efterspørgsels-funktioner: Forbrugerens, investorens, det offentliges og udlandets. Hver af disse købere kan i princippet købe alle varer, og for hver køber må vi overveje, hvilken indre struktur den pågældende efterspørgselsfunktion har. I det foreliggende specialtilfælde med faste efterspørgselskoefficienter kan problemstillingen imidlertid belyses enklere ud fra sædvanlig IO-aggregeringsfilosofi. Vi tager udgangspunkt i den detaljerede efterspørgselsmatrix E, der transformerer den komponentfordelte anvendelse $\underline{f}$ til en erhvervsfordelt anvendelse $\underline{e}$ ved

(3.2) $\hat{\underline{e}} = E\underline{f}$ [1].

Vi skal i første omgang se på, hvordan vi kan gruppere $\underline{f}$ til $\underline{f}^x$, sådan at vi stadig rammer den samme $\underline{e}$-vektor[2], dvs at

(3.3) $\hat{\underline{e}} = \widehat{\underline{e}^x} = E^x\underline{f}^x$,

hvor E^x er en konstant matrix af aggregerede efterspørgselskoefficienter, mens $\underline{f}^x$ er en eksogen vektor af aggregerede anvendelser.

- - - - - - - - - - - - - - -

1) Tegnet $\hat{}$ bruges i det følgende til at angive en modelberegnet (forudsagt) værdi.

2) I næste punkt skal vi tillade fejlskud på $\underline{e}$, hvis blot de erhverv, der skydes fejl på, har samme inputstruktur.

Dette vil kun [illegible] hvis enten

(3.4) - de søjler fra E-[illegible], der aggregeres sammen til en enkelt søjle i E^{*}-matricen, er identiske,

eller

(3.5) - de elementer i $\underline{f}$-vektoren, der lægges sammen til et enkelt element i $\underline{f}^{*}$-vektoren, altid udvikler sig proportionalt (dvs at de pågældende anvendelser er komplementære).

Denne dobbeltbetingelse er nødvendig og tilstrækkelig for, at aggregeringen fra $\underline{f}$ til $\underline{f}^{*}$ er perfekt, forudsat at koefficienterne i E-matricen er stabile. I praksis er vi imidlertid nødt til at stille os tilfredse med mindre end perfekt aggregering. Vi har derfor brug for et empirisk mål for, hvor stor en fejl vi begår på $\underline{e}$ ved an anvende den aggregerede vektor $\underline{f}^{*}$. Til dette formål kan vi definere den samlede forudsigelsesfejl på de erhvervsfordelte anvendelser som

$$(3.6) \quad \underline{p}_e^{*} = \underline{e} - \widehat{\underline{e}^{*}} = \underline{e} - E^{*}\underline{f}^{*}.$$

Hvis den detaljerede model holder, er (3.6) aggregeringsfejlen på erhvervsfordelt endelig anvendelse, men i praksis vil en (stor) del af fejlen på $\underline{e}$-vektoren også skyldes ustabilitet i den detaljerede E-matrix. Dette problem kan vi klare ved at dekomponere den samlede forudsigelsesfejl (3.6) ved

$$(3.7) \quad \underline{p}_e^{*} = \underline{e} - \widehat{\underline{e}^{*}} = (\underline{e} - E\underline{f}) + (E\underline{f} - E^{*}\underline{f}^{*}) = \underline{p}_e + \underline{\alpha}_e ,$$

hvor

- $\underline{p}_e$ er den forudsigelsesfejl på $\underline{e}$, der skyldes ændringer i den detaljerede E-matrix
- $\underline{\alpha}_e$ er den ekstra forudsigelsesfejl på $\underline{e}$, der skyldes aggregeringen af anvendelser fra $\underline{f}$ til $\underline{f}^{*}$, dvs. aggregeringsfejlen på $\underline{e}$.

Dekomponeringen (3.7) er helt fundamental og skal anvendes intenst i resten af dette papir. Den bør derfor indprentes omhyggeligt. Den samlede forudsigelsesfejl og dens komponenter $\underline{p}_e$ og $\underline{\alpha}_e$ vil være nul i udgangsåret, men for egentlige fremskrivningsår vil alle tre vektorer generelt være forskellige fra nul, og vi kan da vurdere aggregeringens kvalitet ud fra størrelserne af de tre vektorer. Vurderingen kan gøres på kort sigt ved at anvende gennemsnit af 1-års forudsigelser ved beregningerne, men den kan også foretages på langt sigt, hvis der anvendes fx 5- eller 10-års forudsigelser. Valget af fremgangsmåde afhænger naturligvis af formålet med modellen, og det er langt fra sikkert, at de forskellige valg fører til samme resultat; der kan udmærket være forskel på en konjunkturorienteret aggregering og en vækstorienteret. Aggregeringen af anvendelser kan imidlertid ikke ses uafhængigt af aggregeringen af erhverv. For eksempel vil vi lettere kunne acceptere fejlskud på $\underline{e}$-vektoren, hvis den forkert kanaliserede efterspørgsel rammer et erhverv med næsten samme inputstruktur som det erhverv, den fejlagtigt tages fra. Derfor vil vi i næste punkt sammenbygge (3.7) med erhvervenes inputstruktur til en samlet fejlanalyse.

b. Grupperingen af erhverv givet grupperingen af anvendelser

Vi ønsker nu - givet aggregeringen af anvendelser til $\underline{f}^*$ - at aggregere produktionerne $\underline{g}$ til et mindre antal $\underline{g}^*$, således at den aggregerede råvarematrix A^* fortsat er stabil. Dette vil igen være tilfældet, såfremt enten

(3.8) -de søjler i A-matricen, der aggregeres sammen til en søjle i A^*-matricen, er identiske,

eller

(3.9) -de produktioner i $\underline{g}$, der lægges sammen til en enkelt sektorproduktion i $\underline{g}^*$-vektoren, altid udvikler sig proportionalt.

Den første betingelse, som Theil(1971) kalder "streng input-homogenitet", vil næsten aldrig være opfyldt; hvis to erhverv har identiske input-strukturer, vil de antagelig være lagt sammen allerede i datakonstruktionsfasen. Den anden betingelse om parallelle produktionsværdiudviklinger skal undersøges nærmere. Vi skal søge at afdække, hvilke lineære bånd der kan være på erhvervenes produktionsværdier, således at den ønskede proportionale udvikling i produktionsværdierne kan opnås.

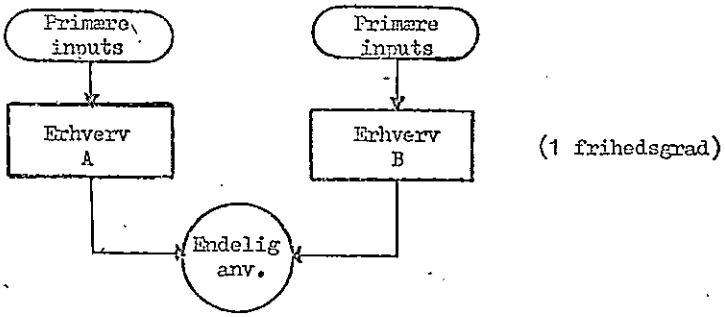
Det helt afgørende bånd, der er på produktionsværdierne, er modellen selv:

(3.9) $\underline{g} = A\underline{g} + E^{x}\underline{f}^{x}$.

Produktionsværdierne kan altså ikke variere i flere dimensioner end antallet af anvendelser, såfremt modellen holder på detaljeret niveau, og grupperingen af anvendelserne er perfekt. Hvis vi fx har 117 erhverv og 20 grupperede anvendelser, vil de 117-20 = 97 erhvervs produktionsværdier være lineært afhængige af de øvriges. Det er nærliggende at konkludere, at det bedste antal sektorer i modellen da vil være lig med antallet af anvendelser, men dette er ikke helt rigtigt. Lad os undersøge, hvordan de lineære bånd på produktionsværdierne kan se ud.

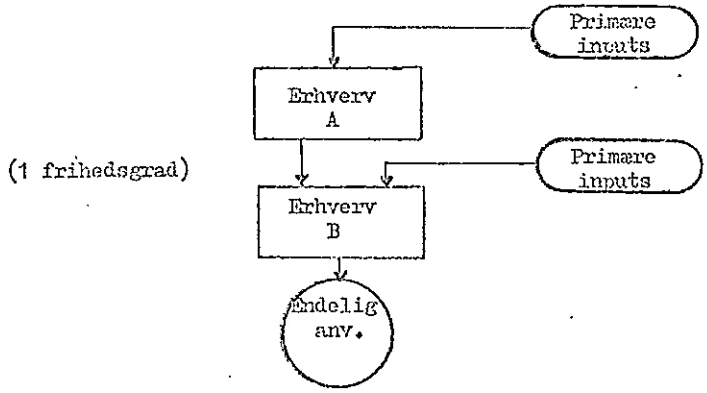
Et interessant specialtilfælde er , hvor to erhverv leverer i samme proportioner til alle anvendelser. I så fald vil efterspørgselen efter de to erhvervs produktion altid variere proportionalt. Situationen kan fremstilles skematisk som i figur 3.1.
Vi kan kalde den viste struktur for en gaffel. Når to erhverv leverer i en gaffel, kan de lægges sammen; deres produktionsværdier vil under de sædvanlige IO-antagelser variere proportionalt.

Figur 3.1. Gaflen



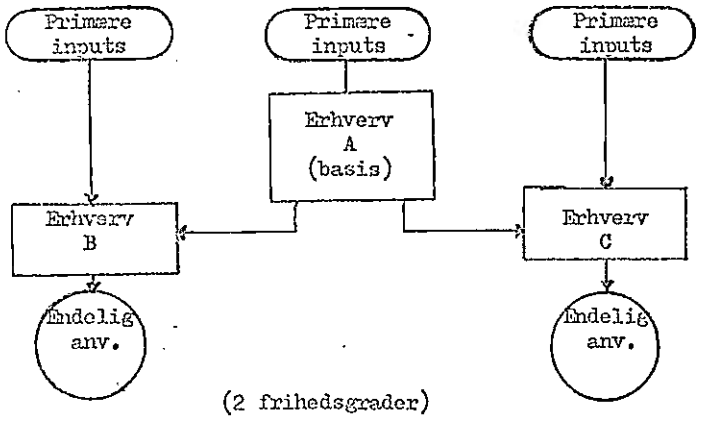
Et andet interessant specialtilfælde er, hvis et erhverv udelukkende leverer inputs til et andet erhverv. Denne struktur, som vi kan kalde en kæde, er vist i figur 3.2 .

Figur 3.2. Kæden



Når to erhverv leverer i kæde, kan de ligeledes lægges sammen; igen vil deres produktionsværdier variere proportionalt, såfremt det aftagende erhverv har konstante inputkoefficienter. Bemærk, at underleverandørens eksport eller aftagerens import kan ødelægge denne ellers ret udbredte aggregeringsmulighed. En tredie leverancestruktur, som desværre forekommer ret hyppigt, er broen, der er vist i figur 3.3 . Broen opstår, når et "basiserhverv" leverer

Figur 3.3. Broen



halvfabrikata til to eller flere aftagende erhverv. Når tre erhverv leverer i en bro,kan de normalt ikke lægges sammen. Men bemærk, at hvis de to aftagende erhverv kan lægges sammen af andre årsager (fx fordi de har samme inputstruktur), følger basiserhvervet gratis med.

Der kan naturligvis forekomme en mængde mere indviklede strukturer, men de vil i det store og hele kunne opfattes som udvidelser eller sammenfletninger af de her skitserede. Det væsentlige er at kun gaflen og kæden umiddelbart giver muligheder for perfekt aggregering, mens strukturer med"tværgående basiserhverv" ikke kan aggregeres. Vi kan derfor konkludere, at det bedste antal sektorer er lig med antallet af anvendelser plus antallet af tværgående basiserhverv. Eksempler på tværgående basiserhverv kan være energiproduktion og stålværker; også de såkaldte marginalerhverv, handel og transport, må betragtes som tværgående basiserhverv. Den understregede regel holder undtagen i et særligt tilfælde. Det drejer sig om den situation, hvor to erhverv leverer i samme forhold til alle anvendelser (gaflen), men på en sådan måde, at de modtagende komponenter af endelig anvendelse i $\underline{f}^x$-vektoren ikke modtager fra andre erhverv end de pågældende. Ud fra denne synsvinkel kan de pågældende anvendelseskomponenter betragtes som en enkelt anvendelse, og et tilsvarende antal frihedsgrader betragtes som tabt i modellen. Situationen forekommer nu næppe særlig hyppigt i praksis.[1)]

Efter at det omtrentlige antal sektorer således er fastlagt, skal vi nu prøve at vurdere, hvilke erhverv der kan lægges sammen. Hvis antallet af erhverv er større end antallet af anvendelser, vil en del af produktionsværdierne i modellen som nævnt være lineært afhængige af de øvriges. Som vi lige har set, er det imidlertid væsentligt, hvordan denne afhængighed konkret ser ud.

1) Et nærliggende tilfælde kan dog være eksport i.f.t. indenlandsk anvendelse, jf. omtalen i afsnit 4 nedenfor.

Vi kan aggregere perfekt, når der er perfekt lineær korrelation mellem to eller flere erhvervs produktionsværdier, dvs når de leverer i en gaffel eller i en kæde. De ovenfor nævnte tværgående basiserhverv vil have høje korrelationer til mange erhverv men de vil ikke have nogen perfekte korrelationer, så de vil i almindelighed ikke kunne aggregeres. Hvis vi kender varians- ovariansmatricen for de aggregerede anvendelser $\underline{f}^{x}$, kan vi finde den tilsvarende varians-kovariansmatrix for produktionsværdierne

(3.9) $\Omega_g = (I-A)^{-1}E^{x}\Omega_f E^{x\prime}(I-A')^{-1}$,

hvoraf de ønskede korrelationer kan beregnes. De fundne korrelationer vil være et mål for, hvor tæt en indbyrdes forbindelse de forskellige erhverv har - direkte og indirekte.

Vi må dog forvente, at kun relativt få erhverv har helt perfekte korrelationer. Det store flertal vil have ikke-perfekte korrelationer mellem produktionsværdierne, og i disse tilfælde må forskelle i inputstrukturen inddrages i vurderingen af aggregeringmulighederne. Dette kan for en given aggregeringsnøgle gøres ved, at forudsigelserne af den aggregerede produktionsvektor $\underline{g}^{x}$ med hhv. den detaljerede model og den aggregerede model sammenlignes. Vi kan derfor definere aggregeringsfejlen $\underline{\alpha}_g$ ved

(3.10) $\underline{\alpha}_g^{x} = \underline{g}^{x} - \widehat{\underline{g}^{x}}$

$= G(I-A)^{-1}E^{x}\underline{f}^{x} - (I-A^{x})^{-1}GE^{x}\underline{f}^{x}$ 1).

Denne fejl vil ligesom den tilsvarende fejl på de endelige anvendelser (3.6) være nul i udgangsåret, men ved fremskrivninger vil den generelt antage værdier forskellige fra nul. Kun hvis der

- - - - - - - - - - - - - - - - -

1) Tegnet tilde (^) bruges til at angive en forudsagt værdi.

1) Bemærk forskellen på, om der aggregeres før eller efter forudsigelsen. Matricen G er en grupperingsmatrix af nuller og ettaller, der summerer en erhvervsfordelt vektor til en sektorfordelt, fx $G\underline{g} = \underline{g}^{x}$.

er perfekt aggregering, vil $\underline{\alpha}_g^*$ være en nulvektor.

Der vil normalt være flere kilder, der bidrager til den samlede aggregeringsfejl $\underline{\alpha}_g^*$. Den første kilde er aggregeringen af A-matricen til A^*, og denne kildes isolerede effekt kan måles ved forskellen på de forudsagte produktionsværdier ud fra de faktiske værdier af erhvervsfordelt endelig anvendelse $\underline{e}$. Den anden fejlkilde er aggregeringen af E-matricen til E^*; denne kildes størrels kan måles ved $\underline{\alpha}_e = E\underline{f} - E^*\underline{f}^*$, jf. (3.7), og dens ekstra bidrag til den samlede aggregeringsfejl på $\underline{g}^*$ kan beregnes. Sluttelig kan vi medtage en tredie fejlkilde, nemlig den fejl der begås på den endelige anvendelse $\underline{e}$ ved omregningen med den detaljerede E-matrix Denne kildes størrelse kan måles ved $\underline{p}_e = \underline{e}-E\underline{f}$, jf (3.7). Den har hidtil været antaget lig med nul, fordi den detaljerede E-matrix har været forudsat stabil, men den skal alligevel tages med her, fordi vi senere skal udnytte identiteten

$$(3.11) \qquad \begin{aligned} \widehat{\underline{e}^*} &= E^*\underline{f}^* \\ &= \underline{e} - (\underline{e}-E\underline{f}) + (E\underline{f}-E^*\underline{f}^*) \\ &= \underline{e} - \underline{p}_e - \underline{\alpha}_e \end{aligned}$$

temmelig intensivt. Den samlede aggregeringsfejl $\underline{\alpha}_g^*$ kan opdeles i bidragene fra de tre kilder:

$$(3.12) \qquad \underline{\alpha}_g^* = \underline{\alpha}_{gg}^* + \underline{\alpha}_{ge}^* + \underline{\alpha}_{gf}^*,$$

idet højresidens første led er det rene bidrag til $\underline{\alpha}_g^*$ fra aggregeringen af A-matricen, det andet led er det ekstra bidrag på grund af ustabilitet i E-matricen,og det tredie led er det ekstra bidrag fra aggregeringen af E-matricen til E^*. Formlerne for dekomponeringen er givet i appendix A.[1)]

I tabel 3.1 er angivet nogle beregningsresultater for den aggregeringsnøgle, der er foreslået til den kommende ADAM-version, jf. Christensen(22/9 1981). Her er tale om en ganske kraftig

1) Bidraget $\underline{\alpha}_{gg}^*$ er lig med Theil´s aggregeringsfejl, jf. Theil(1971

Tabel 3.1. Produktionsværdier 1975, forudsigelses- og aggregeringsfejl (mill. kr.)

	$g(1975)$	p_g	p_g^*	α_g	α_{gg}	α_{ge}	α_{gf}
XA	23292	-1441	-1213	-228	-221	-107	101
XE	94	78	78	-	-	-	
XNG	4711	-1227	-1241	13	-15	22	6
XNE	5721	426	430	-4	-9	4	
XNF	35752	-56	-30	-25	60	-62	-23
XNN	3633	11	2	8	8	-1	1
XNB	8134	-378	-341	-36	-22	-17	3
XNM	30354	-1211	-1138	-72	-40	-34	1
XNK	10054	155	163	-8	-60	52	-
XNQ	20027	-2134	-2167	33	-197	144	76
XB	35591	-1246	-1230	-18	-46	-18	47
XQH	37894	-876	-935	58	-11	62	8
XQS	6969	-656	-655	-	1	-1	
XQT	19473	-1403	-1361	-42	-	-51	9
XQF	7837	1183	1177	6	-25	13	18
XQQ	33295	1098	1078	20	-71	42	49
XH	20022	135	135		-		
XO	56020	446	444	1	-5	3	4
SUM	359477	-7099	-6804	-294	-647	49	302
RMSE	-	205.7	201.3	12.7	15.7	11.0	7.3

Betegnelser:

Xa	Landbrug m.v.	Xnq	Anden fremstillingsvirksomhed
Xe	Brunkul, råolie og naturgas	Xb	Byggesektor
Xng	Olieraffinaderier	Xqh	Handel
Xne	El- gas- og fjernvarmeværker	Xqs	Søtransport
Xnf	Næringsmiddelindustri	Xqt	Anden transport m.v.
Xnn	Nydelsesmiddelindustri	Xqf	Finansiel virksomhed
Xnb	Leverandører til byggeri	Xqq	Andre tjenesteydende erhverv
Xnm	Jern og metal	Xh	Boligbenyttelse
Xnk	Kemisk industri m.v.	Xo	Offentlig sektor.

Anm. Sektoren Xqi, "Imputerede finansielle tjenester", er udeladt her. De grupperede anvendelser er ADAM-efterspørgselskomponenterne. Ved beregningerne er anvendt en modeltype med endogen import, jf. fx. Thage(1975)

aggregering, idet der reduceres fra 117 erhverv til 18 hovedsektorer. Yderst til venstre i tabellen er anført produktionsværdiern i 1975. Dernæst kommer forudsigelsesfejlen på disse produktionsværdier, når der forudsiges med den detaljerede model ($\underline{p}_g$) og med den aggregerede model ($\underline{p}_g^*$).[1] Dernæst er anført den samlede aggregeringsfejl $\underline{\alpha}_g^*$, som er lig med forskellen på de to forudsigelser. Denne aggregeringsfejl er dekomponeret efter (3.12), på bidraget fra aggregeringen af A-matricen $\underline{\alpha}_{gg}^*$, ustabilitet i den detaljerede E-matrix $\underline{\alpha}_{ge}^*$ og fra aggregeringen af anvendelseskomponenter til ADAM-niveau $\underline{\alpha}_{gf}^*$. Vi bemærker for det første, at de tre typer bidrag er meget små - ikke over ca. 1 pct. af produktionsværdien. For det andet bemærker vi, at de tre typer bidrag har en tendens til at udligne hinanden, sådan at den samlede aggregeringsfejl må siges at være meget beskeden. For det tredie bemærkes, at aggregeringsfejlene er helt forsvindende i sammenligning med de meget store forudsigelsesfejl, der er med begge modeller. For det fjerde bemærkes, at den aggregerede model forudsiger lige så godt som - og måske endda marginalt bedre end - den detaljerede model. Den vigtigste konklusion er dog nok. at IO-koefficienterne hverken på detaljeret niveau eller på aggregeret niveau kan antages at være stabile, og dermed bortfalder ikke blot den generelle forudsætning for dette afsnit, men også store dele af den udviklede teori på området. Vi skal derfor i næste afsnit prøve at anskue problemet ud fra en forudsætning om, at IO-koefficienterne generelt er bevægelige på alle niveauer.

- - - - - - - - - - - - - - -

1) Ved forudsigelserne er anvendt koefficientmatricer fra 1970. Der burde ret beset være foretaget flere forudsigelser, men det er ikke gjort af ressourcemæssige årsager. At resultaterne ikke er tilfældige, dokumenteres af, at Olsen(1981) og Lauritzen(1980) får samme resultater med andre aggregeringsnøgler.

4. Aggregering i modeller med bevægelige sammenbindingskoefficienter

Når sammenbindingskoefficienterne på detaljeret niveau antages variable, er det langt sværere at komme med generelle udsagn om koefficienternes egenskaber på aggregeret niveau. De aggregerede koefficienter vil sandsynligvis være ustabile, men de kan også være stabile, især hvis aggregeringsnøglen er valgt med omhu. Det er fx let at forestille sig, at el-værkernes forbrug af kul hhv. olie er ustabilt, mens forbruget af en aggregeret enhed af kul og olie (ideelt en kalorieenhed) vil have en ret stabil koefficient. Denne nye problemstilling synes at kræve en radikalt ændret indfaldsvinkel i forhold til betragtningerne i forrige afsnit. For det første bemærkes, at begrebet aggregeringsfejl fra forrige afsnit mister det meste af sin relevans. I eksemplet med kul og olie vil aggregeringsfejlen være stor, men den aggregerede model med faste koefficienter vil simpelt hen forudsige bedre end den tilsvarende detaljerede model. For det andet bemærkes, at den nye problemstilling kræver en tilbagevenden til den mere generelle teori om hierarkisk strukturerede produktionsfunktioner, jf to-trinsstrukturen i afsnit 1 ovenfor. Inden denne tråd tages op, skal vi dog først prøve at vurdere årsagerne til bevægelser i sammenbindingskoefficienterne og disse bevægelsers karakter.

a. Årsager til bevægelser i sammenbindingskoefficienterne.

Årsagerne til bevægelser i sammenbindingskoefficienterne kan groft inddeles i fem grupper[1]:

- Ændringer i relative priser og heraf afledt substitution
- ændringer i teknologi og preferencer
- manglende homogenitet af erhvervenes output ("ændringer i produktmix")
- andre brud på IO-modellens antagelser, herunder fx rationeringer
- datafejl.

- -

1) Jf. fx. Lauritzen(1980), afsnit 6.2.

Af disse kilder til ustabilitet i koefficienterne er den manglende homogenitet og datafejlene de værste for modelbygningen, da vi ikke kan forvente at forklare sådanne bevægelser ud fra økonomisk teori. Ydermere hænger de to problemer sammen via aggregeringsproblematikken på følgende måde: Når der skal indsamles oplysninger om de forskellige produktionsprocessers inputstruktur, er man i praksis henvist til at anvende den institutionelt afgrænsede virksomhed som statistisk enhed (nogle gange endda firmaet), hvorefter de producerende sektorer (erhverv) findes ved gruppering af beslægtede virksomheder. Da hver enkelt virksomhed imidlertid typisk vil producere en række varer, der ud fra en anvendelsessynsvinkel må betegnes som forskellige, har man i de fleste nationalregnskabssystemer valgt at definere et større antal elementarvarer end erhverv[1]. På denne måde er der allerede i datakonstruktionen indbygget en manglende homogenitet af erhvervenes produkter, og problemet skærpes yderligere af, at den samme elementarvare ikke nødvendigvis produceres i et enkelt erhverv, men kan produceres som biproduktion i indtil flere erhverv. Denne eksistens af biproduktion kan vises at medføre ustabilitet i koefficienterne undtagen i helt specielle tilfælde, der næppe forekommer i praksis[2]. Problemet med biproduktion i IO-modeller kan kun løses tilfredsstillende ved, at erhvervene grupperes på en sådan måde, at en given elementarvare stort set kun produceres i en enkelt erhvervsgruppe. Til gengæld bliver antagelsen om, at en erhvervsgruppe producerer en homogen vare, endnu mere urealistisk end på det detaljerede erhvervsniveau. Vi kan blot håbe, at sammensætningen af outputvaren på enkeltvarer ændrer sig så langsomt over tiden, at de tilsvarende ændringer i erhvervsgruppens inputkoefficienter

---

1) I det danske nationalregnskab arbejdes således p.t. med knap 4000 varer og 117 erhverv på detaljeret niveau.

2) Jf. Olsen(1981), afsnit 6.3 samt Lauritzen(1980), bilag 3.

kan beskrives trendmæssigt. Problematikken omkring biproduktion i IO-modeller kan bedst anskues som den del af aggregeringsproblematikken, der ligger bag datakonstruktionen, i modsætning til den del af problematikken, vi eksplicit beskæftiger os med her.

Af de resterende årsager til bevægelser i sammenbindingskoefficienterne antages ændringer i relative priser, teknologi og præferencer normalt at være dominerende[1]. Fælles for disse årsager er imidlertid, at deres virkning først vil vise sig gradvist, efterhånden som allerede eksisterende kapitaludstyr forældes og erstattes af nyt (på efterspørgselssiden kan "beholdninger" af forbrugs- og indkøbsvaner give lignende forsinkelser i tilpasningen. Det centrale i denne sammenhæng er, at selv om sammenbindingskoefficienterne er bevægelige, er der gode teoretiske og empiriske holdepunkter for at antage, at bevægelserne foregår temmelig langsomt over tiden. Argumenter og begreber fra forrige afsnit vil derfor trods alt have en betydelig relevans.

b. Et strukturelt syn på aggregeringen

Selv om argumenterne fra afsnit 3 således kan tillægges en vis vægt på grund af trægheden i koefficienterne, er det alligevel utilfredsstillende helt at ignorere koefficienternes bevægelser. Problemet er, at det er tvingende nødvendigt at gøre nogle antagelser om koefficienternes variation for overhovedet at kunne vurdere deres betydning for aggregeringsmulighederne. En mulighed ville være at specificere konkrete produktionsfunktioner på det detaljerede niveau og lade udseendet af disse funktioner bestemme aggregeringsmulighederne. Et sådant oplæg ville for det første være funktionsspecifikt, og for det andet ville det indebære en uoverkommelig arbejdsbyrde i de fleste tilfælde. En mindre restriktiv og mere håndterlig antagelse er, at der hverken

1) Denne vurdering kan udmærket vise sig at undervurdere betydningen af rationeringseffekter, især i forbindelse med de ekstraktive erhverv. Rationeringseffekternes betydning vokser formentlig, jo mere der disaggregeres.

opstår eller forsvinder nuller i koefficientmatricerne. Det antages med andre ord, at inputproportionerne kan ændre sig, men at der ikke opstår helt nye inputleverancer eller produktionsgrene. Dette svarer til, at produktions- (og nytte-)træets struktur er konstant, således at de tilhørende funktioner har konstante separabilitetsforhold. Dette er ikke nogen realistisk antagelse, men den er dog mange gange bedre end en antagelse om fx konstante koefficienter, og som vi skal se, er den et udmærket udgangspunkt for en aggregeringsfilosofi.

Lad os betragte den generelle sammenbindingsrelation, der transformerer de detaljerede produktionsværdier til den i´te grupperede anvendelse

(4.1) $f_i^* = F_i(\underline{g})$.

Generelt vil samtlige produktionsværdier i $\underline{g}$-vektoren indgå direkte eller indirekte i produktionen af f_i^*, men jo flere nuller, der er i sammenbindingsmatricen, jo mere kan vi sige om den indre struktur i funktionen F_i. Hvis vi er heldige, kan en stor del af produktionsværdierne udelades i (4.1), og i andre tilfælde kan vi udseparere en række produktionsgrene, der så evt. kan modelleres i flere trin, jf. afsnit 1. Når nullerne i sammenbindingsmatricen ligger fast, vil den indre struktur i funktionen F_i også ligge fast. Men hvad kan vi heraf slutte om valget af en aggregeringsnøgle for erhvervene?

Hvis der er et tilpas stort antal nuller i sammenbindingsmatricen, vil mange af elementarerhvervene ikke indgå i den i´te sammendingsrelation (4.1) - hverken direkte eller indirekte, sådan at visse klynger af elementarerhverv slet ikke vil være afhængige af efterspørgselen efter den i´te anvendelseskomponent. Det synes intuitivt at være et godt krav til aggregeringen af erhverv, at den ikke ødelægger denne uafhængighed, svarende til, at aggregeringen må ske inden for produktionstræets grene - ikke på tværs af grenene. I afsnit 1 så vi ganske vist, at erhvervene i en gren kun kan aggregeres perfekt under bestemte forudsætninger, men vi kan generelt ikke forvente at kunne aggregere uden at tabe information, og det mest alvorlige informationstab opstår givetvis hvis produktionstræets struktur og dermed erhvervenes oprindelige grad af

indbyrdes uafhængighed tabes ved aggregeringen. Den skitserede strategi svarer til, at vi søger at bevare så mange som muligt af de nuller, der er i den detaljerede sammenbindingsmatrix $(I-A)^{-1}E^{x}$, sådan at sammenbindingsrelationerne (og også de reducerede produktionsfunktioner) for de aggregerede anvendelseskomponenter $\underline{f}^{x}$ bliver så uafhængige af hinanden som overhovedet muligt. Det ideelle ville være, at de var helt uafhængige af hinanden, svarende til,at sammenbindingsmatricen var en diagonalmatrix, men dette er urealistisk på grund af de tværgående basiserhverv, jf. afsnit 3 ovenfor. Eksistensen af biproduktion kan ligeledes være en kilde til ikke-diagonalitet. Vi kan imidlertid forsøge at komme så tæt på en diagonalmatrix som muligt ved at maksimere antallet af nuller i den aggregerede sammenbindingsmatrix.

Det bemærkes, at kravet om en diagonal sammenbindingsmatrix er stærkere end, men ligger meget tæt på Vastrups krav om en diagonal forbrugsmatrix E_c^{x}. Vi noterer desuden, at metoden med at maksimere antallet nuller samtidig minimerer antallet af koefficienter, der skal modelleres. Dette er i praksis en meget stor fordel, især når der ikke er så forfærdelig mange observationer at estimere på. Desuden vil metoden minimere approksimationsfejlen på anvendelseskomponenternes prisindeks, jf. afsnit 1, ligesom den vil sikre, at omfanget af biproduktion i de aggregerede sektorer er ubetydeligt.

c. En procedure for aggregering af erhverv

Hvis de ovennævnte argumenter godtages, tegner der sig et klart billede af en aggregeringsprocedure i tilfældet med bevægelige koefficienter på detaljeret niveau: Der skal dannes karakteristiske erhverv for de enkelte komponenter i $\underline{f}^{x}$-vektoren. Hver anvendelseskomponent tillægges et nummer, og et erhverv tilordnes samme nummer som den anvendelseskomponent, der i sidste ende modtager den største del af erhvervets produktion. Bemærk, at denne strukturelt orienterede aggregeringsprocedure er stærkt pegende i retning af det, der normalt kaldes lodret aggregering i modsætning til de

mere traditionelle vandrette aggregeringer. Bemærk desuden, hvor stor en vægt proceduren lægger på en gennemtænkt gruppering af anvendelserne. Der er dog to væsentlige modifikationer af princippet om karakteristiske erhverv for anvendelseskomponenterne. For det første bør udenrigshandelen ikke tælle som anvendelse i denne forbindelse; det giver ingen mening at have særlige erhverv for eksportvarer, al den stund den samme vare kan gå til både udlandet og indlandet. Dette betyder ikke, at udenrigshandelen er ligegyldig. Det betyder blot, at de karakteristiske erhverv for indenlandske anvendelser må opdeles yderligere, hvis der er meget store forskelle i im- og eksportkvoter for de indgående erhverv. Noget tilsvarende kan siges om de offentlige varekøb. For det andet bør de tværgående basiserhverv skilles ud som selvstændige erhverv i et vist omfang. Dette forhold kræver en betydelig subjektiv stillingtagen, idet det kan være svært at afgøre, hvornår en sekundærleverance er stor nok til, at det pågældende erhverv bør tildeles status af basiserhverv. Dette er selvfølgelig en afart af det generelle abstraktionsproblem: Hvis vi vil have alle detaljer med, kan vi ikke generalisere så meget, og enhver generalisation fordrer omvendt, at der ses bort fra visse detaljer. Grænsen for, hvor meget der med rimelighed kan ses bort fra, kan ikke fastlægges objektivt, så et vist subjektivt skøn er ganske enkelt uundgåeligt. På den anden side må en kompetent afgørelse af dette forhold forudsætte, at modelbyggeren er meget grundigt inde i strukturen af erhvervenes indbyrdes leverancer.

Fra andre dele af den økonomiske modelbygnings teori har vi imidlertid et velegnet redskab til bestemmelse og systematisering af de relevante strukturer: Kausalanalysen. Denne teknik, der ikke skal uddybes i det følgende, er netop et redskab til afdækning af den indre struktur i en model[1]. Den er oprindelig udviklet med henblik på bl.a. løsningen

- - - - - - - - - - - - - - - - - - - -

1) Jf. fx. Kogiku(1968)

af store ligningssystemer, og den går i grove træk ud på at opdele modellens relationer i uafhængige eller hierarkisk ordnede blokke. Disse blokke kan så igen ordnes i uafhængige eller hierarkisk placerede delblokke og så fremdeles. Hvis en blok ikke kan opdeles yderligere, kaldes den indekomposabel eller simultan. Vi skal her nøjes med at påpege, at de forskellige strukturer som har været gennemgået i forrige afsnit, direkte fremkommer ved kausalanalysen af en input-output model. De parallelle blokke, der fremkommer, er produktionstræets grene, og erhverv, som leverer i kæde eller i bro vil danne rekursive blokke. Erhverv med gensidige leverancer af halvfabrikata vil danne en simultan blok. Programrutiner til kausalanalyse af økonomiske modeller er implementeret som standard i alle brugbare programpakker til økonometrisk arbejde. Kausalanalyse af input-outputmodeller har vist ikke været brugt før, men det har vist sig at være en udmærket metode til afdækning af produktionsfunktionens indre struktur. Dens praktiske anvendelighed på selv meget store datamængder fremgår af Olsen(1981), hvor de ca. 15.000 tal fra det danske nationalregnskab for erhvervenes indbyrdes leverancer i 1975 systematiseres på denne måde. Ved hjælp af kausalanalysen kan produktionstræets struktur fra primære inputs og frem til endelig anvendelse kortlægges tilstrækkelig nøjagtigt til næsten alle praktiske formål: Først kan alle leverancer under en bestemt størrelse sættes til nul, således at den helt grove erhvervsstruktur findes. Derefter kan nedrundingstærskelen trinvis nedsættes, indtil en tilfredsstillende nøjagtig struktur foreligger. Når træets struktur først er kortlagt, kan man subjektivt eller empirisk afgøre, hvor mange erhvervsgrupper der kan dække strukturen tilfredsstillende.

d. Empiriske kontrolmuligheder

Når der først er udarbejdet et eller flere forslag til aggregeringsnøgler, afgøres tvivlsspørgsmål nok bedst ved sammenligning af egentlige forudsigelser af alternative aggregeringer - evt. sammenholdt med den detaljerede models forudsigelser. I praksis vil man imidlertid næppe ofre kræfter på at modellere

flere alternativer fuldt ud, så man vil rimeligvis sammenligne forudsigelser med de forskellige aggregeringsnøgler ud fra modeller med konstante IO-koefficienter. Man kan så håbe på, at den model, der forklarer bedst med konstante koefficienter, også vil være den, der bedst kan modelleres koefficienter i.

En forudsigelse af de aggregerede produktionsværdier ud fra de grupperede anvendelser $\underline{f}^{*}$ vil have udseendet

$$(4.2) \qquad \widehat{\underline{g}^{*}} = (I-A^{*})^{-1}E^{*}\underline{f}^{*}.$$

Den tilsvarende forudsigelsesfejl kan dekomponeres analogt med aggregeringsfejlen (3.12):

$$\begin{aligned}(4.3) \qquad \underline{p}_g^{*} &= \underline{g}^{*} - \widehat{\underline{g}^{*}} \\ &= \underline{g}^{*} - (I-A^{*})^{-1}E^{*}\underline{f}^{*} \\ &= \underline{g}^{*} - (I-A^{*})^{-1}(\underline{e} - \underline{p}_e - \underline{\alpha}_e) \\ &= \underline{p}_{gg}^{*} + \underline{p}_{ge}^{*} + \underline{p}_{gf}^{*} \quad ,\end{aligned}$$

hvor

- $\underline{p}_{gg}^{*}$ er forudsigelsesfejlen på grund af bevægelse i A^{*}-matricen
- $\underline{p}_{ge}^{*}$ er den ekstra forudsigelsesfejl, der skyldes bevægelse i den detaljerede E-matrix (dvs at $\underline{p}_e \neq 0$)
- $\underline{p}_{gf}^{*}$ er den ekstra forudsigelsesfejl, der skyldes aggregeringen af anvendelser fra $\underline{f}$ til $\underline{f}^{*}$, dvs at $\underline{\alpha}_e \neq 0$.

En helt tilsvarende opdeling af forudsigelsesfejlen $\underline{p}_g$ på de detaljerede produktionsværdier med de detaljerede koefficientmatricer er udledt i appendix A. I tabel 4.1 er vist sådanne forudsigelsesfejl med hhv. den detaljerede model og den aggregerede model på grundlag af den foreslåede nye sektorinddeling i ADAM. Det ses som i tabel 3.1, at der er tale om meget store forudsigelsesfejl, og at der stort set ikke er forskel på den detaljerede models og den aggregerede models egenskaber. Overraskende nok er det især bevægelse i råvarematricen A, der bidrager til den samlede forudsigelsesfejl. Bevægelse i den detaljerede E-matrix udgør en mindre

Tabel 4.1 . Produktionsværdier 1975 samt forudsigelsesfejl på disse. Mill. kr.

	g	p_g	p_{gg}	p_{ge}	p_{gf}	p_g^*	p_{gg}^*	p_{ge}^*	p_{gf}^*
XA	[illegible]	-1441	-62	-1123	-255	-1213	153	-1015	-356
XE	84	[illegible]	82	-3	0	73	82	-3	0
XNG	4711	-1227	-1207	181	-112	-1241	-1282	159	-118
XNE	[illegible]	426	242	-383	567	430	252	-388	566
XNF	[illegible]	-56	84	-167	26	-30	24	-105	50
XNV	[illegible]	11	189	-18	-160	2	181	-17	-161
XNP	8134	-373	230	-601	-8	-341	253	-583	-11
XNY	[illegible]	-1211	-314	-956	60	-1178	-274	-922	58
XNK	[illegible]	159	-120	203	72	163	-60	150	73
XNO	[illegible]	[illegible]	-574	-1129	-429	-2167	-387	-1273	-506
XE	[illegible]	[illegible]	-1061	-278	91	-1230	-1014	-259	44
XOH	[illegible]	[illegible]	-1114	407	-170	-975	-1102	345	-173
XGS	[illegible]	[illegible]	-7	-614	-77	-655	-8	-613	-34
XGT	[illegible]	[illegible]	-1494	63	[illegible]	-1341	-1494	115	17
XGF	[illegible]	[illegible]	1097	415	-329	1177	1123	402	-347
XGO	[illegible]	[illegible]	1766	-125	-492	1078	1837	-227	-531
XH	[illegible]	[illegible]	25	-3	113	175	25	-3	113
XO	[illegible]	446	-9	117	373	444	-3	114	334
SUM	[illegible]	[illegible]	-2337	-4076	-685	[illegible]	-1690	-4126	-988
RMSE	-	205.7	164.6	106.9	52.2	201.3	164.4	108.3	56.5

Anm. Ved beregningerne er anvendt en modeltype med endogen import. Forudsigelserne er foretaget ud fra koefficientmatricerne i 1970.

fejlkilde, men med større systematik i retning af en overvurdering af produktionsværdierne. Aggregeringen af anvendelser til ADAM-niveau er klart den mindste af fejlkilderne. Bemærk at de tre typer bidrag delvist udligner hinanden; dette er rimeligvis et udtryk for, at grupperingerne af erhverv og anvendelser står godt til hinanden.

De viste resultater peger ikke umiddelbart i retning af, at yderligere opdelinger af erhvervene er nødvendige. En gennemgang af de elementære aggregeringsfejl (jf. definitionen i appendix A) antyder dog, at der kan være problemer inden for jern- og maskinsektoren Xnm; det synes især at være skibsværfterne, der skiller sig ud. A priori må man ligeledes formode, at sektoren "Anden fremstillingsvirksomhed" Xnq vil give problemer på grund af de stærkt forskellige eks- og importandele inden for sektoren, men sådanne vanskeligheder træder ikke klart frem i tallene. Der er ganske vist en meget stor forudsigelsesfejl på netop denne sektors produktionsværdi, men der er ikke klar forskel på den aggregerede og den detaljerede modelforudsigelse.

På det foreliggende grundlag må den foreslåede aggregering af erhverv til ADAM-sektorer altså siges at være nærmest pletfri. Hvis der er alvorlige problemer, vil de nok først vise sig, når der skal modelleres adfærdsrelationer for sektorerne,eller når forudsigelsesfejlene er beregnet for en længere årrække.

APPENDIX A. FORUDSIGELSES- OG AGGREGERINGSFEJL I IO-MODELLER

Definitioner og terminologi

I det følgende præsenteres en samlet terminologi for forudsigelses- og aggregeringsfejl i input-output modeller. Den fundne terminologi er en videreudvikling og korrektion af skitsen i Olsen(1981), der igen bygger på Theil(1971). Pointen i opstillingen af systemet er, at de forskellige forudsigelses- og aggregeringsfejlmål kan afledes af hinanden, således at der kan spares betydelige mængder dobbeltregning og overflødig fremstilling. Prisen for dette er, at der indføres en del symboler, som kan være vanskelige at holde rede på. Følgende retningslinier vil være en lille hjælp:

- Bogstavet p er reserveret forskellige vektorer af forudsigelsesfejl (observerede minus beregnede størrelser)
- bogstavet α er reserveret forskellige vektorer af aggregeringsfejl (detaljeret beregnede minus aggregeret beregnede størrelser)
- første fodtegn til p eller α angiver, hvilken vektor fejlen måles på. Andet fodtegn associerer til, hvilken kilde fejlen stammer fra
- toptegnet * markerer en aggregeret vektor eller matrix, enten m.h.t. anvendelser (E og $\underline{f}$) eller m.h.t. erhverv (A og $\underline{g}$)
- tegnet $\frown$ over en vektor angiver, at den er en modelberegnet (forudsagt) størrelse.

  Bemærk forskellen på $\hat{x}^{*}$ (først forudsagt, så aggregeret) og $\widehat{x^{*}}$ (først aggregeret, så forudsagt).

Bogstavet G er betegnelsen for en (N x n) grupperingsmatrix (N < n), der i hver søjle indeholder netop et ettal og N-1 nuller. Ved multiplikation fra venstre på en detaljeret vektor, fx $\underline{g}$ (n x 1), vil G summere visse af elementerne i g, således at der fremkommer en aggregeret vektor $\underline{g}^{*}$ (N x 1) :

(A.1) $\underline{g}^{*} = G\underline{g}$.

Tilsvarende defineres en fordelingsmatrix

(A.2) $W_g = \hat{g}G'(G\hat{g}G')^{-1}$,

der regner "tilbage igen", således at

(A.3) $W_g \underline{g}^x = \underline{g}$.

Fordelingsmatricen kan skrives

(A.4) $W_g = \hat{w}_g G'$,

hvor $\underline{w}_g$ er en (n x 1)-vektor, der for hvert af elementerne i $\underline{g}$-vektoren viser den vægt, hvormed det indgår i sit element i den grupperede $\underline{g}^x$-vektor.[1] Bemærk, at mens matricer generelt i dette appendix er parametre, er W_g-matricen variabel, idet den afhænger af $\underline{g}$-vektorens konkrete udseende. I forudsigelsessituationer vil man normalt kun kende værdien af $\underline{w}_g$ i basisåret.

1. Forudsigelses- og aggregeringsfejl på endelig anvendelse

Vort mål i dette afsnit er at forudsige vektoren af erhvervsfordelt endelig anvendelse $\underline{e}$ (n_g x 1) ud fra nogle anvendelseskomponenter. Dette kan fx gøres ved at anvende et detaljeret sæt af anvendelseskomponenter $\underline{f}$ (n_f x 1), hvilket giver

(A.5) $\hat{\underline{e}} = E\underline{f}$

hvor E er en (n_g x n_f)-matrix af faste koefficienter. Alternativt kan vi anvende et sæt af aggregerede anvendelser $\underline{f}^x$ (N_f x 1); dett giver

(A.6) $\widehat{\underline{e}^x} = E^x \underline{f}^x$, hvor $E^x = EW_f$ og $\underline{f}^x = G_f \underline{f}$.

Den samlede forudsigelsesfejl på $\underline{e}$ ud fra de grupperede anvendelser bliver da

(A.7)
$$\begin{aligned} \underline{p}_e^x &= \underline{e} - \widehat{\underline{e}^x} \\ &= \underline{e} - \hat{\underline{e}} + \hat{\underline{e}} - \widehat{\underline{e}^x} \\ &= \underline{p}_e + \underline{\alpha}_e , \end{aligned}$$

hvor $\underline{p}_e = \underline{e} - \hat{\underline{e}}$ er forudsigelsesfejlen på $\underline{e}$ på grund af bevægels i den detaljerede matrix E,

- - - - - - - - - -

1) Jf i øvrigt Olsen(1981, app. 5.A) eller Theil(1971) for en gennemgang af egenskaber ved grupperings- og fordelingsmatrice

og $\underline{\alpha}_e = \hat{\underline{e}} - \widehat{\underline{e}^*}$ er den ekstra fejl, der skyldes aggregeringen af anvendelseskomponenter fra $\underline{f}$ til $\underline{f}^*$, aggregeringsfejlen på $\underline{e}$.

Bemærk, at vi har

(A.8) $\widehat{\underline{e}^*} = \underline{e} - \underline{p}_e - \underline{\alpha}_e$.

Denne opdeling af $\widehat{\underline{e}^*}$ skal benyttes meget i det følgende.

2. Forudsigelsesfejl på detaljerede erhverv

Vi ønsker nu at forudsige vektoren $\underline{g}$ ($n_g \times 1$) af detaljerede produktionsværdier for erhvervene ud fra de aggregerede anvendelser $\underline{f}^*$. Dette giver

(A.9) $\hat{\underline{g}} = (I-A)^{-1}E^*\underline{f}^*$.

Forudsigelsesfejlen er

(A.10)
$$\begin{aligned} \underline{p}_g &= \underline{g} - \hat{\underline{g}} \\ &= \underline{g} - (I-A)^{-1}\widehat{\underline{e}^*} \\ &= \underline{g} - Z(\underline{e} - \underline{p}_e - \underline{\alpha}_e) \quad , \text{ idet } Z = (I-A)^{-1}, \\ &= \underline{p}_{gg} + \underline{p}_{ge} + \underline{p}_{gf} \quad , \end{aligned}$$

hvor

$\underline{p}_{gg} = \underline{g} - Z\,e$ er den forudsigelsesfejl på $\underline{g}$, der udelukkende skyldes ændringer i råstofmatricen A

$\underline{p}_{ge} = Z\,\underline{p}_e$ er den ekstra fejl, der må tilskrives bevægelse i den detaljerede efterspørgselsmatrix E, dvs at $\underline{p}_e \neq 0$

$\underline{p}_{gf} = Z\,\underline{\alpha}_e$ er den ekstra fejl, der må tilskrives aggregeringen af anvendelser til $\underline{f}^*$, dvs at $\underline{\alpha}_e \neq 0$.

Tilsvarende kan de primære inputs forudsiges ved

(A.11) $\hat{\underline{s}} = Y\hat{\underline{g}}$ [1].

Forudsigelsesfejlen på de primære inputs er

- - - - - - - - - - - - - - - -

1) Her ses bort fra eksistensen af primære inputs direkte til endelig anvendelse. En udvidelse af definitionerne til at omfatte disse er triviel.

$$(A.12) \qquad \underline{p}_s = \underline{s} - \hat{\underline{s}}$$
$$= \underline{s} - Y\hat{\underline{g}}$$
$$= \underline{s} - Y\underline{g} + Y(\underline{g} - \hat{\underline{g}})$$
$$= \underline{p}_{ss} + \underline{p}_{sg} + \underline{p}_{se} + \underline{p}_{sf} ,$$

hvor

$\underline{p}_{ss} = \underline{s} - Y\underline{g}$ er den fejl på $\underline{s}$, der udelukkende skyldes ændringer i Y-matricen

$\underline{p}_{si} = Y\underline{p}_{gi}$ (i = g,e,f) er de ekstra bidrag til fejlen, der må tilskrives hhv. ustabilitet i A-matricen, ustabilitet i E-matricen og aggregeringen af anvendelser, jf. (A.10)

3. Forudsigelsesfejl på aggregerede erhverv

Vi ønsker nu at forudsige en vektor af produktionsværdier for de aggregerede erhverv, $\underline{g}^* = G\underline{g}$ (N_gx1). Forudsigelsen af de aggregerede produktionsværdier sker ud fra den aggregerede koefficientmatrix $A^* = GAW_g$ [1]:

$$(A.13) \qquad \hat{\underline{g}}^* = (I-GAW_g)^{-1}G\hat{\underline{e}}^* .$$

Definer nu den disinvergerede matrix Z^o ved

$$(A.14) \qquad Z^o = W_g(I-GAW_g)^{-1}G$$ [2]

(navnet er afledt af den disaggregerede inverterede aggregerede matrix). Definer ligeledes de elementære aggregerede forudsigelsesfejl ved

$$(A.15.a) \qquad \underline{p}^o_{gg} = \underline{g} - Z^o\underline{e}$$
$$(A.15.b) \qquad \underline{p}^o_{ge} = Z^o\underline{p}_e$$
$$(A.15.c) \qquad \underline{p}^o_{gf} = Z^o\underline{\alpha}_e$$

(definitionerne er de samme som for $\underline{p}_{gi}$, blot anvendes den disinvergerede matrix Z^o i stedet for den detaljerede inverterede matrix Z).

- - - - - - - - - - - - - - - - -

1) Jf. Olsen(1981, app. 5.A) eller Theil(1971).

2) Alternative formler er $W_gG(I-AW_gG)^{-1}$ eller $(I-W_gGA)^{-1}W_gG$.

Forudsigelsesfejlen på de aggregerede produktionsværdier bliver

$$
\begin{aligned}
(A.16) \qquad \underline{p}_g^{*} &= \underline{g}^{*} - \hat{\underline{g}}^{*} \\
&= G\underline{g} - GW_gG(I-AW_gG)^{-1}\hat{\underline{e}}^{*} \quad 1) \\
&= G(\underline{g} - Z^{o}(\underline{e}-\underline{p}_e-\underline{\alpha}_e)\ ) \\
&= G(\underline{p}_{gg}^{o} + \underline{p}_{ge}^{o} + \underline{p}_{gf}^{o}) \\
&= \underline{p}_{gg}^{*} + \underline{p}_{ge}^{*} + \underline{p}_{gf}^{*} \quad ,
\end{aligned}
$$

hvor $\underline{p}_{gi}^{*} = G\underline{p}_{gi}^{o}$, $i = g,e,f$.

Det ses, at de elementære aggregerede forudsigelsesfejl $\underline{p}_{gi}^{o}$ kan opfattes som udspredninger af de aggregerede forudsigelsesfejl $\underline{p}_{gi}^{*}$ på bidragene fra de enkelte detaljerede erhverv. Hvis en af de aggregerede forudsigelsesfejl derfor er stor, kan bidragene til den fra $\underline{p}_{gi}^{o}$ altså give et fingerpeg om, hvilket enkelterhverv der især er skyld i fejlen. Derimod kan man ikke slutte omvendt; store værdier af $\underline{p}_{gi}^{o}$ kan godt give en aggregeret forudsigelsesfejl på nul, hvis de enkelte bidrag netter ud mod hinanden. Dette vil typisk være tilfældet, hvis aggregeringen er velvalgt.

De primære inputs kan også forudsiges med den aggregerede model:

$$
(A.17) \qquad \hat{\underline{s}}^{*} = Y^{*}\hat{\underline{g}}^{*} \qquad , \text{ hvor } \quad Y^{*} = YW_g .
$$

Dette giver forudsigelsesfejlen

$$
\begin{aligned}
(A.18) \qquad \underline{p}_s^{*} &= \underline{s} - \hat{\underline{s}}^{*} \\
&= \underline{s} - Y^{*}\hat{\underline{g}}^{*} \\
&= \underline{s} - Y\underline{g} + Y(\underline{g} - W_g\hat{\underline{g}}^{*}) \\
&= \underline{p}_{ss} + \underline{p}_{sg}^{*} + \underline{p}_{se}^{*} + \underline{p}_{sf}^{*} \quad , \quad \text{hvor}
\end{aligned}
$$

$\underline{p}_{ss}$ er defineret som for detaljerede erhverv og angiver den fejl på $\underline{s}$, der udelukkende skyldes bevægelse i Y-matricen

$\underline{p}_{si}^{*} = Y\underline{p}_{gi}^{*}$ $(i = g,e,f)$ er de ekstra bidrag fra hhv. A^{*}-matricen, E-matricen og aggregeringen af anvendelser, jf. ovenfor.

- - - - - - - - - - - - - - - - - - -

1) Dette holder, fordi $GW_g = I$ (enhedsmatricen). Motivet for denne "overflødige" multiplikation vil fremgå af behandlingen af primære inputs nedenfor.

4. Aggregeringsfejl

Undertiden er det ikke så meget forudsigelserne med hhv. den aggregerede og den detaljerede model, der har interesse, men nok så meget den indre konsistens i aggregeringen. Til vurdering af en sådan indre konsistens kan bruges forskellen på de to modellers forudsigelser - uanset hvordan de passer på de observerede størrelser. Denne forskel kalder Theil(1971) for aggregeringsfejlen. Den skal her defineres på de aggregerede produktionsværdier ud fra aggregerede anvendelser:

$$
\begin{aligned}
\text{(A.19)} \qquad \underline{\alpha}_g^{*} &= \underline{g}^{*} - \widehat{\underline{g}^{*}} \\
&= G(Z-Z^{o})\widehat{\underline{e}^{*}} \\
&= G(\underline{\alpha}_{gg} + \underline{\alpha}_{ge} + \underline{\alpha}_{gf}) \\
&= \underline{\alpha}_{gg}^{*} + \underline{\alpha}_{ge}^{*} + \underline{\alpha}_{gf}^{*} \qquad \text{, hvor}
\end{aligned}
$$

$\underline{\alpha}_{gg} = (Z-Z^{o})\underline{e}$, $\underline{\alpha}_{ge} = -(Z-Z^{o})\underline{p}_e$ og $\underline{\alpha}_{gf} = -(Z-Z^{o})\underline{\alpha}_e$ er de <u>elementære aggregeringsfejl</u>, der stammer fra hhv. aggregering af A-matricen,ustabilitet i E-matricen og aggregeringen af E-matricen, og

$\underline{\alpha}_{gi}^{*} = G\underline{\alpha}_{gi}$, i = g,e,f.

Det ses, at de elementære aggregeringsfejl igen kan opfattes som resultat af en udspredning af aggregeringsfejlen på bidrag fra enkelterhverv. Størrelsen $\underline{\alpha}_{gg}^{*}$ er identisk med Theils aggregeringsfejl. Der gælder følgende identiteter

$$
\text{(A.20)} \qquad \underline{\alpha}_{gi} = \underline{p}_{gi}^{o} - \underline{p}_{gi} \qquad \text{, } i = g,e,f \qquad \text{, og}
$$

$$
\text{(A.21)} \qquad \underline{\alpha}_{gi}^{*} = \underline{p}_{gi}^{*} - G\underline{p}_{gi} \qquad \text{, } i = g,e,f.
$$

For de primære inputs fås tilsvarende

$$
\begin{aligned}
\text{(A.22)} \qquad \underline{\alpha}_s &= \hat{\underline{s}} - \widehat{\underline{s}^{*}} \\
&= Y(\hat{\underline{g}} - W_g\widehat{\underline{g}^{*}}) \\
&= \underline{\alpha}_{sg} + \underline{\alpha}_{se} + \underline{\alpha}_{sf} \qquad \text{, hvor}
\end{aligned}
$$

$\underline{\alpha}_{si} = Y\underline{\alpha}_{gi}$ (i = g,e,f) er bidragene fra hhv. aggregering af A-matricen, ustabiltet i E-matricen og aggregeringer af E-matricen, jf. ovenfor.

Der gælder ligeledes

(A.23) $\underline{\alpha}_{si} = \underline{p}^{*}_{si} - \underline{p}_{si}$, i = g,e,f.

Med denne formel har vi vist, at så godt som alle forudsigelses- og aggregeringsfejlmål kan afledes på en enkel måde ud fra de to vektorer af forudsigelsesfejl $\underline{p}_g$ og p^{o}_{g} og deres komponenter.

LITTERATUR

Christensen, A.M. (1981, 22/9): "Forslag til en ny sektorinddeling i ADAM". Danmarks statistik (stencileret arbejdspapir

Green, H.A.J. (1964): "Aggregation in economic analysis" . Princeton University press.

Keiding, Hans (1981): "Noter til mikro 1". Økonomisk Institut, København (stencileret)

Kogiku, K.C. (1968): "An introduction to macroeconomic models" McGraw-Hill.

Lauritzen, Finn C. (1980): "Anvendelsen af input-output i den makroøkonometriske analyse". Økonomisk Institut, København (stor opgave).

McClelland, P.D.M. (1975): "Causal explanation and model building" Ithaca, New York.

Muellbauer, J. (1975): "Aggregation, income distribution and consumer demand". Rev. Ec. Stud. 62, pp 525-543.

Olsen, J. Asger (1981): "Aggregeringsproblemer i empirisk modelarbejde". Økonomisk Institut, Kbh (stor opgave).

Thage, Bent (1975): "Input-output analyse". Memo 38, Økonomisk Insitut, Kbh.

Theil, Henri (1971): "Economics and information theory", North Holland

Vastrup, Claus (1977): "Aggregeringsstrukturen i makroøkonometriske Modeller", Økonomisk Institut, Århus (blåt memo) (optrykt som artikel i Nationaløkonomisk Tidsskrift 1978:1).

Danmarks Statistik
6. kontor

november 1980
JAO/jao

En note om indkomster og fradrag 1970-78

1. Problemstilling

Under arbejdet med skattefunktionen og dens formodeller er vi ofte stødt på problemer med at få opstillet sammenhængende serier for indkomster og fradrag for hele perioden under kildeskattesystemet. Vanskelighederne består dels i en række databrud inden for de enkelte kilder, ofte dækkende over begrebsmæssige uklarheder eller begrebsændringer, dels i nogle store og svært fortolkelige forskelle imellem tallene i de tilgængelige kilder. Disse kilder er dels Indkomststatistikken som offentliggjort i St.T. "Indkomster og formuer" (senest 1980: VI), dels Skattestatistikken som offentliggjort i St.T. "Skatter og afgifter" (senest 1980:VII).

I tidens løb er flere af problemerne blevet afklaret, men næsten lige så mange er dukket op, således at der fortsat ruger en vis mystik over området. Formålet med dette papir er dels at præsentere tallene, dels at dokumentere deres oprindelse og konstruktion, og til sidst at påpege de uløste problemer. Undervejs har det været nødvendigt at foretage flere skønsmæssige indplaceringer, og mange af konklusionerne kan vise sig at være foreløbige.

Problemerne kan inddeles i tre kategorier, som vi flere gange skal vende tilbage til: Afgrænsningen af populationen, opgørelsestidspunktet (i det følgende lidt upræcist kaldet dækningsgraden) og den begrebsmæssige afgrænsning af indkomster og fradrag.

a. Afgrænsning af populationen

Problemet med afgrænsning af populationens omfang følger af to forhold. For det første er skattepligten ikke ens for alle indkomsttyper og/eller personer; for det andet er visse personer ikke skattepligtige hele året, dvs de har såkaldt periodeansættelse. Da personer med begrænset skattepligt eller periodeansættelse ofte er atypiske i forhold til skattesystemet - og i øvrigt i forhold til den danske økonomi - er de udeladt af statistikken i mange sammenhænge. Deraf opstår problemet.

Kildeskattedirektoratet har otte koder og en mangel på samme for skattepligtens omfang, jf. tabel 1

Tabel 1. Typer af skattepligt

Kode		betegnelse
0	:	Fuld skattepligt
1	:	Begrænset skattepligt uden personfradrag
2 og 6	:	Ej skattepligt
3	:	Begrænset skattepligt med personfradrag
4	:	Diplomater
5	:	Sømænd (sømandsskattepligtige)
7	:	4-års folk
ej indberettet		(= dødsboer)
i alt	:	"Skattepligtige under ligning"

Kilde: Materiale fra 5. kt.

Fuld skattepligt er normaltilfældet og omfatter alle personer, der har bopæl her i landet eller har opholdt sig her i landet i mere end 6 måneder, med mindre de falder ind under reglerne for begrænset eller ingen skattepligt eller sømandsskatteloven. Begrænset skattepligt gælder såvel danske diplomater i udlandet som udenlandske diplomater i Danmark, udlændinge, der modtager faktorindkomster fra Danmark, samt personer, der inden for de sidste fire år har haft bopæl i Danmark og som ikke er undergivet indkomstbeskatning andet sted. Fritaget for skattepligt er medlemmer af kongehuset samt forskellige personer fra eller med tilknytning til Grønland. Et helt specielt folkefærd er sømændene, der har deres eget skattesystem.

Behandlingen af dødsboer står indtil videre hen i det uvisse. Afgrænsningen af døde sker vist nok løbende ud fra det centrale skatteyderregisters persondel, CSR-P. Dette indebærer muligvis, at personer, der er afdøde efter skatteårets udløb, men inden opgørelsestidspunktet, udelades af indkomstopgørelsen. Afgrænsningen af døde kan måske vise sig at være en af årsagerne til afvigelser mellem de to hovedkilder, specielt fordi Indkomststatistikken samkøres med oplysningsseddelregisteret; dette register vil normalt referere til en tidligere dato end CSR-P.

Det sidste problem omkring afgrænsningen af populationen er sondringen mellem helårs- og periodeansatte, der så vidt vides går på tværs af sondringerne mellem skattepligtens omfang. Periodeansatte er typisk indvandrere og udvandrere.

b. Dækningsgraden

Ligningen af de mange selvangivelser er en lang og tidskrævende proces, der ofte ikke afsluttes før flere år efter det pågældende skatteårs udløb. Opgørelsen af de samlede indkomster og fradrag vil derfor variere alt efter, hvilket tidspunkt den foretages på. Gangen i ligningsprocessen er udførligt beskrevet i St.T. "Indkomster og formuer", 1977:VI s. IX-X, og den skal kun kort refereres her.

Medio august i året efter udløbet af et givet skatteår afsluttes den "ordinære slutligning", der omfatter alle foreløbigt godkendte selvangivelser. Dette slutligningsmateriale rettes og kompletteres så efterhånden ved en række ændringskørsler. Normalt er man ultimo oktober nået til 4. ændringskørsel, der som hovedregel er grundlaget for indkomststatistikken og i december køres 6. ændringskørsel, hvorefter ændringerne er temmelig små og både kan gå op og ned.

Variationer i dækningsgraden er et af hovedproblemerne ved opstilling af tidsserier for indkomster og fradrag.

c. Afgrænsning af indkomst- og fradragsbegreber

Den sidste kategori af problemer omfatter afgrænsningen af indkomst- og fradragsbegreber. Der kan dels være tale om egentligt ændrede begreber i skattelovgivningen, dels om problemer af statistisk karakter. I det hidtidige arbejde er det mest den skattepligtige indkomst og beregningsfradragene, der har haft interesse, og her er ændringerne i skattelovgivningen af mindre betydning; den væsentligste ændring er vel omlægningen af personfradraget til at være et nedslag i skatten, men dette problem er relativt let at håndtere. Vanskelighederne har langt overvejende været af statistisk karakter.

Et ofte tilbagevendende problem har været behandlingen af negative indkomster/uudnyttede fradrag. Det gælder for eksempel totalerne for den skattepligtige indkomst, hvor det ofte er uklart, hvorvidt negative skattepligtige indkomster (man kunne også kalde dem uudnyttede ligningsmæssige fradrag) er inkluderet i totalen (dvs trukket fra). Ud fra en skattemæssig synsvinkel skal negative skattepligtige indkomster selvfølgelig ekskluderes eller sættes til nul. Et lignende problem opstår i forbindelse med negative skalaindkomster/udskrivningsgrundlag, der her er opført som uudnyttede beregningsfradrag.

En komplet liste over anvendte indkomst- og fradragsbegreber

samt deres definition er vedlagt i bilag 1.

2. Indkomststatistikken

Indkomststatistiksystemet byder på tre kilder til tal for indkomster og fradrag:

1) St.T. "Indkomster og formuer", div. år
2) S.E. "Foreløbig slutligningsstatistik" (kun for årene 1970-73)
3) Stikprøveudsnit på mellem 5 og 10 pct for samtlige år; internt materiale i Danmarks Statistik beregnet på særlige undersøgelser, fx millionærundersøgelserne.

Dækningsgrad og primærregistre for de tre typer kildemateriale er opstillet skematisk i bilag 2.

Det forekommer at være et typisk - og let forståeligt - træk ved indkomststatistikkens valg af primærmateriale, at niveauerne for indkomster og fradrag ikke tillægges så stor betydning; det er primært fordelingerne der interesserer, og derfor accepteres en ikke komplet dækning samt en varierende dækningsgrad over tiden. Stikprøveudsnittene har dog fra starten været beregnet på analyser over tiden og har derfor ensartede afgrænsninger. Det fremgår dels af bilaget, dels af mundtlige overleveringer, at tabelværkernes tal i perioden 1970-73 er af tvivlsom kvalitet, i hvert fald som tidsserier betragtet. Den foreløbige slutligningsstatistik fra S.E. er derimod nogenlunde stabil i afgrænsning og dækningsgrad.

Ved konstruktionen af indkomst- og fradragsserier kommer valget således til at stå mellem udsnitstallene og den foreløbige slutligningsstatistik for perioden 1970-73; for perioden 1974 og frem anvendes tabelværkerne. Udsnitstallene lider imidlertid af den store svaghed, at der ikke kan etableres nogen pålidelig opgangningsfaktor for årene 1970-73, idet det samlede antal fuldt skattepligtige personer ikke er kendt for disse år. I ADAM er dertaget det faste standpunkt, at den foreløbige slutligningsstatistik anvendes som kilde for 1970-72; tabelværket for skatteåret 1973 er fuldt sammenligneligt med disse tal. Derimod må der accepteres et databrud mellem 1973 og 1974 samt en mindre ændring i dækningsgraden mellem 1975 og 1976.

I de to følgende punkter gennemgås talkonstruktionen for henholdsvis perioden 1970-73 og perioden 1974-78.

å. 1970-73: Den foreløbige slutligningsstatistik

Kilderne til disse tal er S.E. 1972:32 (1970), 1973:12 (1971), 1974:8 (1972) samt St.T. 1975:IX (1973). Disse tal er for alle årene fra samme primærkilde, har samme dækningsgrad og samme population. Der angives dog at være et databrud mellem 1971 og 1972, idet tallene for København og Frederiksberg kommuner er opgjort efter afvigende principper før 1972. Dette databrud er imidlertid ikke skønnet særlig væsentligt ud fra et gennemsyn af de amtsfordelte tabeller. Derimod har ønsket om at opsplitte indkomsterne på mænd og kvinder givet problemer før 1972; overførslen af indkomst fra selvstændige hovedpersoner til medhjælpende hustruer er for 1970 og 1971 opfattet som beregningsfradrag hos hovedpersonen og som bruttoindkomst hos hustruen. På denne måde regnes de ca. 600 mill. kr. dobbelt i den samlede bruttoindkomst. Denne fejl er korrigeret i 1972 og de følgende år, idet beløbet i stedet indgår som negativt beregningsfradrag hos den medhjælpende hustru. For årene 1970 og 1971 er fejlen nem at rette ud fra de opdelte tabeller, jf. bilag 3; der opstår dog et problem omkring modposteringen i de andre indkomstbegreber. Her er taget det standpunkt, at skalaindkomsten rimeligvis findes som primæroplysning på Kommunedatas bånd, hvorfor skalaindkomsten næppe er påvirket af omposteringen. Dermed modposteres ændringen af den skattepligtige indkomst i posten for uudnyttede fradrag m.v., jf. bilag 3, hvilket også giver den et glattere forløb [1].

En anden skønssag i forbindelse med den foreløbige slutligningsstatistik er, hvorvidt totalen for skattepligtig indkomst er opgjort inklusive eller eksklusive negative indkomster. Svaret på dette spørgsmål fremgår ikke tydeligt af de nævnte kilder, men i tabelværket for 1974 (St.T. 1976:IV, tabel 1) er indkomsttallene fra den foreløbige slutligningsstatistik placeret i rækken inklusive negative indkomster. Dette synes også intuitivt at være den bedste løsning; problemet med negative indkomster synes først erkendt i tabelværket for 1974. I forbindelse med MISKMASK har 4. kontor foretaget udsnitskørsler af indkomstfordelingen for årene 1970-73, og fra disse kørsler kan vi imidlertid skønne massen af negative indkomster. Den skattepligtige

1) Postens residuale karakter sandsynliggøres for det første af dens flyvske forløb i S.E., for det andet af betegnelsen: "Overførte og uudnyttede indkomster og fradrag samt afrunding jf. S.E. 1974:8.

TABEL 2. INDKOMSTER OG FRADRAG (INDKOMSTSTATISTIKKEN)

	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
BRUTTOINDKOMST	86119	96250	107088	123570	149947	172270	196186	221175	298808
heraf									
A-indkomst	68936	79082	87608	100768	118945	138022	156776	176644	199067
B-indkomst	16823	16808	19090	22392	30494	33739	38857	43914	49065
heraf renteindtægter					6484	7332	8267	10279	12258
Aktieudbytte	360*	360*	390*	410*	508	509	553	617	674
LIGNINGSMÆSSIGE FRADRAG	11012	12656	13892	15900	25435	28669	34239	41448	49456
heraf renteudgifter					15867	18503	22781	28613	34348
ANSAT SKPL. INDK.	75107	83593	93196	107670	124512	143601	161947	179727	199352
heraf negative	-250*	-400*	-300*	-220*	-638	-604	-692*	-826	-1054
ANSAT SKPL. INDK., POSITIV	75357	83993	93496	107890	125150	144205	162639	180553	200406
FRADRAG I SKPL. INDK.	20177	21930	23639	26278	27365	358	401	447	484
heraf									
Personfradrag m.v.	21455	23887	25938	28704	28965	-	-	-	-
Rentenedslag	99	114	97	122	179	184	219	262	295
Afrunding	}				154	174	182*	185*	189*
Uudnyttet	} -1377	-2071	-2396	-2548	-1933	-	-	-	-
SKALAINDKOMST	55180	62063	69857	81612	97785	143847	162238	180106	199922
INDK. VÆRDI AF SKATTENEDSLAG	-	-	-	-	-	36393	43388	50694	54710
heraf									
Værdi af personfradrag						39522	47700	56065	60076
uudnyttet personfradrag						-3129	-4312*	-5371*	-5366*
UDSKRIVNINGSGRUNDLAG	-	-	-	-	-	107454	118850	129412	145212
SKATTEPLIGTIGE PERSONER	3892.7	3933.4	4006.2	4064.1	3959.6	3982.8	4020.5	4058.6	4112.0

Kilder: S.E. 1972:32, 1973:12 og 1974:8; desuden St.T. "Indkomster og formuer", 1975:IX-1980:VI. Tegnet '*' markerer, at tallet er skønnet i de fleste tilfælde ud fra udsnitskørsler. Om databruddets omfang kan oplyses, at det samlede antal skattepligtige i 1974 var 4026.4; bruttoindkomsten for delvist skattepl. var knap 2 mia

indkomst må så hæves med den numeriske værdi af de negative indkomster; modposteringen finder igen sted i posten for uudnyttede beregningsfradrag ud fra samme argumentation som ovenfor. Tallene er opført i Tabel 2.

Det bemærkes, at da kilden er Kommunedata, er såvel personfradrag som skalaindkomst til kommunen, ikke til staten.

b. Tabelværkerne 1974-78

Fra og med 1974 anvendes som nævnt ovenfor St.T. "Indkomster og formuer" som hovedkilde. Dette indebærer, at vi må acceptere et databrud mellem 1973 og 1974, idet populationen fra og med 1974 kun omfatter fuldt skattepligtige, helårsansatte personer; samtidig skifter grundmaterialet fra 2. ændringskørsel til den ordinære slutligningskørsel, hvilket betyder en noget mindre dækningsgrad efter 1973. Ydermere ændredes indholdet af begreberne B-indkomst, bruttoindkomst og ligningsmæssige fradrag (primært ejendomsskemaet) mellem 1973 og 1974; dette forhold skulle dog ikke påvirke den skattepligtige indkomst og størrelser afledet heraf.

Ud over det nævnte databrud er talkonstruktionen for 1974 og 1975 problemfri, idet samtlige nøgletal for disse år er umiddelbart tilgængelige i tabelværkernes tabel 1.

I 1976 skiftes fra Kommunedatas ordinære slutligningstal til Kildeskattedirektoratets 4. ændringskørsel, der har været grundmateriale siden. Dette betyder for det første en højere dækningsgrad fra og med 1976, for det andet at visse af de nødvendige oplysninger mangler i disse år. For selve året 1976 mangler oplysninger om summen af de negative skattepligtige indkomster, men for årene 1977 og frem er der rådet bod på dette. For alle årene efter 1975 mangler desuden oplysninger om summen af uudnyttede personfradrag. De manglende tal er fremskaffet ved hjælp af udsnitskørsler fra 4. kt.[1] Tallene er opstillet og sammenkædet med de ældre tal i tabel 2. Disse tal benævnes

- - - - - - - - - - - -

1) De uudnyttede fradrag er fundet som summen af

skalaindkomst - personfradrag + overført fradrag til ægtefælle

for de skattepligtige personer, for hvem

(personfradrag > skalaindkomst -> nul) .

Det er noget uklart, hvordan den nedsættelse af personfradraget i forbindelse med modtagne sociale ydelser, der blev indført fra og med 1976, indgår i materialet.

fremover "Indkomststatistikkens tal".

3. Skattestatistikken

Skattestatistikken publicerer tal for skattepligtig indkomst, beregningsfradrag m.m. i St.T. "Skatter og afgifter", senest 1980:VII. Fra DØS har vi desuden fået en tabel, byggende på samme grundmateriale, omfattende bruttoindkomst på komponenter og ligningsmæssige fradrag 1974-78. Der er nogle mindre afvigelser mellem de to kilder, jf. opstillingen i tabel 3, men de synes af underordnet betydning.

Skattestatistikkens tal omfatter samtlige skattepligtige igennem hele perioden, dvs at sømænd, diplomater og andre delvist skattepligtige samt periodeansatte alle indgår[1]. Desuden har Skattestatistikken fuld dækning, idet der - for alle praktiske formål - anvendes endelige tal[2]. Til gengæld er der visse skavanker ved de anvendte begreber til vores formål.

For det første er der et mindre databrud mellem 1974 og 1975. Til og med 1974 er den skattepligtige indkomst og beregningsfradragene inklusive afrunding og rentenedslag, men fra og med 1975 er begge størrelser eksklusive afrunding og rentenedslag; det første indkomstbegreb kaldes også ansat indkomst, mens det andet kaldes afrundet indkomst, jf. bilag 1. For det andet er visse af de afrundede indkomster, nemlig for periodeansatte, opregnet til årsbasis af beregningstekniske grunde; derfor er ansat skpl. indkomst minus afrunding og rentenedslag forskellig fra den afrundede skpl. indkomst, jf. tabel 3. For det tredie er det tvivlsomt, hvilken signifikans de delvist skattepligtige overhovedet har i en model for den indenlandske indkomstbeskatning. Hvad angår det velkendte problem med negative skattepligtige indkomster, er det mundtligt blevet bekræftet, at negative ind-

1) Det er bemærkelsesværdigt ved tabelopstillingen, jf. fx St.T. 1980:VII, tabel 4.12 D og E, at sømandsindkomst indgår i den skattepligtige indkomst, mens sømandsskat ikke regnes for en indkomstskat i sædvanlig forstand.

2) Tallene korrigeres indtil to år efter det pågældende indkomstårs udløb. For det senest offentliggjorte år vil tallene dog som regel være fra 6. ændringskørsel, der kan afvige marginalt fra de endelige tal.

TABEL 3. INDKOMSTER OG FRADRAG (SKATTESTATISTIKKEN)

	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
BRUTTOINDKOMST					153471	175614	199220	225019	252246
heraf									
A-indkomst					120398	139216	157973	177676	199251
B-indkomst					32562	35887	40678	46619	52319
heraf renteindtægter					6624	7446	8384	10338	12211
aktieudbytte					511	511	569	724	676
LIGNINGSMÆSSIGE FRADRAG					26155	29393	34948	42392	50246
heraf renteudgifter					16407	19032	23146	19020	34355
SKATTEPL. INDK.,DØS					127316	146221	164262	182627	202000
ANSAT SKPL. INDK., POS.	75800*	84895	94913	109042	127352	146425	164573	182750	202571
heraf									
afrunding og rentenedslag						360	400	437	480
AFRUNDET SKPL. INDK., årsbasis						146227	164262	182699	202618
FRADRAG I SKPL: INDK.	18800*	22282	23945	26291	27539				
SKALAINDKOMST, årsbasis	57000*	62613	70968	82751	99813	146227	164262	182699	202618
INDK. VÆRDI AF SKATTENEDSLAG						36634	43415	50707	54583
heraf									
værdi af personfradrag						39765	47525	55810	59720
uudnyttet personfradrag						-3131	-4110	-5103	-5137
UDSKRIVNINGSGRUNDLAG						109593	120847	131992	148035
SKPL. PERS. UNDER LIGNING	3833	4017	4092	4136	4131	4133	4158	4182	4210

Kilder: St.T. "Skatter og afgifter", 1980:VII og 1979:VI. Desuden materiale fra DØS og 5. kt.

komster er sat til nul i såvel den ansatte som den afrundede indkomst.

4. Forskelle mellem Indkomst- og Skattestatistikken

Et hovedmotiv bag hele denne puslen med indkomst- og fradragstal har været at få afdækket årsagerne til de betydelige afvigelser, der er mellem opgørelserne i Indkomst- og Skattestatistikker Som det fremgår af afsnit 1,2 og 3 kan store dele af afvigelserne forklares med forskelle i populationsafgrænsning og dækningsgrad.

Der er imidlertid efter al sandsynlighed også mere subtile forskelle på indkomster og fradrag i de to statistiksystemer. Dette fremgår af nogle oversigtstabeller fra Kildeskattedirektoratet, som 5. kontor (Skattestatistikken) har stillet til rådighed. En sådan tabel er vist i bilag 4. Tabellerne har kunnet fremskaffes fra 4. ændringskørsel for årene 1976 og 1977, svarende til Indkomststatistikkens grundmateriale; for 1978 er anvendt 5. ændringskørsel, der ligger meget tæt på Indkomststatistikken. Tabel 4 viser antallet af skattepligtige i de to systemer, fordelt efter skattepligtens omfang.

Tabel 4. Skattepligtige personer 1976-78, 4. ændringskørsel[1)]

	1976	1977	1978
Indkomststatistikken			
Fuldt skattepligtige h.å.	4020.5	4058.6	4112.0
Sømænd	19.3	19.2	18.1
Diplomater	0.6	0.5	0.5
4-års folk	0.9	1.1	0.9
Øvrige, begrænset skpl.	11.0	12.1	12.8
Periodeansatte	18.1	22.4	26.1
Skattestatistikken			
Fuldt skattepligtige	4041.3	4073.3	4124.8
Sømænd	19.2	19.2	18.3
Diplomater	0.6	0.5	0.5
4-års folk	0.9	1.1	0.9
Øvrige, begrænset skpl.	10.9	12.1	12.9
Ej skattepligt	17.7	14.6	12.6
Dødsboer	49.6	43.0	36.6
I alt under ligning	4140.4	4163.8	4206.6

Kilder: ST.T. "Indkomster og formuer", tabellerne 10 og 16 samt internt materiale fra 5. kt.

1) For 1978 er Skattestatistikkens tal fra 5. ændringskørsel.

Tabellen viser, at antallet af delvist skattepligtige er stort set identisk i de to statistiksystemer; derimod afviger antallet af fuldt skattepligtige. En del af forskellen stammer fra udelukkelsen af periodeansatte i Indkomststatistikken, men selv om disse lægges til, er der stadig ikke fuld overensstemmelse. Afvigelserne er dog temmelig små, og alt i alt må overensstemmelsen siges at være pæn.

Sammenlignes i stedet tallene for indkomster og fradrag, ses derimod en betydelig forskel i de to systemer, jf. tabel 5.

Tabel 5. Indkomster og fradrag 1976-78, 4. ændringskørsel[1].

	1976	1977	1978
Indkomststatistikken			
Ansat skpl. indk, positiv	162639	180553	200406
Udnyttet personfradrag	43388	50694	54710
heraf potentielt	47700	56065	60076
uudnyttet	-4312	-5371	-5366
Skattestatistikken			
Ansat skpl. indk., positiv	162166	179776	199591
Udnyttet personfradrag	43036	50098	53994
heraf potentielt	47041	55089	59019
uudnyttet	-4005	-4991	-5024
Differens			
Ansat skpl. indk.,positiv	473	777	815
Udnyttet personfradrag	352	596	716
heraf potentielt	659	976	1058
uudnyttet	307	380	342

Anm: Tabellen omfatter kun fuldt skattepligtige helårsansatte.

Underligt nok ser forskellene i fradrag ud til at være af nogenlunde samme størrelsesorden som forskellene i indkomst. Forskellene i potentielt personfradrag har en stor lighed med serien for negative indkomster, jf. tabel 2, men det er ikke let at se nogen logisk sammenhæng mellem de to serier.

På indeværende tidspunkt stopper granskningen her; der er ingen indlysende forklaring på forskellene.

1) For 1978 er Skattestatistikkens tal fra 5. ændringskørsel.

INDKOMST- OG FRADRAGSBEGREBER I PERIODEN 1970-78

A-INDKOMST	:= løn + feriepenge + pensioner
	+ offentlig hjælp m.m.
B-INDKOMST	:= naturalieindkomst m.v.
	+ renteindtægter[1] + udenlandsk indkomst
	+ overskud af fast ejendom[1]
	+ overskud af selvstændig virksomhed[1]
fra og med 1974 tillige	- underskud af fast ejendom[1]
	- underskud af selvstændig virksomhed
fra og med 1975 tillige	+/- indkomst/fradrag for medhjælpende hustru[2]
LIGNINGSMÆSSIGE FRADRAG	:= almene fradrag
	+ renteudgifter[1]
	+ overført underskud fra tidligere år
til og med 1973 tillige	+ underskud af fast ejendom[1]
	+ underskud af selvstændig virksomhed[1]
BRUTTOINDKOMST	:= A-INDKOMST + B-INDKOMST + UDBYTTE
ANSAT SKATTEPLIGTIG INDK.	:= BRUTTOINDKOMST - LIGNINGSMÆSSIGE FRADRAG
ANSAT SKPL. INDK.,POSITIV	:= ANSAT SKPL. INDK. + numerisk værdi af negative skpl. indkomster
AFRUNDING M.V.	:= rentenedslag til pensionister
	+ §23-nedslag + afrunding
AFRUNDET SKPL. INDK.	:= ANSAT SKPL. INDK.,POS - AFRUNDING M.V
PERSONFRADRAG M.V.	:= personfradrag
til og med 1974 tillige	+ hustrufradrag
	+/- fradrag/indkomst for medhjælpende hustru[2]
BEREGNINGSFRADRAG	:= PERSONFRADRAG M.V. + AFRUNDING M.V.
	- uudnyttet fradrag
SKALAINDKOMST	
til og med 1974	:= ANSAT SKPL. INDK., POSITIV
	- BEREGNINGSFRADRAG
fra og med 1975	:= AFRUNDET SKATTEPLIGTIG INDKOMST
UDSKRIVNINGSGRUNDLAG	
fra og med 1975	:= SKALAINDKOMST - PERSONFRADRAG M.V.
	+ uudnyttet fradrag.

- - - - - - - - - - - -

1) begrebet har skiftet indhold fra 1974 til 1975

2) For samtlige skattepligtige under et er denne størrelse i princi-pet nul, men en ubetydelig residual kan forekomme.

OVERSIGT OVER GRUNDMATERIALET TIL INDKOMSTSTATISTIKKEN 1970-78

år	St.T "Indkomster og formuer"	S.E."Foreløbig slutligningsst."	Udsnitstal internt
1970	SD, 3. ænd., alle*	KD, 2. ænd., alle	SD, 4. ænd., f.s.h.å.
1971	SD, 6. ænd., alle*	KD, 2. ænd., alle	SD, 4. ænd., f.s.h.å
1972	SD, endelig, alle*	KD, 2. ænd., alle	SD, 4. ænd., (alle?)
1973	KD, 2. ænd., alle	-	SD, 4. ænd., f.s.h.å.
1974-75	KD, ordinær, f.s.h.å.		SD, 4. ænd., f.s.h.å.
1976-78	SD, 4. ænd., f.s.h.å.		SD, 4. ænd., f.s.h.å.

Forkortelser:

Kilde: KD : Kommunedata , SD : Statsskattedirektoratet

Dækning:
Ordinær: Ordinær slutligningskørsel medio august.
x. ænd. : x. ændringskørsel
endelig: højere end 6. ændringskørsel.

Population:
Alle : Samtlige skattepligtige
'*' angiver, at visse personer er udeladt.
f.s.h.å: Fuldt skattepligtige hele året.

Anm: Der hersker en vis usikkerhed om den nøjagtige karakter af udsnitsmaterialet, specielt i 1972.

BILAG 2.

BEREGNING AF INDKOMSTER OG FRADRAG FOR GIFTE KVINDER 1970-71

	1970	1971	1972
Metode A			
Bruttoindkomst	10278.8	12244.2	14155.9
heraf			
medhjælpemde hustruer	525.9	585.5	692.7
andre indkomster	9752.9	11658.9	13463.2
Ligningsmæssige fradrag	892.2	972.6	960.9
Ansat skpl. indk.	9386.6	11271.6	13195.0
Skalaindkomst	6001.4	7592.6	9159.7
Beregningsfradrag	3385.2	3679.0	4035.3
heraf			
komm. persf.	5542.1	5894.0	6357.6
hustrufradrag	655.7	624.0	566.4
uudnyttede m.v.	-2812.6	-2839.0	-2888.7
uudnyttet i SE[1)]	-2156.9	-2215.0	-2322.3
Metode B			
Bruttoindkomst	9752.9	11658.9	13463.2
Ligningsmæssige fradrag	892.2	972.6	960.9
Ansat skpl. indk.	8860.7	10686.3	12502.3
Skalaindkomst	6001.4	7592.6	9159.7
Beregningsfradrag	2859.3	3093.7	3342.6
heraf			
komm. persf.	5542.1	5894.0	6357.6
medhjælpende hustruer	-525.9	-585.5	-692.7
hustrufradrag	655.7	624.0	566.4
uudnyttede m.v.	-2812.6	-2838.8	-2888.7

1) Fremkommer som uudnyttede m.v. minus hustrufradrag.

Anm: I SE 1972:32 og 1973:12 bruges metode A, men residualen (her "uudnyttede fradrag m.v.", i SE: "Overførte og uudnyttede fradrag samt afrunding") er i oversigtstabellen fratrukket hustrufradraget, jf. sidste række under metode A. Dette er næsten helt sikkert fejlagtigt. Det korrekte er at anvende metode B, som det også sker i SE 1974:8. Tallene for hovedpersoner er uændrede. Bemærk, at modposteringerne er delvis skønsmæssige; man kunne fx også lade forskellen slå ud i skalaindkomsten og holde fradragene konstante.

Maskin- og transportmiddelindustrierne kan let isoleres. Så længe ADAM ikke skelner mellem maskin- og transportmiddelinvesteringer kan de to erhverv rimeligvis lægges sammen, men hvis de to investeringskomponenter modelleres separat, bør de skilles ud på grund af den næsten perfekte adskillelse og de forskellige konkurrenceforhold.

Man kunne såmænd også lægge hele metal- og maskinområdet sammen - og måske endda lægge fremstilling af øvrige, varige varer (nv) oven i; den eneste rigtig alvorlige ulempe ved dette er de meget forskellige konkurrenceforhold.

Det ses af figuren, at de ikke-varige forbrugsindustrier er sværere at behandle på grund af deres meget forskellige im- og eksportkvoter.

b. Reparationsvirksomhed

Et problem, der har været meget svært at tackle, er behandlingen af reparation af varige varer af forskellig art. Så godt som alle producenter af varige varer vil have to aktiviteter på deres virksomhed: fremstilling af nye varer på den ene side og reparation af gamle varer på den anden side. En meget stor del af de samlede råvareleverancer må opfattes som sådanne reparationsydelser (fx byggesektorens og maskinindustriens råvareleverancer). I integrerede fremstillingsreparationsvirksomheder vil inputstrukturen være ustabil, hvis produktionsværdiens sammensætning på nyfremstilling og reparationsvirksomhed ændrer sig; reparationsvirksomhed har givetvis den højeste lønkvote. På længere sigt er det måske rimeligt nok, at reparations- og fre stillingsvirksomhed følges ad (med parkens størrelse), men på kort sigt kan der udmærket være modsatte konjunkturer i de to typer produktion. Tænk fx på byggesektoren, der snart i en årrække har levet af isolering og andre småting.

Oven i denne vanskelighed kommer, at det erhverv, der er indehaver af en stok af langvarige varer, ofte vil ofre en del reparationsudgif-

ter af egen lønningspose. Sluttelig kan der med tiden opstå hele selvstændige erhverv, der lever af at reparere langvarige varer, og det er netop et af disse tilfælde, der har plaget i denne forbindelse Hvilket erhverv skal et reparationserhverv lægges sammen med?

Problemets vanskelige karakter illustreres af, at der ikke er nogen særlig håndfast praksis på området i Nationalregnskabet. For visse varetypers vedkommende er reparationsvirksomheden inklu-deret i fremstillingserhvervet (boliger, skibe, konfektion m.v.), for andre varetypers vedkommende er reparation udskilt som et selvstændigt erhverv (radio og fjernsyn, biler, sko m.v.). På maskinområdet anvendes en blanding af begge principper, idet en del af reparationsvirksomheden (nemlig den landbrugsorienterede) ligger i sektoren "Smede- og maskinværksteder", mens resten ligger i det fremstillende erhverv. Nationalregnskabets praksis synes altså at være dikteret af de datamæssige muligheder: Hvis det er praktisk muligt, skilles reparationer ud, ellers ikke.

Som et kuriosum kan nævnes, at sektoren autoreparationsværksteder netop har skiftet plads i Nationalregnskabets nummersystem fra at ligge blandt fremstillingserhvervene til at ligge blandt serviceervervene Det er da også netop indplaceringen af denne ganske betydelige sektor, der har givet vrøvl i den aktuelle situation. Det virker ikke rimeligt at placere autoreparation i transportmiddelindustrien, fordi både inputstruktur og efterspørgselsudvikling for autoreparation givetvis er afvigende. Problemet er, hvor erhvervet så skal indregnes.

Gammel ADAM-praksis tilsiger, at reparationer placeres i servicevirksomhed, og det er da også en klart bedre løsning. På den anden side giver en sådan placering et betydeligt træk fra servicesektoren på transportmiddelindustrien; det er uheldigt set ud fra det grundlæggende synspunkt om nulbevaring, der er anlagt her, og et sådant træk forløber næppe parallelt med servicevirksomhed i øvrigt. I den anvendt aggregering er valgt den utraditionelle - og måske ikke særlig kløg-

tige- løsning at lægge autoreparation i landtransportsektoren. Argumentet er, at dels ligger der i forvejen en betydelig mængde autoreparation i dette erhverv, dels kan autoreparationerne antages at være proportionale med kørselsomfanget. Løsningen er dårlig, hvis det samlede kørselsomfang ikke udvikler sig parallelt med landtransportsektorens produktionsværdi.

En lignende synsvinkel er anvendt, da smede- og maskinværkstederne placeres i input-til-landbrugssektoren na.

Problemet har heldigvis ikke været aktuelt for byggesektorens vedkommende, fordi Nationalregnskabet ikke offentliggør dens reparationsvirksomhed separat.

c. Den grafiske industri

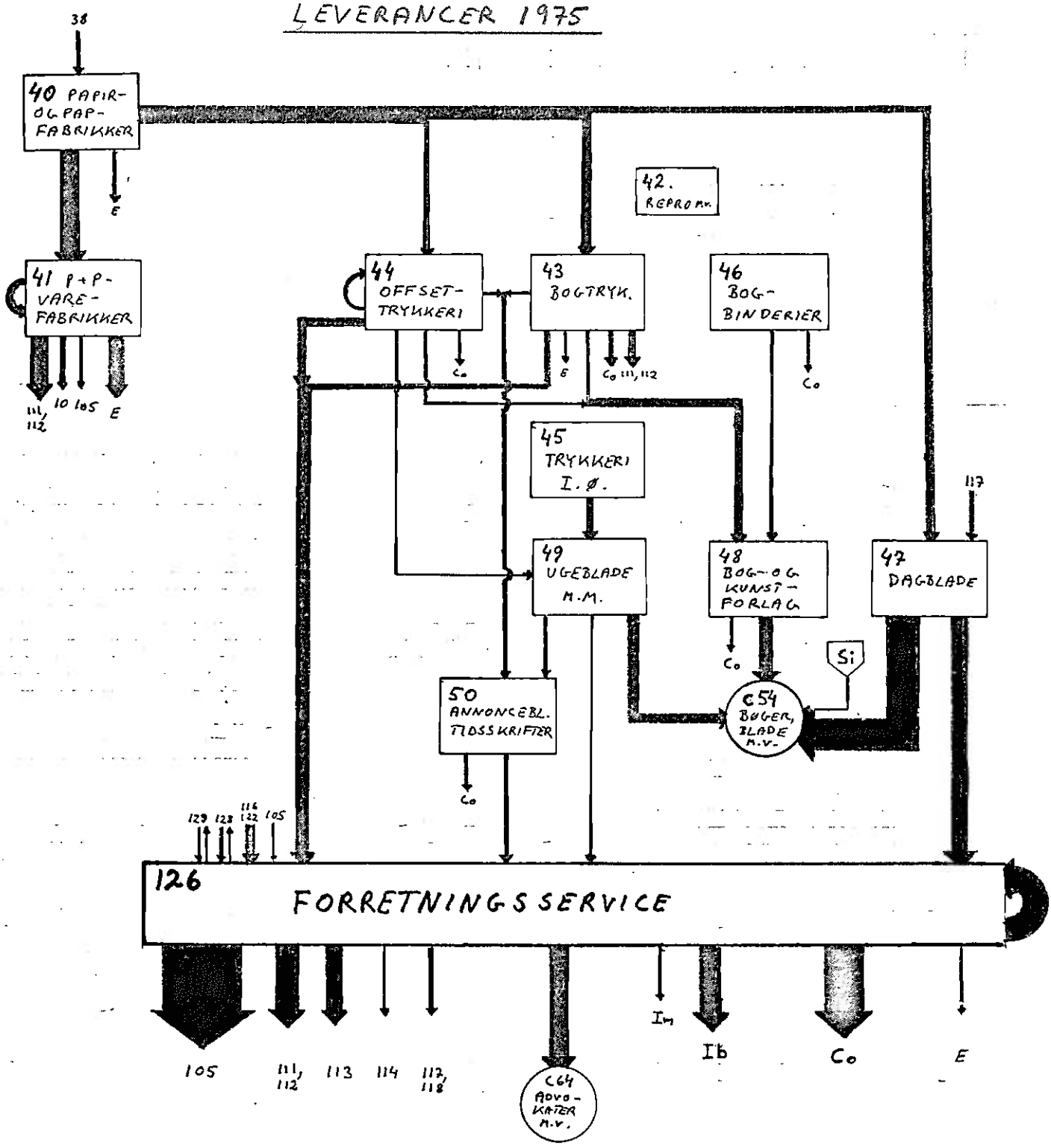
Den grafiske industri er lidt af et smertensbarn. Den deler sig i tre grene, der vanskeligt kan adskilles: En emballagegren, en reklameorienteret gren og en forbrugsorienteret gren. Emballagegrenen har - i modsætning til de øvrige - en vis eksport. Reklame- og forbrugsgrenene er uløseligt sammenknyttede via dag- og ugebladene, sådan at råvareleverancer og forbrugsleverancer ikke kan adskilles.

Den grafiske industri er som nævnt svær at lægge sammen med andre fremstillingserhverv, fordi den er næsten helt hjemmemarkedsorienteret Også i den indenlandske leverancestruktur retter den grafiske industri sig mere mod handel og servicevirksomhed end mod andre fremstillingserhverv.

Igen er det svært at se, hvad der kan gøres ud over at skille den grafiske industri helt ud. Sektorens leverancer er anskueliggjort i figur 2; det overlades til læseren at drage konklusioner.

FIGUR 2. GRAFISK INDUSTRI OG FORRETN. SERVICE.

LEVERANCER 1975



— = 100 MILL. KR

"Transporter"

10	mejerier
38	træindustri
105	bygge- og anlæg
111	engroshandel
112	detailhandel
113	finansiel virksomhed
114	forsikringsvirksomhed
116	jernbaner, busser m.m.
117	anden landtransport
118	skibsfart
122	post, telgraf m.m.
128	hoteller og restauranter
129	husholdningsservice

d. Importen

Den i tabel 2.a og 2.b viste samlede IO-tabel viser meget lidt om importen, fordi det - bl.a. af anskuelighedsgrunde - er tabellen med eksogen konkurrerende import, der er anvendt. I bilag 2 er vist en tilsvarende tabel med endogen konkurrerende import. Den viser som ventet, at antallet af nuller stiger kraftigt, når importvarerne trækkes ud af råvarekredsløbet. Der kan måske spores en kedelig tendens til, at det er de store leverancer, der bliver mest reduceret (også relativt). Den viser desværre også en anden indlysende pointe, nemlig at en SITC-fordelt import passer dårligt ind i den valgte, lodrette aggregeringsfilosofi. Dette skyldes selvfølgelig, at SITC-grupperingen er overvejende bestemt af varens forarbejdningsgrad, mens den lodrette aggregering er bestemt af varens type.

En BTN/NRNR-fordelt import ville passe langt bedre til den valgte aggregeringsnøgle. På den anden side skal der i dette afsnits sidste punkt omtales en alternativ aggregeringsfilosofi - en art blanding af forarbejdnings- og artssynsvinklen - som måske kan overflødiggøre disse spekulationer. Den vil til gengæld indebære et større antal erhverv .

e. Om at gøre vold på erhvervsstrukturen

Et af de lidt skuffende resultater af den gennemgåede gruppering var, at der mange steder var store afgrænsningsproblemer mellem ellers forskelligt leverende sektorer.

Kigger man disse grænseflader efter i sømmene, viser det sig ofte at være et enkelt erhverv, der leverer på tværs af sektorerne (eller anvendelserne). For råvarekredsløbets vedkommende - og det er her, problemet er værst - bør det noteres, at det næsten altid er varer med en meget lav forarbejdningsgrad, der leveres på tværs af sektorerne: Når først det rå produkt har fået en vis grad af forarbejdning, er dets skæbne ofte beseglet. De rå produkter går derimod ofte til

flere formål. En alt for konsekvent lodret aggregering vil gøre vold på dette forhold; meget tyder derfor på, at det kunne være rimeligt at skille nogle "basisvareindustrier" ud på et meget tidligt tidspunkt i leveringskæderne. Disse "basisvarer" skulle så opfattes som homogene "bulk"-varer, der leveres på tværs af hovedsektorerne. Denne synsvinkel er faktisk allerede knæsat i den anvendte gruppering med energi-, jern- og elektro(kobber)-sektorerne. Der er mange flere basisvarer, der kunne udskilles, men der vil ofte blive tale om industrier, der i ADAM-sammenhæng er latterligt små. På den anden side kan de udmærket være betydningsfulde i forbindelse med modelleringen af importen.

En hurtig oversigt over de 130 NR-erhverv giver følgende typer af basisvarer: Gødning, foderkager, energi, jern, kobber, sten og cement, træ, papir, rå plastic og rå tekstil. Af disse går gødning og foderkager kun til landbruget, så de kan medtages i den lodrette aggregering; det samme gælder sten og cement, der kun går til byggesektoren. Energi går til alle erhverv; jern og kobber går på tværs af maskiner, transportmidler og byggesektoren; træ går på tværs af byggesektoren, møbelindustrien og papirindustrien; papiret er det eneste, der binder de ellers forskellige emballage- og pressegrene af den grafiske industri sammen; rå plastic går til byggesektoren, emballage og til spinderierne; råtekstil går på tværs af møbelfabrikker og konfektion.

De vigtigste at skille ud er - i nogenlunde prioriteret rækkefølge - energi, jern, kobber og træ; i anden række kommer papir, plastic og tekstil. Det bliver dog svært at skille kobber/kabler ud fra den finere elektroindustri, da Nationalregnskabet ikke offentliggør disse tal. Hvis træindustrien skilles ud (den er ganske betydelig), forsvinder en meget stor del af overlapningen mellem forbrugs- og investeringsgodeindustrierne.

Selv om disse basisvareerhverv ville være meget små, ville de muligvis lette modelleringen af importen, og de ville gøre det muligt at komme så tæt på en Vastrupsk matrix, at der ikke kan ses forskel.

Antallet af skatteydere (Usy)

Der har længe været et ønske om at endogenisere antallet af skatteydere i ADAM. Skatteydere afgrænses som antallet af skattepligtige personer med en skattepligtig indkomst større end nul[1].

Det har imidlertid været en større hindring for dette arbejde, at der ikke foreligger nogen sammenhængende serie for dette skatteyderbegreb: Skattestatistikken offentliggør ikke noget, der ligner et antal skatteydere, hvorimod tallet kan udledes af Indkomststatistikkens tabeller; Indkomststatistikken har til gengæld forskellig dækningsgrad igennem perioden 1970-78, ligesom den kun omfatter fuldt skattepligtige, helårsansatte fra og med 1974[2]. Hovedproblemet ved konstruktion af en serie for Usy er derfor at undgå svingninger som følge af disse forskellige variationer i datagrundlaget.

Udgangspunktet er altså den mindst brådne serie, der foreligger, nemlig Skattestatistikkens serie for skattepligtig indkomst (Ys i ADAMś $d_a$tabank)[3]. Antallet af skatteydere kan da findes ved at dividere denne serie for den samlede indkomst med Indkomststatistikkens gennemsnitlige indkomst pr. skatteyder; pointen er, at den gennemsnitlige indkomst pr. skatteyder må være næsten uafhængig af ændringer i dækningsgraden m.m., og at vi derfor kan anvende såvel indkomsttabelværkernes tal som de særlige stikprøvetal, der kan fås fra 4. kontor.

Da Skattestatistikken omfatter samtlige skattepligtige, mens Indkomststatistikken kun omfatter fuldt skattepligtige, helårsansatte personer, indebærer metoden, at de delvist skattepligtige indgår med en vægt, der svarer til forholdet mellem deres personlige indkomst og den gennemsnitlige indkomst for fuldt skattepligtige skatteydere; for at udtrykke det mere konkret vil en delvist skattepligtig, der har en skattepligtig indkomst på det dobbelte af gennemsnitsindkomsten for fuldt skattepligtige skatteydere, blive regnet for to skatteydere.

Det således beregnede antal skatteydere afviger sikkert højest med omkring 5.000 personer fra det egentlige antal hoveder; metoden har den fordel, atden gennemsnitlige indkomst pr. skatteyder i ADAM (og i MISKMASK) er den samme som i Indkomststatistikkens publikationer.

1) Jf. PUD:"Skattefunktionen i ADAM", 12. august 1980
2) Jf eventuelt JAO: "En note om indkomster og fradrag", november 19
3) Den her anvendte serie afviger fra ADAMBK's, idet opgørelsesmetod i Skattestatistikken er ændret siden datarevisionen, jf SE 81,A 8

Tallene

Skattestatistikkens tal for den samlede skattepligtige indkomst er gengivet i tabel 1.

Tabel 1. Positive ansatte skatteplitige indkomster 1970-79, mill. kr

1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979
76166*	84895	94913	109042	127352	146784	164880	182918	203141	224070

*) Beregnet ved at jævnføre Indkomststatistikkens stigning 1970/71 med Skattestatistikkens niveau 1971; se i øvrigt JAO, november -8

Anm: For årene 1970-74 er den skattepligtige indkomst for periodeansatte m.v. opregnet til årsbasis; dette giver et mindre databrud mellem 1974 og 1975.

Den gennemsnitlige ansatte skattepligtige indkomst pr. skatteyder er beregnet og opført som (4) i tabel 2 (i 1000 kr.).

Tabel 2. Nøgletal fra Indkomststatistiksystemet 1970-78

	1970[1)]	1971[1)]	1972[1)2)]	1973[1)]	1974	1975	1976	1977	1978
(1) Skpl. pers	126.42	66.76	267.60	260.80	3959.6	3982.8	4020.5	4058.6	4112.0
(2) Skatteydere	105.82	56.04	219.52	233.35	3505.8	3599.9	3639.3	3705.8	3775.9
(3) Ansat skpl. indk., pos.	2471.4	1433.1	6172.2	7075.0	125145	144200	162639	180553	200407
(4) (3)/(2)	23.355	25.573	28.117	30.319	35.696	40.057	44.690	48.722	53.075

1) Stikprøvetal
2) Omfatter alle typer skattepligt, dog ekskl. sømænd.

Anm: Tabellen er baseret på tal for fuldt skattepligtige, helårsansatte personer.

Antallet af skatteydere kan nu beregnes ved at dividere indkomsterne fra tabel 1 med (4) fra tabel 2.

Tabel 3. Antallet af skatteydere (Usy) m.m. 1970-78

	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
Usy (1000)	3261.2	3319.7	3375.6	3596.5	3567.7	3664.4	3689.4	3754.3	3827.4
kusy	1.098	1.095	1.104	1.164	1.140	1.167	1.158	1.159	1.156

Anm: Korrektionsfaktoren kusy svarer til "kv1" i TMP-notatet af 2/12 -80.

De her viste tal afviger marginalt fra tallene i TMP: "Relation til bestemmelse af Usy", 2. december 1980, som er grundlaget for bestemmelsen af Usy i ADAM, marts 1981-versionen. Dette skyldes dels den nævnte ændring i opgørelsesmetoden for Ys, dels mindre korrektioner af forskellig art. Ændringerne er helt betydningsløse og til det bedre.

Tabel 4. Beregningsfradrag m.m. 1970-1977

Tabel 4. Beregningsfradrag m.m. 1970-1977, kr

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
(1) Alm. Personfr.	5000	5100	5400	5800	6100	9000	10800	12600
(2) Makrofradrag, skattestatistik	6454	7511	7912	8098	8391	11000	13096	15022
(3) Makrofradrag, indkomststat.			7770	8086	8496	11203	13495	15709
(4) (2)/(1)	1.291	1.473	1.465	1.396	1.376	1.222	1.213	1.192
(5) (3)/(1)			1.439	1.394	1.393	1.245	1.250	1.247

Tabel 5. Makro-progessionsgrænser for skattepligtig indkomst, kr

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
1./2. trin	7300*	7511	7912	8098	8391	11000	13096	15022
2./3. trin	24300*	25011	26412	27898	29291	50000	59500	66800
3./4. trin	37300*	38311	40512	42998	45291	90000	107100	120300
4./5. trin	77300*	79500	84112	89598	94591	-	-	-

Danmarks Statistik
6. kontor

20/1 1981
JAO/jao

Dagpenge og skatter - om ajourføring og fremskrivning af eksogene variable

Lovgrundlaget for dagpengeberegningen til arbejdsløse er dokumenteret frem til 1976 i rapport nr. 4, kapitel 7. Årene siden da har været plaget af hyppige og til tider lidt forvirrede ændringer af lovgivningen på området med deraf følgende besværligheder for os. I afsnit 1 i dette papir gennemgås reglerne for perioden 1976-81 samt deres implikationer for udformningen af dagpengerelationen og værdien af ADAM-dagpengesatsen td.

På skatteområdet er skatteskalaen til MISKMASK dokumenteret frem til og med 1978 i brugervejledningen til MISKMASK (JAO, 2/11 1980); antallet af skatteydere og deres sammenhæng med ADAM´s arbejdsmarked er dokumenteret frem til 1978 i TMP m. fl. "Relation til bestemmelse af Usy", 2/12 1980. I afsnit 2 i dette papir ajourføres disse tal, idet konsekvenserne af lovgivningsændringer på området samtidig underkastes en foreløbig vurdering

1. Arbejdsløshedsdagpengene 1976-81

Fra 1. april 1976 var princippet for reguleringen af maksimalsatsen for arbejdsløshedsdagpenge, at denne hvert år pr. 1. april og 1. oktober fastsattes på ugebasis som 90 pct. af ugelønnen ved fuld sædvanlig arbejdstid til den gennemsnitlige timeløn for arbejdere i industri og håndværk (lih) i hhv. nærmest forudgående april og oktober kvartal.

Denne udmærkede ordning holdt sig i kraft til 1. januar 1979, hvor reguleringen i forbindelse med omlægningen af finansåret blev ændret til at finde sted pr. 1. januar og 1. juli ud fra lih i nærmest forudgående hhv. januar og juli kvartal.

Efter reguleringen 1. januar 1980 blev maksimalsatsen midlertidigt frosset fast, idet der dog gennemførtes en dyrtidsregulering pr 1. september 1980 ud fra juli-pristallet; desuden indførtes fra samme dato en særlig forhøjelse på 24 kr/uge[1].

Fra 1. april træder en bemærkelsesværdig ny ordning i kraft[2] Efter denne nye ordning beregnes den maksimale sats på ugebasis som 90 pct. af beregningsgrundlaget; dette består af et grundbeløb på 1767 kr/uge, der reguleres hver 1. oktober ud fra den

- - - - - - - - - - - - - - -

1) Jf. L 43, 15. februar 1980.

2) Jf. L 509, 3. december 1980.

procentvise afvigelse mellem lih i nærmest forudgående januar kvartal og lih i januar kvartal 1980; det nye er, at der i denne afvigelse hverken medregnes dyrtidstillæg, givet efter januar 1980,eller andre tillæg. Til gengæld dyrtidsreguleres beregningsgrundlaget halvårligt pr. 1. april og 1. oktober ud fra de samme regler som for det øvrige arbejdsmarked. Det vil sige, at der falder et dyrtidstillæg for hver fulde tre points afvigelse fra 100 i det senest offentliggjorte pristal for januar eller juli; den første portion er på 24 kr/uge, de øvrige på 36 kr/uge.

Det fastsatte grundbeløb på 1767 kr/uge svarer til en maksimal dagpengesats på 295 kr/dag, som er lig med maksimalsatsen pr. 1. januar 1980 plus det særlige tillæg på 4 kr/dag, der indførtes pr. 1. september 1980; der er altså ikke i fastsættelsen af grundbeløbet foretaget nogen nedsættelse af satsen.

Tabel 1 (se næste side) viser på oversigtsform de maksimale dagpengesatser, tidspunkterne for deres ikrafttræden samt reglerne for reguleringen i perioden 1973-81.

Ud fra de nævnte regler og nogle få skøn for lih i 1980 samt reguleringspristallene i 1981 kan maksimalsatserne for arbejdsløshedsdagpengene frem til 4. kvartal 1981 beregnes; det er forudsat, at januarpristallet for 1981 udløser 1 dyrtidsportion, mens julipristallet udløser 2. Ved siden af denne ret sikre spådom om dagpengesatsen kan der ligeledes beregnes et godt skøn over, hvad maksimalsatserne ville have været, såfremt lovgivningen havde været uændret siden 1977 (svarende til, hvad ADAM´s dagpengerelation forudsætter). Forholdet mellem den faktiske og den hypotetiske maksimalsats svarer stort set til, hvad vi ville forvente af bevægelse i td. Resultaterne er opført i tabel 2 (se side 4); det fremgår, at td mod forventning stiger i 1979, mens den falder noget mere end forventet fra 1979 til 1980. Dette fænomen må førts og fremmest tilskrives indførelsen af efterløns- og jobtilbudsordninger i 1979, der sikkert har fjernet nogle af de "lavtlønnede" langtidsledige; desuden er td jo generelt konjunkturmedløbende, jf. rapport 4, kap. 7. Alt i alt er der ingen grund til at anfægte konklusionen af maksimalsatsberegningerne, nemlig at lovændringerne har bevirket en kumuleret nedsættelse af dagpengesatserne på årsbasis på omkring 6 pct., fordelt nogenlunde ligeligt over årene 1980 og 1981. Efter dette ræsonnement bør td nedsættes med 3 pct. fra 1980 til 1981.

Der er ikke grund til at forvente effekter ud over 1981 med

Tabel 1. Reguleringstidspunkter samt beløb og regler for maksimal dagpengesats

Tidspunkt	beløb(kr/dag)	beregningsgrundlag	anvendte data
1/1 1973	106	Ugeløn ved timelønnen lih og normal ugentlig arbejdstid	lih 1972:2
1/2 1974	132	"	lih 1973:2
1/1 1975	160	"	lih 1974:2
1/1 1976	173	"	lih 1974:4
1/4 1976	184	"	lih 1975:2
1/10 1976	194	"	lih 1975:4
1/4 1977	205	"	lih 1976:2
1/10 1977	215	"	lih 1976:4
1/4 1978	225	"	lih 1977:2
1/10 1978	236	"	lih 1977:4
1/1 1979	239	"	lih 1978:1
1/7 1979	251	"	lih 1978:3
1/1 1980	261	"	lih 1979:1
1/9 1980	269	Samme som 1/1 1980, reguleret ud fra juli-80-pristallet plus et ekstra tillæg på 4 kr/dag	
1/4 1981		1767 kr/uge * taktregulering pr. 1/10 plus dyrtidsregulering pr. 1/4 og 1/10	jan 1981-pristal+
1/10 1981		"	jul 1981-pristal+ Rlih 1981:1 ekskl. dyrtid efter jan 80

Anm: På ugebasis er maksimalsatsen 90 pct. af beregningsgrundlaget; dagsatsen er 1/6 af ugesatsen. Dyrtidsportioner udløses ved hver fulde 3 points afvigelse fra 100; første portion er på 24 kr. om ugen, resten på 36 kr. om ugen. De 1767 kr. svarer til en sats på 265 kr/dag pr. 1 januar 1980.

Tabel 2. Dagpengesatser m.v. 1978-81

	1978	1979	1980	1981
lih (kr)				
1. kvt	39.82	43.57	48.46	53.30*
2. kvt	41.04	45.12	49.62	
3. kvt	41.84	46.22	50.82*	
4. kvt	43.15	47.82	52.60*	
året	41.50	45.74	50.30*	
Reguleringspristal				
januar			100.0	108.3*
juli			104.4	113.2*
Maksimal dagsats (kr)				
1. kvt	215	239	261	269
2. kvt	225	239	261	274*
3. kvt	225	251	264	274*
4. kvt	236	251	269	306*
året[1)]	224.9	244.3	263.8	280.1*
Hypotetisk maksimalsats (kr) (efter gammel ordning)				
1. kvt	215	236	259	287
2. kvt	225	246	271	298
3. kvt	225	246	271	298
4. kvt	236	259	287	316*
året[1)]	224.9	245.7	271.9	299.4*
Forringelse (1978= 1.00) (faktisk/hypotetisk)	1.000	0.994	0.970	0.937*
td[2)]	44267	46667	44697	

1) Ved beregningen af årsgennemsnit er kvartalssatserne vægtet med antallet af ledige i hvert kvartal; for 1980 er brugt vægte fra 1977 (år med stigende ledighed), for 1981 er brugt 1978-vægte (år med stagnerende ledighed).
2) Fra ADAMBK.; dog er fejlen i td i 1980 rettet.

den nuværende dagpengerelation. Ganske vist er lagget i taktreguleringen øget til $1\frac{1}{4}$ år på årsbasis, men til gengæld er der nu tilføjet en pristalsregulering med kun ca. ½ års lag på årsbasis. Nettoeffekten af dette er temmelig sikkert, at det hidtil gældende lag på 1 år i lønreguleringen er den bedste approksimation til den nye ordning, når først engangstabet er indarbejdet. Konklusionen bliver derfor, at vi kan arbejde videre med den nuværende udformning af dagpengerelationen, men at td bør nedsættes med 3 pct. fra 1980 til 1981, hvorefter den kan forlænges uændret.

2. Indkomstskatterne 1978-81

Der har været to vigtige lovændringer på indkomstskatteområdet siden 1978. For det første blev de ekstra 500 kr's personfradrag afskaffet for ikke-pensionister i 1980, for det andet er skatteskalaens og personfradragenes grundbeløb ændret for skatteåret 1981. Personfradrag og progressionsgrænser i skatteskalaen er opført i tabel 3.

Tabel 3. Personfradrag og skatteskala 1978-81

	1978	1979	1980	1981
Personfradrag				
Almindeligt	13300	14500	14800[1]	16000
Forhøjet	24700	26900	28500	29500
Progressionsgrænser				
1. grænse	71000	77400	81900	87200
2. grænse	127800	139400	147400	151400

1) For gifte pensionister dog 15300.

Inden en skatteskala til MISKMASK kan opstilles, må korrektionsfaktoren til det almindelige personfradrag, kpf (jf. bruger vejledningen til MISKMASK, app A), vurderes. Afskaffelsen af de 500 kr. for ikke-pensionister i 1980 skønnes ud fra foreløbige beregninger at bidrage til kpf med ca. 0.007; for 1981 er virkningen af ændringen af grundbeløbene vanskelig at vurdere på grund af modgående tendenser. Indgrebet betød en klar skærpelse af beskatningen af enlige pensionister relativt til den almindelige beskatning; isoleret set trækker dette i retning af et fald i kpf. Imidlertid bevirker skærpelsen - sammenholdt med en noget kraftigere udvikling i pensionssatserne end den almindelige indkomstudvikling i de senere år - at en betydelig andel af de enlige pensionister bliver betalende skatteydere i 1981,

noget der ikke har været almindeligt i de foregående år. Dette trækker i retning af en forøgelse af kpf. Alt i alt viser nogle særdeles foreløbige beregninger, at kpf næppe falder væsentligt i 1981, men et sted i omegnen af 0.001. Korrektionsfaktoren kpf foreslås derfor fremskrevet som i tabel 4.

Tabel 4. Korrektionsfaktorer til personfradraget 1978-81

	1978	1979	1980	1981
kpf	1.214	1.214*	1.220*	1.219*

Der er ikke i fremskrivningen indlagt nogen faldende trend a la den, der har kunnet spores i årene frem til 1978. Skatteskalaen i MISKMASK bliver derefter som i tabel 5.

Tabel 5. Skatteskalaen i MISKMASK 1978-81

	1978	1979	1980	1981
1. grænse	16143	17603*	18056*	19504*
2. grænse	71050	77450	81950	87250
3. grænse	127850	139450	147450	151450

Antallet af skatteydere, Usy, foreligger frem til og med 1978 jf, TMP m. fl. 2/12 1980. I forlængelse af dette papir kan Usy fremskrives som 1.153 ganget med summen af arbejdsstyrken, U, antallet af pensionister i BU'erne og antallet af personer over 74 år. Resultatet ses i tabel 6.

Tabel 6. Antallet af skatteydere m.m. 1978-80

	1978	1979	1980	1981
U	2645.2	2626.9	2652.9	
Upns1	391.6	428.4	450*	
Upns2	275.4	280*	285*	
Uogp	3312.2	3335.3	3387.9	
Usy	3817.6	3844.3	3904.6	

Kilder: ADAMBK., ovennævnte TMP-notat samt skøn.

Danmarks Statistik
6. kontor

12/1 1981
JAO/jao

OM AGGREGERINGSNIVEAUER I EMPIRISKE MAKROMODELLER

Dette papir er en kondensering af de dele af min store opgave, der vedrører sammenbindingen af udbuds- og efterspørgselssiden i makromodeller. Da der har været tale om meget betydelige forkortelser, vil fremstillingen nok ikke alle steder forekomme fyldestgørende. I disse tilfælde henvises til opgaven eller til de løbende anførte kilder. Papiret vil falde i fire afsnit. I det første skal aggregeringsproblemernes natur og typerne af dem ganske kort ridses op, ligesom det fundamentale begreb separabilit introduceres. I det andet afsnit gennemgås den traditionelle sammenbinding i makromodeller og terminologien fastlægges. I det tredie afsnit gennemgås aggregering i modeller med faste sammenbindingskoefficienter. Det er denne problemstilling, der har domineret litteraturen om emnet, men det påvises at den er uinteressant på det danske talgrundlag: Sammenbindingskoefficienterne er hverken stabile på det detaljerede niveau eller på aggregeret niveau. I sidste afsnit forsøges derfor en analyse af aggregering i modeller med bevægelige sammenbindingskoefficienter.

1. Lidt om aggregeringsproblemer

I sin hyppigt refererede oversigtsbog om aggregering i økonomisk analyse definerer Green (1964,p 3):

> "Aggregering er en proces, hvorved en del af den information, der er til rådighed for løsningen af et givet problem, ofres med det formål at gøre problemet lettere at håndtere".

Således defineret er aggregeringsprocessen identisk med den almindelige abstraktionsproces, der er en nødvendig forudsætning for enhver generalisation, jf. fx. McClelland(1975). Det er efter over to århundreders filosofiske diskussioner blevet almindelig anerkendt, at der hverken kan gives entydige eller "objektive"

retningslinier for, hvordan denne proces skal foretages, men at der er nødt til at bygge på subjektive vurderinger i bredeste forstand - vurderinger af fordele og ulemper ved at ofre den pågældende information.

Ikke desto mindre møder man ofte inden for den økonomiske litteratur kravet om "konsistent aggregering" i den forstand, at aggregeringen overhovedet ikke må påvirke modellens resultater og egenskaber - dvs. at kun værdiløs information må ofres. Denne holdning skal vi i det følgende betragte som ufrugtbar, idet den på forhånd afskærer os fra abstraktioner ud over dem, der allerede er gjort på mikroniveauet[1]. I stedet skal vi generelt være villige til at gøre grove antagelser og ofre en del reel information for til gengæld at få nogle grundlæggende træk frem ved data- og modelstrukturerne - træk som måske i første omgang er druknet i et hav af detaljer. I stedet for den firkantede term "konsistent aggregering" skal vi derfor bruge betegnelsen "perfekt aggregering", som langt bedre illustrerer, at en aggregerings kvalitet er et gradsspørgsmål.

I økonomiske modeller sondres normalt mellem tre typer af aggregeringsproblemer: Aggregering af varer, aggregering af agenter og aggregering over tiden. I dette papir er det specielt vareaggregering, vi skal beskæftige os med, da dette problem er det dominerende i forbindelse med produktionsfunktioner[2]. Et vigtigt begreb

- - - - - - - - - - - - -

1) "Konsistenskravene [til indeksberegninger, JAO] er udtryk for et (naivt) håb om, at man efter en passende aggregering (..) kan behandle vektorer (..), som om det var tal. Det var dømt til at mislykkes." Keiding(1981, p 3.22).

2) Perfekt aggregering over producenter forudsætter, at de individuelle produktionsfunktioner er identiske og positivt homogene af en eller anden grad større end nul ("homotetiske"), jf. Keiding(1981, p 3.12 og 3.22f). Vi skal være villige til at gøre denne antagelse.

i forbindelse med aggregering af inputvarer i en produktionsfunktion er funktionens <u>indre struktur</u> eller separabilitetsforhold. Vi kan tage udgangspunkt i produktionsfunktionen

(1.1) $g = f(x_1, x_2, \ldots, x_n)$,

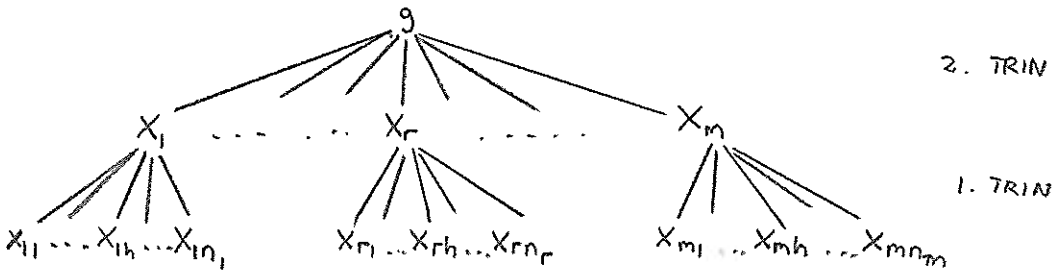
hvor g er den producerede mængde af en outputvare og $x_1, \ldots, x_n$ er indsatsen af de n elementarvarer. Funktionen f siges at være (svagt) separabel m.h.t. klassedelingen af $x_1, \ldots, x_n$ i grupperne 1..m, såfremt relationen (1.1) kan skrives

(1.2.a) $g = F(X_1, \ldots, X_r, \ldots, X_m)$, hvor

(1.2.b) $X_r = f_r(x_{r1}, x_{r2}, \ldots, x_{rn_r})$, $r = 1, \ldots, m$; $\sum_r n_r = n$.

Separabiliteten fortolkes på den måde, at funktionen f har en <u>hierarkisk</u> opbygning: Først kombineres elementarvarerne inden for den r'te gruppe til mellemproduktet X_r (r = 1,..m), på en sådan måde at produktionsfunktionen for det r'te mellemprodukt er uafhængig af faktorindsatsen i produktionen af de øvrige mellemprodukter Derefter kan mellemprodukterne kombineres på forskellige måder til den endelige færdigvare. Et klassisk eksempel er, at kul og olie kan bruges i forskellige forhold til at producere elektricitet. Elektriciteten kan så i næste trin kombineres med forskellige former for maskiner og arbejdskraft til at give en færdigvare. Den viste struktur i (1.2) er en simpel to-trins struktur med m grene. I praksis vil man møde mere indviklede strukturer; måske kan nogle af subfunktionerne f_r yderligere separeres osv osv., og i så fald kan det være en fordel at tegne strukturen op i et <u>træ</u>. Produktionstræet, svarende til (1.2), er tegnet op i figur 1.1 på næste side. Bestemmelsen af produktionstræets udseende er et vigtigt empirisk problem, som vi skal vende tilbage til senere.

Figur 1.1.Produktionstræet for (1.2)



Når en produktionsfunktion er separabel som (1.2), er det nærliggende at aggregere elementarvarerne sammen til de m mellemprodukter og forsøge at behandle disse, som om de var elementarvarer. Dette kræver, at der kan konstrueres prisindeks for mellemprodukterne, der indeholder tilstrækkelig information til at forklare alle bevægelser i $X_1,\ldots,X_m$ og som opfylder, at $P_rX_r=E_r$ (udgiften til gruppen).Dette kan kun gøres på perfekt vis, såfremt subfunktionerne f_r er homogene af 1. grad, jf. Green(1964, p 25ff), og selv i dette tilfælde må såvel pris- som mængdeindeks antage specielle former, bestemt af det konkrete udseende af funktionerne f og f_r. Undtagelsen er, hvis der på en eller anden måde kan lægges restriktioner på bevægelserne i elementarvarernes mængder eller priser. Hvis fx. elementarvarerne i en gruppe altid må anvendes i faste mængdeforhold, kan de aggregeres perfekt med et almindeligt fastvægtsindeks. Hvis der på den anden side altid er faste relative priser mellem en gruppe elementarvarer, kan de ligeledes aggregeres perfekt. Det er i det hele taget et tilbagevendende forhold i aggregeringsteorien, at jo flere restriktioner, der kan lægges på de indgående elementarvariable, jo større er mulighederne normalt for en perfekt aggregering. I de følgende afsnit skal vi se, hvordan dette forhold kan udnyttes ved valget af vareaggregeringsniveauet i et samlet makromodel. Forskellen på det isolerede

aggregeringsproblem, vi hidtil har beskæftiget os med, og det samlede aggregeringsproblem i makromodeller, er netop, at modellens samlede ligningssystem giver os en række ekstra restriktioner, der kan udnyttes. På den anden side kan den samlede model også give nogle restriktioner på valget af aggregater, som kan hæmme aggregeringsmulighederne. Dette vil typisk være tilfældet, når et aggregat indgår flere forskellige steder i modellen. I så fald kan vi ikke vælge aggregeringsproceduren ud fra den konkrete form på fx produktionsfunktionen, og dette begrænser selvsagt aggregeringsmulighederne stærkt. I en økonomisk model vil vi fx typisk skulle beskrive samspillet mellem udbud og efterspørgsel for en given vare. Men der er i almindelighed ingen garanti for, at den aggregering af varer (og individer), der isoleret set er optimal i forhold til udbudsfunktionen, også vil være den optimale i forhold til efterspørgselsfunktionen. Dette er nok den væsentligste årsag til, at de forskellige funktionsspecifikke aggregeringer, der har været populære i den teoretiske litteratur om fx produktionsfunktioner, ikke rigtig har vundet indpas i makromodellerne. Koblingen mellem udbuds- og efterspørgselsfunktioner sker på <u>markedet</u>, og derfor skal aggregaterne helst måles i monetær værdi (kr) eller masse (kg) - ellers kan det være svært at opnå korrespondance mellem markedets to sider. Problemet omkring etableringen af denne korrespondance kaldes også problemet om <u>sammenbindingen</u> mellem udbud og efterspørgsel i makromodeller, og det er dette ømtålelige problem, vi skal analysere grundigere i de næste tre afsnit.

2. Sammenbindingen i makromodeller

Problemet med den manglende garanti for korre-spondance mellem aggregeringerne på udbuds- og efterspørgselssiden kan i princippet kun løses på en måde: Der defineres et antal grundlæggende varegrupper, der er så stort, at vi ved simpel eller vægtet summation kan få både den produktionsrelevante og den efterspørgselsrelevante varegruppering. Antallet af makrovarer i modellen er altså bestemt af intersektionen af de hensigtsmæssige grupperinger på udbuds- og efterspørgselssiden. Men hvordan stemmer en sådan afgrænsning overens med kravet om, at varerne i de enkelte produktions- eller efterspørgselsfunktioner er fuldstændig homogene?

Normal praksis i makromodeller har været, at der defineres et sæt af efterspørgselskomponenter ud fra efterspørgselsteoretiske overvejelser; vi skal repræsentere efterspørgselskomponenterne ved en vektor $\underline{f}$ (n_f x 1). Denne vektor opfattes som sammensat af komponenter af (mindst) fire køberes efterspørgsel i en periode. Den første type efterspørgsel er forbrugsefterspørgselen f_c, der som regel antages at stamme fra en enkelt, repræsentativ forbruger[1]. Den anden type er investeringsefterspørgselen f_i, der her skal antages at stamme fra en enkelt investor. Den tredie type efterspørgsel er udlandets efterspørgsel f_e (eksporten), der her skal opfattes som en enkelt købers efterspørgsel, men som udmærket kan være fordelt på flere købende lande. Den fjerde og sidste type efterspørgsel er den offentlige efterspørgsel f_o, der ligeledes skal antages at stamme fra en enkelt efterspørger. Når disse fire købere skilles ud, er det først og fremmest af institutionelle grunde, men også fordi de formodes at have en vidt forskellig adfærd. Til de fleste af vores formål er det dog tilstrækkeligt

- - - - - - - - - - - - - -

1) Vi skal ikke her gå ned i det nærmest uløselige problem om aggregering af forbrugsfunktioner, jf. fx. Muellbauer (1975)

at analysere efterspørgselskomponenterne under et i den samlede f-vektor

(2.1) $\underline{f}' = [\underline{f}_c' \quad \underline{f}_i' \quad \underline{f}_o' \quad \underline{f}_e']$.

På produktionssiden defineres et antal erhvervsgrupper eller sektorer ud fra produktionsteoretiske overvejelser, n_g i alt. Derefter defineres en matrix af faste omregningsnøgler, der transformerer efterspørgselskomponenterne $\underline{f}$ til en sektorfordelt endelig efterspørgsel $\underline{e}$:

(2.2) $\underline{e} = E\underline{f}$,

hvor E $(n_g \times n_f)$ er den nævnte matrix af omregningsnøgler - de såkaldte <u>efterspørgselskoefficienter</u>. Transformationen (2.2) involverer i princippet $(n_g \times n_f)$ makrovarer; de varer, der leveres af samme sektor,er homogene set fra udbudssiden, og de varer, der anvendes i samme efterspørgselskomponent, er homogene set fra anvendelsessiden. For hvert nul i E-matricen reduceres antallet af makrovarer dog med en[1].

Hvis vi til den sektorfordelte endelige efterspørgsel $\underline{e}$ lægger den sektorfordelte råvareefterspørgsel $\underline{x}$, fås den samlede sektorfordelte efterspørgsel $\underline{g}$:

(2.3) $\underline{g} = \underline{x} + \underline{e}$.

Normalt antages, at råvareefterspørgselen er proportional med efterspørgselen efter færdigvaren, således at

(2.4) $\underline{x} = A\underline{g}$,

hvor A er en matrix af faste råvarekoefficienter. Dette giver sammen med (2.3) og (2.2)

(2.5) $\underline{g} = A\underline{g} + E\underline{f}$,

der kan løses til

(2.6) $\underline{g} = (I-A)^{-1}E\underline{f}$.

Formlerne (2.5) og (2.6) kaldes <u>sammenbindingsrelationerne</u> på hhv. strukturform og reduceret form. Matricen $(I-A)^{-1}E$ vil i det

1) Antallet af makrovarer kan ligeledes reduceres, hvis nogle søjler og rækker i E-matricen er identiske, jf. nedenfor.

følgende blive betegnet <u>sammenbindingsmatricen</u>. Sammenbindingen involverer i princippet også (n_g x n_f) makrovarer med en vare mindre for hvert nul i sammenbindingsmatricen, men der vil generelt være færre nuller i sammenbindingsmatricen end i E-matricen isoleret.

Undertiden udregnes også det samlede forbrug af primære inputs $\underline{s}$ (skatter, bruttofaktorindkomst og undertiden import):

$$(2.7) \qquad \underline{s} = Y\underline{g} + Y_f\underline{f}$$
$$= \left[Y(I-A)^{-1}E + Y_f\right]\underline{f} \quad ,$$

hvor Y er en matrix af koefficienter for primære inputs i produktionen og Y_f er en koefficientmatrix for primære inputs i efterspørgselskomponenterne. Matricen $Y(I-A)^{-1}E + Y_f$ kaldes i det følgende den <u>reducerede produktionsmatrix</u>, idet (2.7) kan siges at angive den reducerede produktionsfunktion for efterspørgselskomponenterne $\underline{f}$. Det samlede system kan anskueliggøres som i fig 2.1.

<u>Figur 2.1. Input-output-systemet</u> [1)]

KØBER / SELGER	SEKTORER (n_g i ALT)	ENDELIG EFTERSPØRGSEL (n_f i ALT)	I ALT
SEKTORER (n_g i ALT)	$A\hat{g}$	$E\hat{f}$	$\underline{g}$
PRIMÆRE INPUTS (n_s i ALT)	$Y\hat{g}$	$Y_f\hat{f}$	$\underline{s}$
I ALT	$\underline{g}'$	$\underline{f}'$	

Det er den direkte sammenhæng mellem endelig efterspørgsel og primære inputs (2.7), der har den endelige interesse, men i mange makromodeller anvendes Y-matricen ikke på en så simpel måde som i (2.7), først og fremmest fordi der skønnes at være en signifikant dynamik i bestemmelsen af primære inputs. Derfor

- - - - - - - - - - - - - - -

1) Tegnet ^ bruges til at angive, at vektoren diagonaliseres i en matrix. Ved multiplikationen $A\hat{g}$ vil fx. alle elementer i den i´te søjle i A blive multilpliceret med det i´te element i g-vektoren.

stopper man ofte ved sammenbindingen af efterspørgselen (2.6), hvorefter sammenhængen mellem sektorefterspørgselen $\underline{g}$ og de primære inputs $\underline{s}$ modelleres i stokastisk / formulerede adfærdsrelationer. Ved sammenbindingen af udbud og efterspørgsel forstås derfor normalt kun omregningen fra komponentfordelt endelig anvendelse til den samlede sektorfordelte efterspørgsel $\underline{g}$[1]. Tilsvarende modelleres priserne på sektorproduktionerne, $\underline{p}_g$, ofte i stokastisk relationer, mens priserne på anvendelseskomponenterne $\underline{f}$ findes ved en <u>prissammenbinding</u>

$$(2.8) \quad \underline{p}_f' = \underline{p}_g' E \quad .$$

Bemærk, at formuleringen (2.8) forudsætter, at prisudviklingen på en given sektors leverance er den samme i alle anvendelser, svaren de til, at der er konstante relative priser mellem varer i samme række i E-matricen.

Vastrup(1977) kritiserer denne metode for at være inkonsistent med antagelsen om, at efterspørgselskomponenterne kan opfattes som homogene varer for forbrugeren (det er således kun sammenbindingen af forbrugskomponenterne $\underline{f}_c$, han kritiserer). Når der er lige så mange varer i en forbrugskomponent, som der er ikke-nul elementer i dens søjle i E-matricen, kan forbrugeren så opfatte den som homogen?[2]. Vi så ovenfor, at dette kræver, enten at de relative priser i gruppen af varer inden for en anvendelseskomponent er konstante i alle tænkelige situationer, eller at de relative mængder i gruppen er konstante, eller at nyttefunktionen er separabel i komponenterne $\underline{f}_c$, <u>og</u> komponentfunktionerne for hver eneste anvendelseskomponent er homogene af 1. grad.

- - - - - - - - - - - - - -

1) En alternativ og muligvis bedre løsning er at lade sammenbindingen bestemme de sektorfordelte bruttofaktorindkomster.

2) En ligetil mulighed for dette er, at det vitterligt er den samme vare, men at den produceres som biproduktion i flere erhverv. Vi skal her se bort fra eksistensen af biproduktion.

Svaret på Vastrups indvending er, at hvis efterspørgselskomponenterne i f-vektoren opfattes som bundter af enkeltvarer med fast sammensætning, dvs at vægtene i E-matricen er konstante, er skitsen konsistent nok: De faste relative mængder inden for anvendelseskomponenterne sikrer homogeniteten af disse for forbrugeren, samt at deres prisindeks er veldefinerede, og aggregeringen af mængderne langs en række i E-matricen er tilladelig, da den relative prisudvikling for en sektors produkter er den samme i alle anvendelser i følge prissammenbindingsrelationen (2.8), svarende til at alle varer, der leveres af samme sektor, er homogene set fra produktionssiden. Empiriske undersøgelser har vist, at antagelsen om en fast E-matrix ikke er særlig realistisk, men den er ikke inkonsistent med en økonomisk fortolkning, sådan som Vastrup hævder. Man kan derimod med fuld ret sætte spørgsmålstegn ved rimeligheden af at summere efterspørgselskomponenter til fx det samlede (fysiske forbrug, men dette er jo det sædvanlige indeksproblem.

Sagen stiller sig imidlertid noget anderledes, når de relative varemængder inden for en efterspørgselskomponent tillades at variere, dvs hvis de modelleres som bevægelige IO-koefficienter.[1] I så fald må Vastrups argumenter overvejes en gang til, for da bliver homogeniteten af anvendelseskomponenterne tvivlsom: Hverken de relative mængder eller de relative priser inden for komponenterne kan antages konstante, så der må kræves homogen separabilitet i nyttefunktionen. Men i dette tilfælde eksisterer der måske ikke prisindeks med fuld information for anvendelseskomponenterne og selv om de eksisterer, vil de rimeligvis ikke være lig med de fastvægtsindeks, prissammenbindingen danner. Det mest frugtbare synes at være, at vi opfatter de modelberegnede indeks som approksimationer til de ideelle indeks. Vurderingen af, om en sådan approksimation er for grov, er et almindeligt abstraktionsspørgs-

1) Betegnelsen IO-koefficienter bruges i det følgende som fællesbetegnelse for råvare- og efterspørgselskoefficienter.

mål, og det må afgøres konkret ud fra empiriske analyser. På dette punkt er der næppe tvivl om, at det er tvingende nødvendig at acceptere et aggregeringsslør. En anden hovedindvending mod brugen af E-matricen er, at antagelsen om, at en sektorvare er homogen i alle anvendelser, næppe er realistisk. Dette gælder i særlig grad for leverancerne til forbrug, idet en given enkeltvare på detaljeret nationalregnskabsniveau kun kan gå til en enkelt forbrugskomponent. Hvis en aggregeret sektor derfor leverer til flere aggregerede forbrugskomponenter, må det altså dække over, at det rent faktisk er forskellige enkeltvarer, der leveres, og så må homogenitetsantagelsen i bedste fald betegnes som kunstig.

Den eneste helt stringente måde at løse problemet på er, at E-matricen gøres diagonal, som Vastrup kræver, men i praksis er vi nok nødt til at stille os tilfredse med mindre strenge krav. Det er dataproblemer, der dikterer løsningen på denne problemstilling i praksis. Det må dog huskes, at jo flere varer, der aggregere sammen til en efterspørgselskomponent med E-matricen, jo større må vi regne med, at approksimationsfejlen på det tilhørende prisindeks vil være. Derfor synes det absolut at være værd at tilstræbe, at der er så mange ettaller (og nuller) i E-matricen som muligt. Dette har desuden den indlysende fordel, at der ikke er nogen koefficienter at modellere, hvis der kun er ettaller og nuller i matricen.

Hovedkonklusionen af dette afsnit er, at aggregeringsnøglerne for erhverv og varer til hhv sektorer og efterspørgselskomponenter ikke bør vælges uafhængigt af hinanden, men at der i høj grad er brug for en afstemning. Dette problem skal analyseres i de to næste afsnit, idet vi først begrænser analysen til at omfatte modeller med faste sammenbindingskoefficienter og derefter forsøger at vurdere det mere generelle tilfælde med bevægelige sammenbindingskoefficienter.

3. Aggregering i modeller med faste sammenbindingskoefficienter

Udgangspunktet for diskussionen i dette afsnit er sammenbindingsrelationen

(3.1) $\underline{g} = (I-A)^{-1}E\underline{f}$, jf. (2.6).

Det forudsættes, at koefficientmatricerne A og E er stabile på det mest detaljerede niveau af erhverv og anvendelser, der kan fremskaffes data for[1]. Vi ønsker at aggregere såvel produktionern $\underline{g}$ som efterspørgslerne $\underline{f}$ på en sådan måde, at koefficientmatricern A^* og E^* på det aggregerede niveau også er stabile. Det vises, at dette kun kan lade sig gøre under meget restriktive betingelser, og der opstilles empiriske mål for, hvor godt disse betingelser er opfyldt for en given aggregeringsnøgle.

Det vil vise sig frugtbart at tage udgangspunkt i aggregeringe af de detaljerede anvendelser $\underline{f}$ til et mindre antal $\underline{f}^*$. Når denne aggregeringsnøgle er fastlagt, kan vi bestemme en korresponderende aggregeringsnøgle for erhvervene fra $\underline{g}$ til $\underline{g}^*$ - givet grupperingen af anvendelser. I praksis vil dette så igen føre til en nyvurderin af anvendelsesgrupperingen osv osv, således at et afstemt aggregeringsniveau kan findes ved en art iterativ procedure.

a. Aggregering af anvendelser

Grunden til, at antallet af anvendelser i modellen har en særlig interesse, er,at antallet af frihedsgrader i modellen normalt er lig med antallet af anvendelser. Denne pointe kan måske bedst illustreres med termer fra den elektriske kredsløbsteori: Det egentlige mål med modellen er en bestemmelse af sammenhængen mellem primære inputs og endelig anvendelse, idet de primære inputs opfattes som en art negative poler og den endelige anvendel-

- - - - - - - - - -

1) I det danske nationalregnskab er dette niveau for tiden på 117 erhverv og 78 efterspørgselskomponenter.

se som et sæt positive poler i et indkomstkredsløb. Antallet af kilder til indkomstdannelse og dermed antallet af frihedsgrader i modellen er lig med det største antal af poler med samme fortegn -enten antallet af primære inputs eller antallet af anvendelseskomponenter[1]. I normale makromodeller er det antallet af anvendelser, der er det største, og derfor vil dette antal bestemme antallet af frihedsgrader i modellen - vel det mest relevante mål for modellens størrelse.

De væsentligste begrænsninger på antallet af anvendelser vil nok være mængden af tilgængelige data og de ressourcer, der er stillet til rådighed for modelarbejdet. De tilgængelige data begrænser antallet på to måder. For det første vil datakvaliteten i almindelighed være bedre, jo højere aggregeringsniveauet er, og derfor er det en fordel at begrænse antallet af anvendelser. For det andet kan der ikke estimeres flere koefficienter i en regression end antallet af observationer af vektoren af uafhængige variable minus en, så hvis efterspørgselsfunktionerne skal estimeres er det ikke muligt uden videre at modellere adfærdsrelationerne på en sammenhængende måde, hvis antallet af anvendelser er meget stort. Den kraft, der trækker i retning af et stort antal komponenter, er det generelle ønske om at bevare så megen information som muligt.

Ud over disse isolerede hensyn til efterspørgselsfunktionerne kan yderligere opdelinger være nødvendige af hensyn til indpasningen af anvendelserne i den samlede model. Denne afstem-nings-problematik skal uddybes nedenfor, så her skal blot bemærkes, at da det er uhyre vanskeligt at bestemme fx separabilitetsforholdene

---

1) Indkomsten svarer her til det elektriske effektbegreb (ændring i energi pr. tidsenhed), og kilderne til indkomstdannelse svarer til energikilder. Antallet af "energikilder" er lig med antallet af frihedsgrader i modellen.

i en nyttefunktion, kan afgrænsningen af anvendelser undertiden få et ad hoc-præg. Denne delvise ubestemthed gør, at man i praksis ofte vil løse eventuelle uoverensstemmelser mellem erhvervs- og anvendelsesgrupperingen ved at file lidt på sidstnævnte, men denne problematik hører hjemme i slutfasen af modelopstillingen, ikke i første trin. De forskellige hensyn nævnt ovenfor vil normalt føre til, at modelbyggeren allerede i arbejdets indledende faser har en fast forestilling om det omtrentlige antal anvendelser (friheds grader) i modellen.

Som nævnt i afsnit 2 ovenfor opfatter vi normalt anvendelserne i $\underline{f}$-vektoren som frembragt af mindst fire køberes efterspørgsels-funktioner: Forbrugerens, investorens, det offentliges og udlandets. Hver af disse købere kan i princippet købe alle varer, og for hver køber må vi overveje, hvilken indre struktur den pågældende efterspørgselsfunktion har. I det foreliggende specialtilfælde med faste efterspørgselskoefficienter kan problemstillingen imidlertid belyses enklere ud fra sædvanlig IO-aggregeringsfilosofi. Vi tager udgangspunkt i den detaljerede efterspørgselsmatrix E, der transformerer den komponentfordelte anvendelse $\underline{f}$ til en erhvervsfordelt anvendelse $\underline{e}$ ved

(3.2) $\hat{\underline{e}} = E\underline{f}$ [1].

Vi skal i første omgang se på, hvordan vi kan gruppere $\underline{f}$ til $\underline{f}^x$, sådan at vi stadig rammer den samme $\underline{e}$-vektor[2], dvs at

(3.3) $\hat{\underline{e}} = \widehat{\underline{e}^x} = E^x\underline{f}^x$,

hvor E^x er en konstant matrix af aggregerede efterspørgselskoefficienter, mens $\underline{f}^x$ er en eksogen vektor af aggregerede anvendelser.

- - - - - - - - - - - - - - -

1) Tegnet $\hat{}$ bruges i det følgende til at angive en modelberegnet (forudsagt) værdi.

2) I næste punkt skal vi tillade fejlskud på $\underline{e}$, hvis blot de erhverv, der skydes fejl på, har samme inputstruktur.

Dette vil kun [illegible] hvis enten

(3.4) - de søjler fra E-[illegible], der aggregeres sammen til en enkelt søjle i E^{*}-matricen, er identiske,

eller

(3.5) - de elementer i $\underline{f}$-vektoren, der lægges sammen til et enkelt element i $\underline{f}^{*}$-vektoren, altid udvikler sig proportionalt (dvs at de pågældende anvendelser er komplementære).

Denne dobbeltbetingelse er nødvendig og tilstrækkelig for, at aggregeringen fra $\underline{f}$ til $\underline{f}^{*}$ er perfekt, forudsat at koefficienterne i E-matricen er stabile. I praksis er vi imidlertid nødt til at stille os tilfredse med mindre end perfekt aggregering. Vi har derfor brug for et empirisk mål for, hvor stor en fejl vi begår på $\underline{e}$ ved an anvende den aggregerede vektor $\underline{f}^{*}$. Til dette formål kan vi definere den samlede forudsigelsesfejl på de erhvervsfordelte anvendelser som

$$(3.6) \quad \underline{p}_e^{*} = \underline{e} - \widehat{\underline{e}^{*}} = \underline{e} - E^{*}\underline{f}^{*}.$$

Hvis den detaljerede model holder, er (3.6) aggregeringsfejlen på erhvervsfordelt endelig anvendelse, men i praksis vil en (stor) del af fejlen på $\underline{e}$-vektoren også skyldes ustabilitet i den detaljerede E-matrix. Dette problem kan vi klare ved at dekomponere den samlede forudsigelsesfejl (3.6) ved

$$(3.7) \quad \underline{p}_e^{*} = \underline{e} - \widehat{\underline{e}^{*}} = (\underline{e} - E\underline{f}) + (E\underline{f} - E^{*}\underline{f}^{*}) = \underline{p}_e + \underline{\alpha}_e ,$$

hvor

- $\underline{p}_e$ er den forudsigelsesfejl på $\underline{e}$, der skyldes ændringer i den detaljerede E-matrix
- $\underline{\alpha}_e$ er den ekstra forudsigelsesfejl på $\underline{e}$, der skyldes aggregeringen af anvendelser fra $\underline{f}$ til $\underline{f}^{*}$, dvs. aggregeringsfejlen på $\underline{e}$.

Dekomponeringen (3.7) er helt fundamental og skal anvendes intenst i resten af dette papir. Den bør derfor indprentes omhyggeligt. Den samlede forudsigelsesfejl og dens komponenter $\underline{p}_e$ og $\underline{\alpha}_e$ vil være nul i udgangsåret, men for egentlige fremskrivningsår vil alle tre vektorer generelt være forskellige fra nul, og vi kan da vurdere aggregeringens kvalitet ud fra størrelserne af de tre vektorer. Vurderingen kan gøres på kort sigt ved at anvende gennemsnit af 1-års forudsigelser ved beregningerne, men den kan også foretages på langt sigt, hvis der anvendes fx 5- eller 10-års forudsigelser. Valget af fremgangsmåde afhænger naturligvis af formålet med modellen, og det er langt fra sikkert, at de forskellige valg fører til samme resultat; der kan udmærket være forskel på en konjunkturorienteret aggregering og en vækstorienteret. Aggregeringen af anvendelser kan imidlertid ikke ses uafhængigt af aggregeringen af erhverv. For eksempel vil vi lettere kunne acceptere fejlskud på $\underline{e}$-vektoren, hvis den forkert kanaliserede efterspørgsel rammer et erhverv med næsten samme inputstruktur som det erhverv, den fejlagtigt tages fra. Derfor vil vi i næste punkt sammenbygge (3.7) med erhvervenes inputstruktur til en samlet fejlanalyse.

b. Grupperingen af erhverv givet grupperingen af anvendelser

Vi ønsker nu - givet aggregeringen af anvendelser til $\underline{f}^*$ - at aggregere produktionerne $\underline{g}$ til et mindre antal $\underline{g}^*$, således at den aggregerede råvarematrix A^* fortsat er stabil. Dette vil igen være tilfældet, såfremt enten

(3.8) -de søjler i A-matricen, der aggregeres sammen til en søjle i A^*-matricen, er identiske,

eller

(3.9) -de produktioner i $\underline{g}$, der lægges sammen til en enkelt sektorproduktion i $\underline{g}^*$-vektoren, altid udvikler sig proportionalt.

Den første betingelse, som Theil(1971) kalder "streng input-homogenitet", vil næsten aldrig være opfyldt; hvis to erhverv har identiske input-strukturer, vil de antagelig være lagt sammen allerede i datakonstruktionsfasen. Den anden betingelse om parallelle produktionsværdiudviklinger skal undersøges nærmere. Vi skal søge at afdække, hvilke lineære bånd der kan være på erhvervenes produktionsværdier, således at den ønskede proportionale udvikling i produktionsværdierne kan opnås.

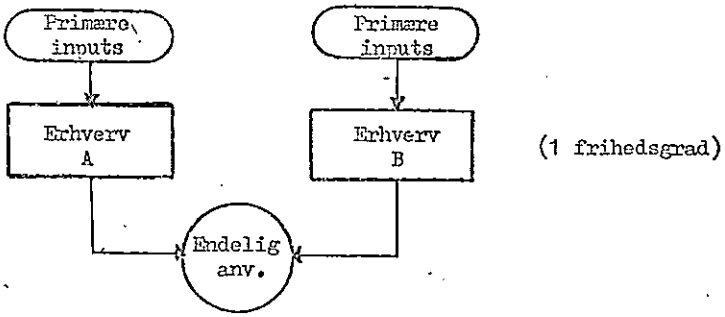
Det helt afgørende bånd, der er på produktionsværdierne, er modellen selv:

(3.9) $\underline{g} = A\underline{g} + E^{x}\underline{f}^{x}$.

Produktionsværdierne kan altså ikke variere i flere dimensioner end antallet af anvendelser, såfremt modellen holder på detaljeret niveau, og grupperingen af anvendelserne er perfekt. Hvis vi fx har 117 erhverv og 20 grupperede anvendelser, vil de 117-20 = 97 erhvervs produktionsværdier være lineært afhængige af de øvriges. Det er nærliggende at konkludere, at det bedste antal sektorer i modellen da vil være lig med antallet af anvendelser, men dette er ikke helt rigtigt. Lad os undersøge, hvordan de lineære bånd på produktionsværdierne kan se ud.

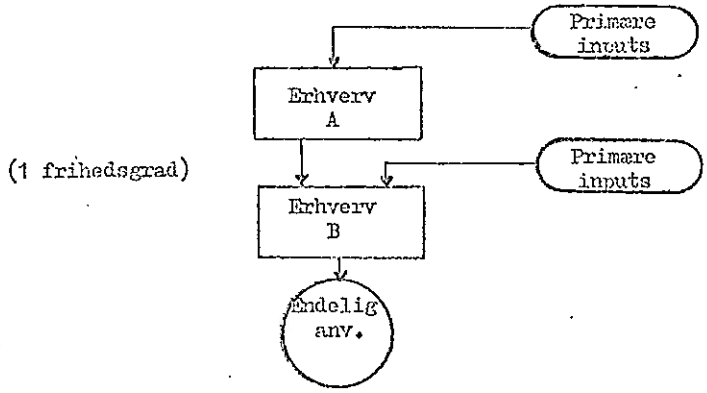
Et interessant specialtilfælde er , hvor to erhverv leverer i samme proportioner til alle anvendelser. I så fald vil efterspørgselen efter de to erhvervs produktion altid variere proportionalt. Situationen kan fremstilles skematisk som i figur 3.1.
Vi kan kalde den viste struktur for en gaffel. Når to erhverv leverer i en gaffel, kan de lægges sammen; deres produktionsværdier vil under de sædvanlige IO-antagelser variere proportionalt.

Figur 3.1. Gaflen



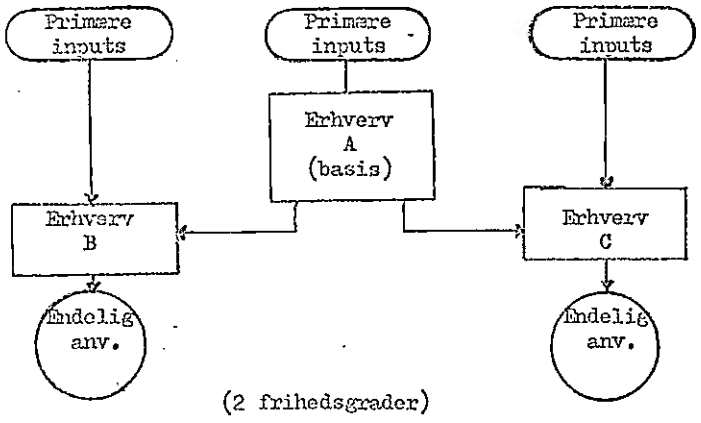
Et andet interessant specialtilfælde er, hvis et erhverv udelukkende leverer inputs til et andet erhverv. Denne struktur, som vi kan kalde en kæde, er vist i figur 3.2 .

Figur 3.2. Kæden



Når to erhverv leverer i kæde, kan de ligeledes lægges sammen; igen vil deres produktionsværdier variere proportionalt, såfremt det aftagende erhverv har konstante inputkoefficienter. Bemærk, at underleverandørens eksport eller aftagerens import kan ødelægge denne ellers ret udbredte aggregeringsmulighed. En tredie leverancestruktur, som desværre forekommer ret hyppigt, er broen, der er vist i figur 3.3 . Broen opstår, når et "basiserhverv" leverer

Figur 3.3. Broen



halvfabrikata til to eller flere aftagende erhverv. Når tre erhverv leverer i en bro,kan de normalt ikke lægges sammen. Men bemærk, at hvis de to aftagende erhverv kan lægges sammen af andre årsager (fx fordi de har samme inputstruktur), følger basiserhvervet gratis med.

Der kan naturligvis forekomme en mængde mere indviklede strukturer, men de vil i det store og hele kunne opfattes som udvidelser eller sammenfletninger af de her skitserede. Det væsentlige er at kun gaflen og kæden umiddelbart giver muligheder for perfekt aggregering, mens strukturer med"tværgående basiserhverv" ikke kan aggregeres. Vi kan derfor konkludere, at det bedste antal sektorer er lig med antallet af anvendelser plus antallet af tværgående basiserhverv. Eksempler på tværgående basiserhverv kan være energiproduktion og stålværker; også de såkaldte marginalerhverv, handel og transport, må betragtes som tværgående basiserhverv. Den understregede regel holder undtagen i et særligt tilfælde. Det drejer sig om den situation, hvor to erhverv leverer i samme forhold til alle anvendelser (gaflen), men på en sådan måde, at de modtagende komponenter af endelig anvendelse i $\underline{f}^x$-vektoren ikke modtager fra andre erhverv end de pågældende. Ud fra denne synsvinkel kan de pågældende anvendelseskomponenter betragtes som en enkelt anvendelse, og et tilsvarende antal frihedsgrader betragtes som tabt i modellen. Situationen forekommer nu næppe særlig hyppigt i praksis.[1)]

Efter at det omtrentlige antal sektorer således er fastlagt, skal vi nu prøve at vurdere, hvilke erhverv der kan lægges sammen. Hvis antallet af erhverv er større end antallet af anvendelser, vil en del af produktionsværdierne i modellen som nævnt være lineært afhængige af de øvriges. Som vi lige har set, er det imidlertid væsentligt, hvordan denne afhængighed konkret ser ud.

1) Et nærliggende tilfælde kan dog være eksport i.f.t. indenlandsk anvendelse, jf. omtalen i afsnit 4 nedenfor.

Vi kan aggregere perfekt, når der er perfekt lineær korrelation mellem to eller flere erhvervs produktionsværdier, dvs når de leverer i en gaffel eller i en kæde. De ovenfor nævnte tværgående basiserhverv vil have høje korrelationer til mange erhverv men de vil ikke have nogen perfekte korrelationer, så de vil i almindelighed ikke kunne aggregeres. Hvis vi kender varians- ovariansmatricen for de aggregerede anvendelser $\underline{f}^{x}$, kan vi finde den tilsvarende varians-kovariansmatrix for produktionsværdierne

(3.9) $\Omega_g = (I-A)^{-1}E^{x}\Omega_f E^{x\prime}(I-A')^{-1}$,

hvoraf de ønskede korrelationer kan beregnes. De fundne korrelationer vil være et mål for, hvor tæt en indbyrdes forbindelse de forskellige erhverv har - direkte og indirekte.

Vi må dog forvente, at kun relativt få erhverv har helt perfekte korrelationer. Det store flertal vil have ikke-perfekte korrelationer mellem produktionsværdierne, og i disse tilfælde må forskelle i inputstrukturen inddrages i vurderingen af aggregeringmulighederne. Dette kan for en given aggregeringsnøgle gøres ved, at forudsigelserne af den aggregerede produktionsvektor $\underline{g}^{x}$ med hhv. den detaljerede model og den aggregerede model sammenlignes. Vi kan derfor definere aggregeringsfejlen $\underline{\alpha}_g$ ved

(3.10) $\underline{\alpha}_g^{x} = \underline{g}^{x} - \widehat{\underline{g}^{x}}$

$= G(I-A)^{-1}E^{x}\underline{f}^{x} - (I-A^{x})^{-1}GE^{x}\underline{f}^{x}$ 1).

Denne fejl vil ligesom den tilsvarende fejl på de endelige anvendelser (3.6) være nul i udgangsåret, men ved fremskrivninger vil den generelt antage værdier forskellige fra nul. Kun hvis der

- - - - - - - - - - - - - - - - -

1) Tegnet tilde (^) bruges til at angive en forudsagt værdi.

1) Bemærk forskellen på, om der aggregeres før eller efter forudsigelsen. Matricen G er en grupperingsmatrix af nuller og ettaller, der summerer en erhvervsfordelt vektor til en sektorfordelt, fx $G\underline{g} = \underline{g}^{x}$.

er perfekt aggregering, vil $\underline{\alpha}_g^*$ være en nulvektor.

Der vil normalt være flere kilder, der bidrager til den samlede aggregeringsfejl $\underline{\alpha}_g^*$. Den første kilde er aggregeringen af A-matricen til A^*, og denne kildes isolerede effekt kan måles ved forskellen på de forudsagte produktionsværdier ud fra de faktiske værdier af erhvervsfordelt endelig anvendelse $\underline{e}$. Den anden fejlkilde er aggregeringen af E-matricen til E^*; denne kildes størrels kan måles ved $\underline{\alpha}_e = E\underline{f} - E^*\underline{f}^*$, jf. (3.7), og dens ekstra bidrag til den samlede aggregeringsfejl på $\underline{g}^*$ kan beregnes. Sluttelig kan vi medtage en tredie fejlkilde, nemlig den fejl der begås på den endelige anvendelse $\underline{e}$ ved omregningen med den detaljerede E-matrix Denne kildes størrelse kan måles ved $\underline{p}_e = \underline{e}-E\underline{f}$, jf (3.7). Den har hidtil været antaget lig med nul, fordi den detaljerede E-matrix har været forudsat stabil, men den skal alligevel tages med her, fordi vi senere skal udnytte identiteten

$$(3.11) \qquad \begin{aligned} \widehat{\underline{e}^*} &= E^*\underline{f}^* \\ &= \underline{e} - (\underline{e}-E\underline{f}) + (E\underline{f}-E^*\underline{f}^*) \\ &= \underline{e} - \underline{p}_e - \underline{\alpha}_e \end{aligned}$$

temmelig intensivt. Den samlede aggregeringsfejl $\underline{\alpha}_g^*$ kan opdeles i bidragene fra de tre kilder:

$$(3.12) \qquad \underline{\alpha}_g^* = \underline{\alpha}_{gg}^* + \underline{\alpha}_{ge}^* + \underline{\alpha}_{gf}^*,$$

idet højresidens første led er det rene bidrag til $\underline{\alpha}_g^*$ fra aggregeringen af A-matricen, det andet led er det ekstra bidrag på grund af ustabilitet i E-matricen,og det tredie led er det ekstra bidrag fra aggregeringen af E-matricen til E^*. Formlerne for dekomponeringen er givet i appendix A.[1)]

I tabel 3.1 er angivet nogle beregningsresultater for den aggregeringsnøgle, der er foreslået til den kommende ADAM-version, jf. Christensen(22/9 1981). Her er tale om en ganske kraftig

1) Bidraget $\underline{\alpha}_{gg}^*$ er lig med Theil´s aggregeringsfejl, jf. Theil(1971

Tabel 3.1. Produktionsværdier 1975, forudsigelses- og aggregeringsfejl (mill. kr.)

	$g(1975)$	p_g	p_g^*	α_g	α_{gg}	α_{ge}	α_{gf}
XA	23292	-1441	-1213	-228	-221	-107	101
XE	94	78	78	-	-	-	
XNG	4711	-1227	-1241	13	-15	22	6
XNE	5721	426	430	-4	-9	4	
XNF	35752	-56	-30	-25	60	-62	-23
XNN	3633	11	2	8	8	-1	1
XNB	8134	-378	-341	-36	-22	-17	3
XNM	30354	-1211	-1138	-72	-40	-34	1
XNK	10054	155	163	-8	-60	52	-
XNQ	20027	-2134	-2167	33	-197	144	76
XB	35591	-1246	-1230	-18	-46	-18	47
XQH	37894	-876	-935	58	-11	62	8
XQS	6969	-656	-655	-	1	-1	
XQT	19473	-1403	-1361	-42	-	-51	9
XQF	7837	1183	1177	6	-25	13	18
XQQ	33295	1098	1078	20	-71	42	49
XH	20022	135	135		-		
XO	56020	446	444	1	-5	3	4
SUM	359477	-7099	-6804	-294	-647	49	302
RMSE	-	205.7	201.3	12.7	15.7	11.0	7.3

Betegnelser:

Xa	Landbrug m.v.	Xnq	Anden fremstillingsvirksomhed
Xe	Brunkul, råolie og naturgas	Xb	Byggesektor
Xng	Olieraffinaderier	Xqh	Handel
Xne	El- gas- og fjernvarmeværker	Xqs	Søtransport
Xnf	Næringsmiddelindustri	Xqt	Anden transport m.v.
Xnn	Nydelsesmiddelindustri	Xqf	Finansiel virksomhed
Xnb	Leverandører til byggeri	Xqq	Andre tjenesteydende erhverv
Xnm	Jern og metal	Xh	Boligbenyttelse
Xnk	Kemisk industri m.v.	Xo	Offentlig sektor.

Anm. Sektoren Xqi, "Imputerede finansielle tjenester", er udeladt her. De grupperede anvendelser er ADAM-efterspørgselskomponenterne. Ved beregningerne er anvendt en modeltype med endogen import, jf. fx. Thage(1975)

aggregering, idet der reduceres fra 117 erhverv til 18 hovedsektorer. Yderst til venstre i tabellen er anført produktionsværdiern i 1975. Dernæst kommer forudsigelsesfejlen på disse produktionsværdier, når der forudsiges med den detaljerede model ($\underline{p}_g$) og med den aggregerede model ($\underline{p}_g^*$).[1] Dernæst er anført den samlede aggregeringsfejl $\underline{\alpha}_g^*$, som er lig med forskellen på de to forudsigelser. Denne aggregeringsfejl er dekomponeret efter (3.12), på bidraget fra aggregeringen af A-matricen $\underline{\alpha}_{gg}^*$, ustabilitet i den detaljerede E-matrix $\underline{\alpha}_{ge}^*$ og fra aggregeringen af anvendelseskomponenter til ADAM-niveau $\underline{\alpha}_{gf}^*$. Vi bemærker for det første, at de tre typer bidrag er meget små - ikke over ca. 1 pct. af produktionsværdien. For det andet bemærker vi, at de tre typer bidrag har en tendens til at udligne hinanden, sådan at den samlede aggregeringsfejl må siges at være meget beskeden. For det tredie bemærkes, at aggregeringsfejlene er helt forsvindende i sammenligning med de meget store forudsigelsesfejl, der er med begge modeller. For det fjerde bemærkes, at den aggregerede model forudsiger lige så godt som - og måske endda marginalt bedre end - den detaljerede model. Den vigtigste konklusion er dog nok. at IO-koefficienterne hverken på detaljeret niveau eller på aggregeret niveau kan antages at være stabile, og dermed bortfalder ikke blot den generelle forudsætning for dette afsnit, men også store dele af den udviklede teori på området. Vi skal derfor i næste afsnit prøve at anskue problemet ud fra en forudsætning om, at IO-koefficienterne generelt er bevægelige på alle niveauer.

- - - - - - - - - - - - - - -

1) Ved forudsigelserne er anvendt koefficientmatricer fra 1970. Der burde ret beset være foretaget flere forudsigelser, men det er ikke gjort af ressourcemæssige årsager. At resultaterne ikke er tilfældige, dokumenteres af, at Olsen(1981) og Lauritzen(1980) får samme resultater med andre aggregeringsnøgler.

4. Aggregering i modeller med bevægelige sammenbindingskoefficienter

Når sammenbindingskoefficienterne på detaljeret niveau antages variable, er det langt sværere at komme med generelle udsagn om koefficienternes egenskaber på aggregeret niveau. De aggregerede koefficienter vil sandsynligvis være ustabile, men de kan også være stabile, især hvis aggregeringsnøglen er valgt med omhu. Det er fx let at forestille sig, at el-værkernes forbrug af kul hhv. olie er ustabilt, mens forbruget af en aggregeret enhed af kul og olie (ideelt en kalorieenhed) vil have en ret stabil koefficient. Denne nye problemstilling synes at kræve en radikalt ændret indfaldsvinkel i forhold til betragtningerne i forrige afsnit. For det første bemærkes, at begrebet aggregeringsfejl fra forrige afsnit mister det meste af sin relevans. I eksemplet med kul og olie vil aggregeringsfejlen være stor, men den aggregerede model med faste koefficienter vil simpelt hen forudsige bedre end den tilsvarende detaljerede model. For det andet bemærkes, at den nye problemstilling kræver en tilbagevenden til den mere generelle teori om hierarkisk strukturerede produktionsfunktioner, jf to-trinsstrukturen i afsnit 1 ovenfor. Inden denne tråd tages op, skal vi dog først prøve at vurdere årsagerne til bevægelser i sammenbindingskoefficienterne og disse bevægelsers karakter.

a. Årsager til bevægelser i sammenbindingskoefficienterne.

Årsagerne til bevægelser i sammenbindingskoefficienterne kan groft inddeles i fem grupper[1]:

- Ændringer i relative priser og heraf afledt substitution
- ændringer i teknologi og preferencer
- manglende homogenitet af erhvervenes output ("ændringer i produktmix")
- andre brud på IO-modellens antagelser, herunder fx rationeringer
- datafejl.

- -

1) Jf. fx. Lauritzen(1980), afsnit 6.2.

Af disse kilder til ustabilitet i koefficienterne er den manglende homogenitet og datafejlene de værste for modelbygningen, da vi ikke kan forvente at forklare sådanne bevægelser ud fra økonomisk teori. Ydermere hænger de to problemer sammen via aggregeringsproblematikken på følgende måde: Når der skal indsamles oplysninger om de forskellige produktionsprocessers inputstruktur, er man i praksis henvist til at anvende den institutionelt afgrænsede virksomhed som statistisk enhed (nogle gange endda firmaet), hvorefter de producerende sektorer (erhverv) findes ved gruppering af beslægtede virksomheder. Da hver enkelt virksomhed imidlertid typisk vil producere en række varer, der ud fra en anvendelsessynsvinkel må betegnes som forskellige, har man i de fleste nationalregnskabssystemer valgt at definere et større antal elementarvarer end erhverv[1]. På denne måde er der allerede i datakonstruktionen indbygget en manglende homogenitet af erhvervenes produkter, og problemet skærpes yderligere af, at den samme elementarvare ikke nødvendigvis produceres i et enkelt erhverv, men kan produceres som biproduktion i indtil flere erhverv. Denne eksistens af biproduktion kan vises at medføre ustabilitet i koefficienterne undtagen i helt specielle tilfælde, der næppe forekommer i praksis[2]. Problemet med biproduktion i IO-modeller kan kun løses tilfredsstillende ved, at erhvervene grupperes på en sådan måde, at en given elementarvare stort set kun produceres i en enkelt erhvervsgruppe. Til gengæld bliver antagelsen om, at en erhvervsgruppe producerer en homogen vare, endnu mere urealistisk end på det detaljerede erhvervsniveau. Vi kan blot håbe, at sammensætningen af outputvaren på enkeltvarer ændrer sig så langsomt over tiden, at de tilsvarende ændringer i erhvervsgruppens inputkoefficienter

---

1) I det danske nationalregnskab arbejdes således p.t. med knap 4000 varer og 117 erhverv på detaljeret niveau.

2) Jf. Olsen(1981), afsnit 6.3 samt Lauritzen(1980), bilag 3.

kan beskrives trendmæssigt. Problematikken omkring biproduktion i IO-modeller kan bedst anskues som den del af aggregeringsproblematikken, der ligger bag datakonstruktionen, i modsætning til den del af problematikken, vi eksplicit beskæftiger os med her.

Af de resterende årsager til bevægelser i sammenbindingskoefficienterne antages ændringer i relative priser, teknologi og præferencer normalt at være dominerende[1]. Fælles for disse årsager er imidlertid, at deres virkning først vil vise sig gradvist, efterhånden som allerede eksisterende kapitaludstyr forældes og erstattes af nyt (på efterspørgselssiden kan "beholdninger" af forbrugs- og indkøbsvaner give lignende forsinkelser i tilpasningen. Det centrale i denne sammenhæng er, at selv om sammenbindingskoefficienterne er bevægelige, er der gode teoretiske og empiriske holdepunkter for at antage, at bevægelserne foregår temmelig langsomt over tiden. Argumenter og begreber fra forrige afsnit vil derfor trods alt have en betydelig relevans.

b. Et strukturelt syn på aggregeringen

Selv om argumenterne fra afsnit 3 således kan tillægges en vis vægt på grund af trægheden i koefficienterne, er det alligevel utilfredsstillende helt at ignorere koefficienternes bevægelser. Problemet er, at det er tvingende nødvendigt at gøre nogle antagelser om koefficienternes variation for overhovedet at kunne vurdere deres betydning for aggregeringsmulighederne. En mulighed ville være at specificere konkrete produktionsfunktioner på det detaljerede niveau og lade udseendet af disse funktioner bestemme aggregeringsmulighederne. Et sådant oplæg ville for det første være funktionsspecifikt, og for det andet ville det indebære en uoverkommelig arbejdsbyrde i de fleste tilfælde. En mindre restriktiv og mere håndterlig antagelse er, at der hverken

1) Denne vurdering kan udmærket vise sig at undervurdere betydningen af rationeringseffekter, især i forbindelse med de ekstraktive erhverv. Rationeringseffekternes betydning vokser formentlig, jo mere der disaggregeres.

opstår eller forsvinder nuller i koefficientmatricerne. Det antages med andre ord, at inputproportionerne kan ændre sig, men at der ikke opstår helt nye inputleverancer eller produktionsgrene. Dette svarer til, at produktions- (og nytte-)træets struktur er konstant, således at de tilhørende funktioner har konstante separabilitetsforhold. Dette er ikke nogen realistisk antagelse, men den er dog mange gange bedre end en antagelse om fx konstante koefficienter, og som vi skal se, er den et udmærket udgangspunkt for en aggregeringsfilosofi.

Lad os betragte den generelle sammenbindingsrelation, der transformerer de detaljerede produktionsværdier til den i´te grupperede anvendelse

(4.1) $f_i^* = F_i(\underline{g})$.

Generelt vil samtlige produktionsværdier i $\underline{g}$-vektoren indgå direkte eller indirekte i produktionen af f_i^*, men jo flere nuller, der er i sammenbindingsmatricen, jo mere kan vi sige om den indre struktur i funktionen F_i. Hvis vi er heldige, kan en stor del af produktionsværdierne udelades i (4.1), og i andre tilfælde kan vi udseparere en række produktionsgrene, der så evt. kan modelleres i flere trin, jf. afsnit 1. Når nullerne i sammenbindingsmatricen ligger fast, vil den indre struktur i funktionen F_i også ligge fast. Men hvad kan vi heraf slutte om valget af en aggregeringsnøgle for erhvervene?

Hvis der er et tilpas stort antal nuller i sammenbindingsmatricen, vil mange af elementarerhvervene ikke indgå i den i´te sammendingsrelation (4.1) - hverken direkte eller indirekte, sådan at visse klynger af elementarerhverv slet ikke vil være afhængige af efterspørgselen efter den i´te anvendelseskomponent. Det synes intuitivt at være et godt krav til aggregeringen af erhverv, at den ikke ødelægger denne uafhængighed, svarende til, at aggregeringen må ske inden for produktionstræets grene - ikke på tværs af grenene. I afsnit 1 så vi ganske vist, at erhvervene i en gren kun kan aggregeres perfekt under bestemte forudsætninger, men vi kan generelt ikke forvente at kunne aggregere uden at tabe information, og det mest alvorlige informationstab opstår givetvis hvis produktionstræets struktur og dermed erhvervenes oprindelige grad af

indbyrdes uafhængighed tabes ved aggregeringen. Den skitserede strategi svarer til, at vi søger at bevare så mange som muligt af de nuller, der er i den detaljerede sammenbindingsmatrix $(I-A)^{-1}E^{x}$, sådan at sammenbindingsrelationerne (og også de reducerede produktionsfunktioner) for de aggregerede anvendelseskomponenter $\underline{f}^{x}$ bliver så uafhængige af hinanden som overhovedet muligt. Det ideelle ville være, at de var helt uafhængige af hinanden, svarende til,at sammenbindingsmatricen var en diagonalmatrix, men dette er urealistisk på grund af de tværgående basiserhverv, jf. afsnit 3 ovenfor. Eksistensen af biproduktion kan ligeledes være en kilde til ikke-diagonalitet. Vi kan imidlertid forsøge at komme så tæt på en diagonalmatrix som muligt ved at maksimere antallet af nuller i den aggregerede sammenbindingsmatrix.

Det bemærkes, at kravet om en diagonal sammenbindingsmatrix er stærkere end, men ligger meget tæt på Vastrups krav om en diagonal forbrugsmatrix E_c^{x}. Vi noterer desuden, at metoden med at maksimere antallet nuller samtidig minimerer antallet af koefficienter, der skal modelleres. Dette er i praksis en meget stor fordel, især når der ikke er så forfærdelig mange observationer at estimere på. Desuden vil metoden minimere approksimationsfejlen på anvendelseskomponenternes prisindeks, jf. afsnit 1, ligesom den vil sikre, at omfanget af biproduktion i de aggregerede sektorer er ubetydeligt.

c. En procedure for aggregering af erhverv

Hvis de ovennævnte argumenter godtages, tegner der sig et klart billede af en aggregeringsprocedure i tilfældet med bevægelige koefficienter på detaljeret niveau: Der skal dannes karakteristiske erhverv for de enkelte komponenter i $\underline{f}^{x}$-vektoren. Hver anvendelseskomponent tillægges et nummer, og et erhverv tilordnes samme nummer som den anvendelseskomponent, der i sidste ende modtager den største del af erhvervets produktion. Bemærk, at denne strukturelt orienterede aggregeringsprocedure er stærkt pegende i retning af det, der normalt kaldes lodret aggregering i modsætning til de

mere traditionelle vandrette aggregeringer. Bemærk desuden, hvor stor en vægt proceduren lægger på en gennemtænkt gruppering af anvendelserne. Der er dog to væsentlige modifikationer af princippet om karakteristiske erhverv for anvendelseskomponenterne. For det første bør udenrigshandelen ikke tælle som anvendelse i denne forbindelse; det giver ingen mening at have særlige erhverv for eksportvarer, al den stund den samme vare kan gå til både udlandet og indlandet. Dette betyder ikke, at udenrigshandelen er ligegyldig. Det betyder blot, at de karakteristiske erhverv for indenlandske anvendelser må opdeles yderligere, hvis der er meget store forskelle i im- og eksportkvoter for de indgående erhverv. Noget tilsvarende kan siges om de offentlige varekøb. For det andet bør de tværgående basiserhverv skilles ud som selvstændige erhverv i et vist omfang. Dette forhold kræver en betydelig subjektiv stillingtagen, idet det kan være svært at afgøre, hvornår en sekundærleverance er stor nok til, at det pågældende erhverv bør tildeles status af basiserhverv. Dette er selvfølgelig en afart af det generelle abstraktionsproblem: Hvis vi vil have alle detaljer med, kan vi ikke generalisere så meget, og enhver generalisation fordrer omvendt, at der ses bort fra visse detaljer. Grænsen for, hvor meget der med rimelighed kan ses bort fra, kan ikke fastlægges objektivt, så et vist subjektivt skøn er ganske enkelt uundgåeligt. På den anden side må en kompetent afgørelse af dette forhold forudsætte, at modelbyggeren er meget grundigt inde i strukturen af erhvervenes indbyrdes leverancer.

Fra andre dele af den økonomiske modelbygnings teori har vi imidlertid et velegnet redskab til bestemmelse og systematisering af de relevante strukturer: Kausalanalysen. Denne teknik, der ikke skal uddybes i det følgende, er netop et redskab til afdækning af den indre struktur i en model[1]. Den er oprindelig udviklet med henblik på bl.a. løsningen

- - - - - - - - - - - - - - - - - - - -

1) Jf. fx. Kogiku(1968)

af store ligningssystemer, og den går i grove træk ud på at opdele modellens relationer i uafhængige eller hierarkisk ordnede blokke. Disse blokke kan så igen ordnes i uafhængige eller hierarkisk placerede delblokke og så fremdeles. Hvis en blok ikke kan opdeles yderligere, kaldes den indekomposabel eller simultan. Vi skal her nøjes med at påpege, at de forskellige strukturer som har været gennemgået i forrige afsnit, direkte fremkommer ved kausalanalysen af en input-output model. De parallelle blokke, der fremkommer, er produktionstræets grene, og erhverv, som leverer i kæde eller i bro vil danne rekursive blokke. Erhverv med gensidige leverancer af halvfabrikata vil danne en simultan blok. Programrutiner til kausalanalyse af økonomiske modeller er implementeret som standard i alle brugbare programpakker til økonometrisk arbejde. Kausalanalyse af input-outputmodeller har vist ikke været brugt før, men det har vist sig at være en udmærket metode til afdækning af produktionsfunktionens indre struktur. Dens praktiske anvendelighed på selv meget store datamængder fremgår af Olsen(1981), hvor de ca. 15.000 tal fra det danske nationalregnskab for erhvervenes indbyrdes leverancer i 1975 systematiseres på denne måde. Ved hjælp af kausalanalysen kan produktionstræets struktur fra primære inputs og frem til endelig anvendelse kortlægges tilstrækkelig nøjagtigt til næsten alle praktiske formål: Først kan alle leverancer under en bestemt størrelse sættes til nul, således at den helt grove erhvervsstruktur findes. Derefter kan nedrundingstærskelen trinvis nedsættes, indtil en tilfredsstillende nøjagtig struktur foreligger. Når træets struktur først er kortlagt, kan man subjektivt eller empirisk afgøre, hvor mange erhvervsgrupper der kan dække strukturen tilfredsstillende.

d. Empiriske kontrolmuligheder

Når der først er udarbejdet et eller flere forslag til aggregeringsnøgler, afgøres tvivlsspørgsmål nok bedst ved sammenligning af egentlige forudsigelser af alternative aggregeringer - evt. sammenholdt med den detaljerede models forudsigelser. I praksis vil man imidlertid næppe ofre kræfter på at modellere

flere alternativer fuldt ud, så man vil rimeligvis sammenligne forudsigelser med de forskellige aggregeringsnøgler ud fra modeller med konstante IO-koefficienter. Man kan så håbe på, at den model, der forklarer bedst med konstante koefficienter, også vil være den, der bedst kan modelleres koefficienter i.

En forudsigelse af de aggregerede produktionsværdier ud fra de grupperede anvendelser $\underline{f}^{*}$ vil have udseendet

$$(4.2) \qquad \widehat{\underline{g}^{*}} = (I-A^{*})^{-1}E^{*}\underline{f}^{*}.$$

Den tilsvarende forudsigelsesfejl kan dekomponeres analogt med aggregeringsfejlen (3.12):

$$\begin{aligned}(4.3) \qquad \underline{p}_g^{*} &= \underline{g}^{*} - \widehat{\underline{g}^{*}} \\ &= \underline{g}^{*} - (I-A^{*})^{-1}E^{*}\underline{f}^{*} \\ &= \underline{g}^{*} - (I-A^{*})^{-1}(\underline{e} - \underline{p}_e - \underline{\alpha}_e) \\ &= \underline{p}_{gg}^{*} + \underline{p}_{ge}^{*} + \underline{p}_{gf}^{*} \quad ,\end{aligned}$$

hvor

- $\underline{p}_{gg}^{*}$ er forudsigelsesfejlen på grund af bevægelse i A^{*}-matricen
- $\underline{p}_{ge}^{*}$ er den ekstra forudsigelsesfejl, der skyldes bevægelse i den detaljerede E-matrix (dvs at $\underline{p}_e \neq 0$)
- $\underline{p}_{gf}^{*}$ er den ekstra forudsigelsesfejl, der skyldes aggregeringen af anvendelser fra $\underline{f}$ til $\underline{f}^{*}$, dvs at $\underline{\alpha}_e \neq 0$.

En helt tilsvarende opdeling af forudsigelsesfejlen $\underline{p}_g$ på de detaljerede produktionsværdier med de detaljerede koefficientmatricer er udledt i appendix A. I tabel 4.1 er vist sådanne forudsigelsesfejl med hhv. den detaljerede model og den aggregerede model på grundlag af den foreslåede nye sektorinddeling i ADAM. Det ses som i tabel 3.1, at der er tale om meget store forudsigelsesfejl, og at der stort set ikke er forskel på den detaljerede models og den aggregerede models egenskaber. Overraskende nok er det især bevægelse i råvarematricen A, der bidrager til den samlede forudsigelsesfejl. Bevægelse i den detaljerede E-matrix udgør en mindre

Tabel 4.1 . Produktionsværdier 1975 samt forudsigelsesfejl på disse. Mill. kr.

	g	p_g	p_{gg}	p_{ge}	p_{gf}	p_g^*	p_{gg}^*	p_{ge}^*	p_{gf}^*
XA	[illegible]	-1441	-62	-1123	-255	-1213	153	-1015	-356
XE	84	[illegible]	82	-3	0	73	82	-3	0
XNG	4711	-1227	-1207	181	-112	-1241	-1282	159	-118
XNE	[illegible]	426	242	-383	567	430	252	-388	566
XNF	[illegible]	-56	84	-167	26	-30	24	-105	50
XNV	[illegible]	11	189	-18	-160	2	181	-17	-161
XNP	8134	-373	230	-601	-8	-341	253	-583	-11
XNY	[illegible]	-1211	-314	-956	60	-1178	-274	-922	58
XNK	[illegible]	159	-120	203	72	163	-60	150	73
XNO	[illegible]	-2174	-574	-1129	-429	-2167	-387	-1273	-506
XE	[illegible]	-1243	-1061	-278	91	-1230	-1014	-259	44
XOH	[illegible]	-376	-1114	407	-170	-975	-1102	345	-173
XGS	[illegible]	-656	-7	-614	-33	-655	-8	-613	-34
XGT	[illegible]	-1413	-1494	63	26	-1341	-1494	115	17
XGF	[illegible]	[illegible]	1097	415	-329	1177	1123	402	-347
XGO	[illegible]	[illegible]	1766	-125	-482	1078	1837	-227	-531
XH	[illegible]	175	25	-3	113	175	25	-3	113
XO	[illegible]	446	-9	117	373	444	-3	114	334
SUM	359477	[illegible]	-2337	-4076	-685	[illegible]	-1690	-4126	-988
RMSE	-	205.7	164.6	106.9	52.2	201.3	164.4	108.3	56.5

Anm. Ved beregningerne er anvendt en modeltype med endogen import. Forudsigelserne er foretaget ud fra koefficientmatricerne i 1970.

fejlkilde, men med større systematik i retning af en overvurdering af produktionsværdierne. Aggregeringen af anvendelser til ADAM-niveau er klart den mindste af fejlkilderne. Bemærk at de tre typer bidrag delvist udligner hinanden; dette er rimeligvis et udtryk for, at grupperingerne af erhverv og anvendelser står godt til hinanden.

De viste resultater peger ikke umiddelbart i retning af, at yderligere opdelinger af erhvervene er nødvendige. En gennemgang af de elementære aggregeringsfejl (jf. definitionen i appendix A) antyder dog, at der kan være problemer inden for jern- og maskinsektoren Xnm; det synes især at være skibsværfterne, der skiller sig ud. A priori må man ligeledes formode, at sektoren "Anden fremstillingsvirksomhed" Xnq vil give problemer på grund af de stærkt forskellige eks- og importandele inden for sektoren, men sådanne vanskeligheder træder ikke klart frem i tallene. Der er ganske vist en meget stor forudsigelsesfejl på netop denne sektors produktionsværdi, men der er ikke klar forskel på den aggregerede og den detaljerede modelforudsigelse.

På det foreliggende grundlag må den foreslåede aggregering af erhverv til ADAM-sektorer altså siges at være nærmest pletfri. Hvis der er alvorlige problemer, vil de nok først vise sig, når der skal modelleres adfærdsrelationer for sektorerne,eller når forudsigelsesfejlene er beregnet for en længere årrække.

APPENDIX A. FORUDSIGELSES- OG AGGREGERINGSFEJL I IO-MODELLER

Definitioner og terminologi

I det følgende præsenteres en samlet terminologi for forudsigelses- og aggregeringsfejl i input-output modeller. Den fundne terminologi er en videreudvikling og korrektion af skitsen i Olsen(1981), der igen bygger på Theil(1971). Pointen i opstillingen af systemet er, at de forskellige forudsigelses- og aggregeringsfejlmål kan afledes af hinanden, således at der kan spares betydelige mængder dobbeltregning og overflødig fremstilling. Prisen for dette er, at der indføres en del symboler, som kan være vanskelige at holde rede på. Følgende retningslinier vil være en lille hjælp:

- Bogstavet p er reserveret forskellige vektorer af forudsigelsesfejl (observerede minus beregnede størrelser)
- bogstavet α er reserveret forskellige vektorer af aggregeringsfejl (detaljeret beregnede minus aggregeret beregnede størrelser)
- første fodtegn til p eller α angiver, hvilken vektor fejlen måles på. Andet fodtegn associerer til, hvilken kilde fejlen stammer fra
- toptegnet * markerer en aggregeret vektor eller matrix, enten m.h.t. anvendelser (E og $\underline{f}$) eller m.h.t. erhverv (A og $\underline{g}$)
- tegnet $\frown$ over en vektor angiver, at den er en modelberegnet (forudsagt) størrelse.

  Bemærk forskellen på $\hat{x}^{*}$ (først forudsagt, så aggregeret) og $\widehat{x^{*}}$ (først aggregeret, så forudsagt).

Bogstavet G er betegnelsen for en (N x n) grupperingsmatrix (N < n), der i hver søjle indeholder netop et ettal og N-1 nuller. Ved multiplikation fra venstre på en detaljeret vektor, fx $\underline{g}$ (n x 1), vil G summere visse af elementerne i g, således at der fremkommer en aggregeret vektor $\underline{g}^{*}$ (N x 1) :

(A.1) $\underline{g}^{*} = G\underline{g}$.

Tilsvarende defineres en fordelingsmatrix

(A.2) $W_g = \hat{g}G'(G\hat{g}G')^{-1}$,

der regner "tilbage igen", således at

(A.3) $W_g \underline{g}^x = \underline{g}$.

Fordelingsmatricen kan skrives

(A.4) $W_g = \hat{w}_g G'$,

hvor $\underline{w}_g$ er en (n x 1)-vektor, der for hvert af elementerne i $\underline{g}$-vektoren viser den vægt, hvormed det indgår i sit element i den grupperede $\underline{g}^x$-vektor.[1] Bemærk, at mens matricer generelt i dette appendix er parametre, er W_g-matricen variabel, idet den afhænger af $\underline{g}$-vektorens konkrete udseende. I forudsigelsessituationer vil man normalt kun kende værdien af $\underline{w}_g$ i basisåret.

1. Forudsigelses- og aggregeringsfejl på endelig anvendelse

Vort mål i dette afsnit er at forudsige vektoren af erhvervsfordelt endelig anvendelse $\underline{e}$ (n_g x 1) ud fra nogle anvendelseskomponenter. Dette kan fx gøres ved at anvende et detaljeret sæt af anvendelseskomponenter $\underline{f}$ (n_f x 1), hvilket giver

(A.5) $\hat{\underline{e}} = E\underline{f}$

hvor E er en (n_g x n_f)-matrix af faste koefficienter. Alternativt kan vi anvende et sæt af aggregerede anvendelser $\underline{f}^x$ (N_f x 1); dett giver

(A.6) $\widehat{\underline{e}^x} = E^x \underline{f}^x$, hvor $E^x = EW_f$ og $\underline{f}^x = G_f \underline{f}$.

Den samlede forudsigelsesfejl på $\underline{e}$ ud fra de grupperede anvendelser bliver da

(A.7)
$$\begin{aligned} \underline{p}_e^x &= \underline{e} - \widehat{\underline{e}^x} \\ &= \underline{e} - \hat{\underline{e}} + \hat{\underline{e}} - \widehat{\underline{e}^x} \\ &= \underline{p}_e + \underline{\alpha}_e , \end{aligned}$$

hvor $\underline{p}_e = \underline{e} - \hat{\underline{e}}$ er forudsigelsesfejlen på $\underline{e}$ på grund af bevægels i den detaljerede matrix E,

- - - - - - - - - -

1) Jf i øvrigt Olsen(1981, app. 5.A) eller Theil(1971) for en gennemgang af egenskaber ved grupperings- og fordelingsmatrice

og $\underline{\alpha}_e = \hat{\underline{e}} - \widehat{\underline{e}^*}$ er den ekstra fejl, der skyldes aggregeringen af anvendelseskomponenter fra $\underline{f}$ til $\underline{f}^*$, aggregeringsfejlen på $\underline{e}$.

Bemærk, at vi har

(A.8) $\widehat{\underline{e}^*} = \underline{e} - \underline{p}_e - \underline{\alpha}_e$.

Denne opdeling af $\widehat{\underline{e}^*}$ skal benyttes meget i det følgende.

2. Forudsigelsesfejl på detaljerede erhverv

Vi ønsker nu at forudsige vektoren $\underline{g}$ ($n_g \times 1$) af detaljerede produktionsværdier for erhvervene ud fra de aggregerede anvendelser $\underline{f}^*$. Dette giver

(A.9) $\hat{\underline{g}} = (I-A)^{-1}E^*\underline{f}^*$.

Forudsigelsesfejlen er

(A.10)
$$\begin{aligned} \underline{p}_g &= \underline{g} - \hat{\underline{g}} \\ &= \underline{g} - (I-A)^{-1}\widehat{\underline{e}^*} \\ &= \underline{g} - Z\,(\underline{e} - \underline{p}_e - \underline{\alpha}_e) \qquad \text{, idet } Z = (I-A)^{-1}, \\ &= \underline{p}_{gg} + \underline{p}_{ge} + \underline{p}_{gf} \qquad , \end{aligned}$$

hvor

$\underline{p}_{gg} = \underline{g} - Z\,e$ er den forudsigelsesfejl på $\underline{g}$, der udelukkende skyldes ændringer i råstofmatricen A

$\underline{p}_{ge} = Z\,\underline{p}_e$ er den ekstra fejl, der må tilskrives bevægelse i den detaljerede efterspørgselsmatrix E, dvs at $\underline{p}_e \neq 0$

$\underline{p}_{gf} = Z\,\underline{\alpha}_e$ er den ekstra fejl, der må tilskrives aggregeringen af anvendelser til $\underline{f}^*$, dvs at $\underline{\alpha}_e \neq 0$.

Tilsvarende kan de primære inputs forudsiges ved

(A.11) $\hat{\underline{s}} = Y\hat{\underline{g}}$ [1].

Forudsigelsesfejlen på de primære inputs er

- - - - - - - - - - - - - - - -

1) Her ses bort fra eksistensen af primære inputs direkte til endelig anvendelse. En udvidelse af definitionerne til at omfatte disse er triviel.

$$(A.12) \qquad \underline{p}_s = \underline{s} - \hat{\underline{s}}$$
$$= \underline{s} - Y\hat{\underline{g}}$$
$$= \underline{s} - Y\underline{g} + Y(\underline{g} - \hat{\underline{g}})$$
$$= \underline{p}_{ss} + \underline{p}_{sg} + \underline{p}_{se} + \underline{p}_{sf} ,$$

hvor

$\underline{p}_{ss} = \underline{s} - Y\underline{g}$ er den fejl på $\underline{s}$, der udelukkende skyldes ændringer i Y-matricen

$\underline{p}_{si} = Y\underline{p}_{gi}$ (i = g,e,f) er de ekstra bidrag til fejlen, der må tilskrives hhv. ustabilitet i A-matricen, ustabilitet i E-matricen og aggregeringen af anvendelser, jf. (A.10)

3. Forudsigelsesfejl på aggregerede erhverv

Vi ønsker nu at forudsige en vektor af produktionsværdier for de aggregerede erhverv, $\underline{g}^* = G\underline{g}$ (N_gx1). Forudsigelsen af de aggregerede produktionsværdier sker ud fra den aggregerede koefficientmatrix $A^* = GAW_g$ [1]:

$$(A.13) \qquad \hat{\underline{g}}^* = (I-GAW_g)^{-1}G\hat{\underline{e}}^* .$$

Definer nu den disinvergerede matrix Z^o ved

$$(A.14) \qquad Z^o = W_g(I-GAW_g)^{-1}G$$ [2]

(navnet er afledt af den disaggregerede inverterede aggregerede matrix). Definer ligeledes de elementære aggregerede forudsigelsesfejl ved

$$(A.15.a) \qquad \underline{p}^o_{gg} = \underline{g} - Z^o\underline{e}$$
$$(A.15.b) \qquad \underline{p}^o_{ge} = Z^o\underline{p}_e$$
$$(A.15.c) \qquad \underline{p}^o_{gf} = Z^o\underline{\alpha}_e$$

(definitionerne er de samme som for $\underline{p}_{gi}$, blot anvendes den disinvergerede matrix Z^o i stedet for den detaljerede inverterede matrix Z).

- - - - - - - - - - - - - - - - -

1) Jf. Olsen(1981, app. 5.A) eller Theil(1971).

2) Alternative formler er $W_gG(I-AW_gG)^{-1}$ eller $(I-W_gGA)^{-1}W_gG$.

Forudsigelsesfejlen på de aggregerede produktionsværdier bliver

$$
\begin{aligned}
(A.16) \qquad \underline{p}_g^{*} &= \underline{g}^{*} - \hat{\underline{g}}^{*} \\
&= G\underline{g} - GW_gG(I-AW_gG)^{-1}\hat{\underline{e}}^{*} \quad 1) \\
&= G(\underline{g} - Z^{o}(\underline{e}-\underline{p}_e-\underline{\alpha}_e)\ ) \\
&= G(\underline{p}_{gg}^{o} + \underline{p}_{ge}^{o} + \underline{p}_{gf}^{o}) \\
&= \underline{p}_{gg}^{*} + \underline{p}_{ge}^{*} + \underline{p}_{gf}^{*} \quad ,
\end{aligned}
$$

hvor $\underline{p}_{gi}^{*} = G\underline{p}_{gi}^{o}$, $i = g,e,f$.

Det ses, at de elementære aggregerede forudsigelsesfejl $\underline{p}_{gi}^{o}$ kan opfattes som udspredninger af de aggregerede forudsigelsesfejl $\underline{p}_{gi}^{*}$ på bidragene fra de enkelte detaljerede erhverv. Hvis en af de aggregerede forudsigelsesfejl derfor er stor, kan bidragene til den fra $\underline{p}_{gi}^{o}$ altså give et fingerpeg om, hvilket enkelterhverv der især er skyld i fejlen. Derimod kan man ikke slutte omvendt; store værdier af $\underline{p}_{gi}^{o}$ kan godt give en aggregeret forudsigelsesfejl på nul, hvis de enkelte bidrag netter ud mod hinanden. Dette vil typisk være tilfældet, hvis aggregeringen er velvalgt.

De primære inputs kan også forudsiges med den aggregerede model:

$$
(A.17) \qquad \hat{\underline{s}}^{*} = Y^{*}\hat{\underline{g}}^{*} \qquad , \text{ hvor } \quad Y^{*} = YW_g .
$$

Dette giver forudsigelsesfejlen

$$
\begin{aligned}
(A.18) \qquad \underline{p}_s^{*} &= \underline{s} - \hat{\underline{s}}^{*} \\
&= \underline{s} - Y^{*}\hat{\underline{g}}^{*} \\
&= \underline{s} - Y\underline{g} + Y(\underline{g} - W_g\hat{\underline{g}}^{*}) \\
&= \underline{p}_{ss} + \underline{p}_{sg}^{*} + \underline{p}_{se}^{*} + \underline{p}_{sf}^{*} \quad , \quad \text{hvor}
\end{aligned}
$$

$\underline{p}_{ss}$ er defineret som for detaljerede erhverv og angiver den fejl på $\underline{s}$, der udelukkende skyldes bevægelse i Y-matricen

$\underline{p}_{si}^{*} = Y\underline{p}_{gi}^{*}$ $(i = g,e,f)$ er de ekstra bidrag fra hhv. A^{*}-matricen, E-matricen og aggregeringen af anvendelser, jf. ovenfor.

- - - - - - - - - - - - - - - - - - -

1) Dette holder, fordi $GW_g = I$ (enhedsmatricen). Motivet for denne "overflødige" multiplikation vil fremgå af behandlingen af primære inputs nedenfor.

4. Aggregeringsfejl

Undertiden er det ikke så meget forudsigelserne med hhv. den aggregerede og den detaljerede model, der har interesse, men nok så meget den indre konsistens i aggregeringen. Til vurdering af en sådan indre konsistens kan bruges forskellen på de to modellers forudsigelser - uanset hvordan de passer på de observerede størrelser. Denne forskel kalder Theil(1971) for aggregeringsfejlen. Den skal her defineres på de aggregerede produktionsværdier ud fra aggregerede anvendelser:

$$
\begin{aligned}
\text{(A.19)} \qquad \underline{\alpha}_g^{*} &= \underline{g}^{*} - \widehat{\underline{g}^{*}} \\
&= G(Z-Z^{o})\widehat{\underline{e}^{*}} \\
&= G(\underline{\alpha}_{gg} + \underline{\alpha}_{ge} + \underline{\alpha}_{gf}) \\
&= \underline{\alpha}_{gg}^{*} + \underline{\alpha}_{ge}^{*} + \underline{\alpha}_{gf}^{*} \qquad \text{, hvor}
\end{aligned}
$$

$\underline{\alpha}_{gg} = (Z-Z^{o})\underline{e}$, $\underline{\alpha}_{ge} = -(Z-Z^{o})\underline{p}_e$ og $\underline{\alpha}_{gf} = -(Z-Z^{o})\underline{\alpha}_e$ er de <u>elementære aggregeringsfejl</u>, der stammer fra hhv. aggregering af A-matricen,ustabilitet i E-matricen og aggregeringen af E-matricen, og

$\underline{\alpha}_{gi}^{*} = G\underline{\alpha}_{gi}$, i = g,e,f.

Det ses, at de elementære aggregeringsfejl igen kan opfattes som resultat af en udspredning af aggregeringsfejlen på bidrag fra enkelterhverv. Størrelsen $\underline{\alpha}_{gg}^{*}$ er identisk med Theils aggregeringsfejl. Der gælder følgende identiteter

$$
\text{(A.20)} \qquad \underline{\alpha}_{gi} = \underline{p}_{gi}^{o} - \underline{p}_{gi} \qquad \text{, } i = g,e,f \qquad \text{, og}
$$

$$
\text{(A.21)} \qquad \underline{\alpha}_{gi}^{*} = \underline{p}_{gi}^{*} - G\underline{p}_{gi} \qquad \text{, } i = g,e,f.
$$

For de primære inputs fås tilsvarende

$$
\begin{aligned}
\text{(A.22)} \qquad \underline{\alpha}_s &= \hat{\underline{s}} - \widehat{\underline{s}^{*}} \\
&= Y(\hat{\underline{g}} - W_g\widehat{\underline{g}^{*}}) \\
&= \underline{\alpha}_{sg} + \underline{\alpha}_{se} + \underline{\alpha}_{sf} \qquad \text{, hvor}
\end{aligned}
$$

$\underline{\alpha}_{si} = Y\underline{\alpha}_{gi}$ (i = g,e,f) er bidragene fra hhv. aggregering af A-matricen, ustabiltet i E-matricen og aggregeringer af E-matricen, jf. ovenfor.

Der gælder ligeledes

(A.23) $\underline{\alpha}_{si} = \underline{p}^{*}_{si} - \underline{p}_{si}$, i = g,e,f.

Med denne formel har vi vist, at så godt som alle forudsigelses- og aggregeringsfejlmål kan afledes på en enkel måde ud fra de to vektorer af forudsigelsesfejl $\underline{p}_g$ og p^{o}_{g} og deres komponenter.

LITTERATUR

Christensen, A.M. (1981, 22/9): "Forslag til en ny sektorinddeling i ADAM". Danmarks statistik (stencileret arbejdspapir

Green, H.A.J. (1964): "Aggregation in economic analysis" . Princeton University press.

Keiding, Hans (1981): "Noter til mikro 1". Økonomisk Institut, København (stencileret)

Kogiku, K.C. (1968): "An introduction to macroeconomic models" McGraw-Hill.

Lauritzen, Finn C. (1980): "Anvendelsen af input-output i den makroøkonometriske analyse". Økonomisk Institut, København (stor opgave).

McClelland, P.D.M. (1975): "Causal explanation and model building" Ithaca, New York.

Muellbauer, J. (1975): "Aggregation, income distribution and consumer demand". Rev. Ec. Stud. 62, pp 525-543.

Olsen, J. Asger (1981): "Aggregeringsproblemer i empirisk modelarbejde". Økonomisk Institut, Kbh (stor opgave).

Thage, Bent (1975): "Input-output analyse". Memo 38, Økonomisk Insitut, Kbh.

Theil, Henri (1971): "Economics and information theory", North Holland

Vastrup, Claus (1977): "Aggregeringsstrukturen i makroøkonometriske Modeller", Økonomisk Institut, Århus (blåt memo) (optrykt som artikel i Nationaløkonomisk Tidsskrift 1978:1).

Danmarks Statistik
6. kontor

november 1980
JAO/jao

En note om indkomster og fradrag 1970-78

1. Problemstilling

Under arbejdet med skattefunktionen og dens formodeller er vi ofte stødt på problemer med at få opstillet sammenhængende serier for indkomster og fradrag for hele perioden under kildeskattesystemet. Vanskelighederne består dels i en række databrud inden for de enkelte kilder, ofte dækkende over begrebsmæssige uklarheder eller begrebsændringer, dels i nogle store og svært fortolkelige forskelle imellem tallene i de tilgængelige kilder. Disse kilder er dels Indkomststatistikken som offentliggjort i St.T. "Indkomster og formuer" (senest 1980: VI), dels Skattestatistikken som offentliggjort i St.T. "Skatter og afgifter" (senest 1980:VII).

I tidens løb er flere af problemerne blevet afklaret, men næsten lige så mange er dukket op, således at der fortsat ruger en vis mystik over området. Formålet med dette papir er dels at præsentere tallene, dels at dokumentere deres oprindelse og konstruktion, og til sidst at påpege de uløste problemer. Undervejs har det været nødvendigt at foretage flere skønsmæssige indplaceringer, og mange af konklusionerne kan vise sig at være foreløbige.

Problemerne kan inddeles i tre kategorier, som vi flere gange skal vende tilbage til: Afgrænsningen af populationen, opgørelsestidspunktet (i det følgende lidt upræcist kaldet dækningsgraden) og den begrebsmæssige afgrænsning af indkomster og fradrag.

a. Afgrænsning af populationen

Problemet med afgrænsning af populationens omfang følger af to forhold. For det første er skattepligten ikke ens for alle indkomsttyper og/eller personer; for det andet er visse personer ikke skattepligtige hele året, dvs de har såkaldt periodeansættelse. Da personer med begrænset skattepligt eller periodeansættelse ofte er atypiske i forhold til skattesystemet - og i øvrigt i forhold til den danske økonomi - er de udeladt af statistikken i mange sammenhænge. Deraf opstår problemet.

Kildeskattedirektoratet har otte koder og en mangel på samme for skattepligtens omfang, jf. tabel 1

Tabel 1. Typer af skattepligt

Kode		betegnelse
0	:	Fuld skattepligt
1	:	Begrænset skattepligt uden personfradrag
2 og 6	:	Ej skattepligt
3	:	Begrænset skattepligt med personfradrag
4	:	Diplomater
5	:	Sømænd (sømandsskattepligtige)
7	:	4-års folk
ej indberettet		(= dødsboer)
i alt	:	"Skattepligtige under ligning"

Kilde: Materiale fra 5. kt.

Fuld skattepligt er normaltilfældet og omfatter alle personer, der har bopæl her i landet eller har opholdt sig her i landet i mere end 6 måneder, med mindre de falder ind under reglerne for begrænset eller ingen skattepligt eller sømandsskatteloven. Begrænset skattepligt gælder såvel danske diplomater i udlandet som udenlandske diplomater i Danmark, udlændinge, der modtager faktorindkomster fra Danmark, samt personer, der inden for de sidste fire år har haft bopæl i Danmark og som ikke er undergivet indkomstbeskatning andet sted. Fritaget for skattepligt er medlemmer af kongehuset samt forskellige personer fra eller med tilknytning til Grønland. Et helt specielt folkefærd er sømændene, der har deres eget skattesystem.

Behandlingen af dødsboer står indtil videre hen i det uvisse. Afgrænsningen af døde sker vist nok løbende ud fra det centrale skatteyderregisters persondel, CSR-P. Dette indebærer muligvis, at personer, der er afdøde efter skatteårets udløb, men inden opgørelsestidspunktet, udelades af indkomstopgørelsen. Afgrænsningen af døde kan måske vise sig at være en af årsagerne til afvigelser mellem de to hovedkilder, specielt fordi Indkomststatistikken samkøres med oplysningsseddelregisteret; dette register vil normalt referere til en tidligere dato end CSR-P.

Det sidste problem omkring afgrænsningen af populationen er sondringen mellem helårs- og periodeansatte, der så vidt vides går på tværs af sondringerne mellem skattepligtens omfang. Periodeansatte er typisk indvandrere og udvandrere.

b. Dækningsgraden

Ligningen af de mange selvangivelser er en lang og tidskrævende proces, der ofte ikke afsluttes før flere år efter det pågældende skatteårs udløb. Opgørelsen af de samlede indkomster og fradrag vil derfor variere alt efter, hvilket tidspunkt den foretages på. Gangen i ligningsprocessen er udførligt beskrevet i St.T. "Indkomster og formuer", 1977:VI s. IX-X, og den skal kun kort refereres her.

Medio august i året efter udløbet af et givet skatteår afsluttes den "ordinære slutligning", der omfatter alle foreløbigt godkendte selvangivelser. Dette slutligningsmateriale rettes og kompletteres så efterhånden ved en række ændringskørsler. Normalt er man ultimo oktober nået til 4. ændringskørsel, der som hovedregel er grundlaget for indkomststatistikken og i december køres 6. ændringskørsel, hvorefter ændringerne er temmelig små og både kan gå op og ned.

Variationer i dækningsgraden er et af hovedproblemerne ved opstilling af tidsserier for indkomster og fradrag.

c. Afgrænsning af indkomst- og fradragsbegreber

Den sidste kategori af problemer omfatter afgrænsningen af indkomst- og fradragsbegreber. Der kan dels være tale om egentligt ændrede begreber i skattelovgivningen, dels om problemer af statistisk karakter. I det hidtidige arbejde er det mest den skattepligtige indkomst og beregningsfradragene, der har haft interesse, og her er ændringerne i skattelovgivningen af mindre betydning; den væsentligste ændring er vel omlægningen af personfradraget til at være et nedslag i skatten, men dette problem er relativt let at håndtere. Vanskelighederne har langt overvejende været af statistisk karakter.

Et ofte tilbagevendende problem har været behandlingen af negative indkomster/uudnyttede fradrag. Det gælder for eksempel totalerne for den skattepligtige indkomst, hvor det ofte er uklart, hvorvidt negative skattepligtige indkomster (man kunne også kalde dem uudnyttede ligningsmæssige fradrag) er inkluderet i totalen (dvs trukket fra). Ud fra en skattemæssig synsvinkel skal negative skattepligtige indkomster selvfølgelig ekskluderes eller sættes til nul. Et lignende problem opstår i forbindelse med negative skalaindkomster/udskrivningsgrundlag, der her er opført som uudnyttede beregningsfradrag.

En komplet liste over anvendte indkomst- og fradragsbegreber

samt deres definition er vedlagt i bilag 1.

2. Indkomststatistikken

Indkomststatistiksystemet byder på tre kilder til tal for indkomster og fradrag:

1) St.T. "Indkomster og formuer", div. år
2) S.E. "Foreløbig slutligningsstatistik" (kun for årene 1970-73)
3) Stikprøveudsnit på mellem 5 og 10 pct for samtlige år; internt materiale i Danmarks Statistik beregnet på særlige undersøgelser, fx millionærundersøgelserne.

Dækningsgrad og primærregistre for de tre typer kildemateriale er opstillet skematisk i bilag 2.

Det forekommer at være et typisk - og let forståeligt - træk ved indkomststatistikkens valg af primærmateriale, at niveauerne for indkomster og fradrag ikke tillægges så stor betydning; det er primært fordelingerne der interesserer, og derfor accepteres en ikke komplet dækning samt en varierende dækningsgrad over tiden. Stikprøveudsnittene har dog fra starten været beregnet på analyser over tiden og har derfor ensartede afgrænsninger. Det fremgår dels af bilaget, dels af mundtlige overleveringer, at tabelværkernes tal i perioden 1970-73 er af tvivlsom kvalitet, i hvert fald som tidsserier betragtet. Den foreløbige slutligningsstatistik fra S.E. er derimod nogenlunde stabil i afgrænsning og dækningsgrad.

Ved konstruktionen af indkomst- og fradragsserier kommer valget således til at stå mellem udsnitstallene og den foreløbige slutligningsstatistik for perioden 1970-73; for perioden 1974 og frem anvendes tabelværkerne. Udsnitstallene lider imidlertid af den store svaghed, at der ikke kan etableres nogen pålidelig opgangningsfaktor for årene 1970-73, idet det samlede antal fuldt skattepligtige personer ikke er kendt for disse år. I ADAM er dertaget det faste standpunkt, at den foreløbige slutligningsstatistik anvendes som kilde for 1970-72; tabelværket for skatteåret 1973 er fuldt sammenligneligt med disse tal. Derimod må der accepteres et databrud mellem 1973 og 1974 samt en mindre ændring i dækningsgraden mellem 1975 og 1976.

I de to følgende punkter gennemgås talkonstruktionen for henholdsvis perioden 1970-73 og perioden 1974-78.

å. 1970-73: Den foreløbige slutligningsstatistik

Kilderne til disse tal er S.E. 1972:32 (1970), 1973:12 (1971), 1974:8 (1972) samt St.T. 1975:IX (1973). Disse tal er for alle årene fra samme primærkilde, har samme dækningsgrad og samme population. Der angives dog at være et databrud mellem 1971 og 1972, idet tallene for København og Frederiksberg kommuner er opgjort efter afvigende principper før 1972. Dette databrud er imidlertid ikke skønnet særlig væsentligt ud fra et gennemsyn af de amtsfordelte tabeller. Derimod har ønsket om at opsplitte indkomsterne på mænd og kvinder givet problemer før 1972; overførslen af indkomst fra selvstændige hovedpersoner til medhjælpende hustruer er for 1970 og 1971 opfattet som beregningsfradrag hos hovedpersonen og som bruttoindkomst hos hustruen. På denne måde regnes de ca. 600 mill. kr. dobbelt i den samlede bruttoindkomst. Denne fejl er korrigeret i 1972 og de følgende år, idet beløbet i stedet indgår som negativt beregningsfradrag hos den medhjælpende hustru. For årene 1970 og 1971 er fejlen nem at rette ud fra de opdelte tabeller, jf. bilag 3; der opstår dog et problem omkring modposteringen i de andre indkomstbegreber. Her er taget det standpunkt, at skalaindkomsten rimeligvis findes som primæroplysning på Kommunedatas bånd, hvorfor skalaindkomsten næppe er påvirket af omposteringen. Dermed modposteres ændringen af den skattepligtige indkomst i posten for uudnyttede fradrag m.v., jf. bilag 3, hvilket også giver den et glattere forløb [1].

En anden skønssag i forbindelse med den foreløbige slutligningsstatistik er, hvorvidt totalen for skattepligtig indkomst er opgjort inklusive eller eksklusive negative indkomster. Svaret på dette spørgsmål fremgår ikke tydeligt af de nævnte kilder, men i tabelværket for 1974 (St.T. 1976:IV, tabel 1) er indkomsttallene fra den foreløbige slutligningsstatistik placeret i rækken inklusive negative indkomster. Dette synes også intuitivt at være den bedste løsning; problemet med negative indkomster synes først erkendt i tabelværket for 1974. I forbindelse med MISKMASK har 4. kontor foretaget udsnitskørsler af indkomstfordelingen for årene 1970-73, og fra disse kørsler kan vi imidlertid skønne massen af negative indkomster. Den skattepligtige

1) Postens residuale karakter sandsynliggøres for det første af dens flyvske forløb i S.E., for det andet af betegnelsen: "Overførte og uudnyttede indkomster og fradrag samt afrunding jf. S.E. 1974:8.

TABEL 2. INDKOMSTER OG FRADRAG (INDKOMSTSTATISTIKKEN)

	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
BRUTTOINDKOMST	86119	96250	107088	123570	149947	172270	196186	221175	298808
heraf									
A-indkomst	68936	79082	87608	100768	118945	138022	156776	176644	199067
B-indkomst	16823	16808	19090	22392	30494	33739	38857	43914	49065
heraf renteindtægter					6484	7332	8267	10279	12258
Aktieudbytte	360*	360*	390*	410*	508	509	553	617	674
LIGNINGSMÆSSIGE FRADRAG	11012	12656	13892	15900	25435	28669	34239	41448	49456
heraf renteudgifter					15867	18503	22781	28613	34348
ANSAT SKPL. INDK.	75107	83593	93196	107670	124512	143601	161947	179727	199352
heraf negative	-250*	-400*	-300*	-220*	-638	-604	-692*	-826	-1054
ANSAT SKPL. INDK., POSITIV	75357	83993	93496	107890	125150	144205	162639	180553	200406
FRADRAG I SKPL. INDK.	20177	21930	23639	26278	27365	358	401	447	484
heraf									
Personfradrag m.v.	21455	23887	25938	28704	28965	-	-	-	-
Rentenedslag	99	114	97	122	179	184	219	262	295
Afrunding	}				154	174	182*	185*	189*
Uudnyttet	} -1377	-2071	-2396	-2548	-1933	-	-	-	-
SKALAINDKOMST	55180	62063	69857	81612	97785	143847	162238	180106	199922
INDK. VÆRDI AF SKATTENEDSLAG	-	-	-	-	-	36393	43388	50694	54710
heraf									
Værdi af personfradrag						39522	47700	56065	60076
uudnyttet personfradrag						-3129	-4312*	-5371*	-5366*
UDSKRIVNINGSGRUNDLAG	-	-	-	-	-	107454	118850	129412	145212
SKATTEPLIGTIGE PERSONER	3892.7	3933.4	4006.2	4064.1	3959.6	3982.8	4020.5	4058.6	4112.0

Kilder: S.E. 1972:32, 1973:12 og 1974:8; desuden St.T. "Indkomster og formuer", 1975:IX-1980:VI. Tegnet '*' markerer, at tallet er skønnet i de fleste tilfælde ud fra udsnitskørsler. Om databruddets omfang kan oplyses, at det samlede antal skattepligtige i 1974 var 4026.4; bruttoindkomsten for delvist skattepl. var knap 2 mia

indkomst må så hæves med den numeriske værdi af de negative indkomster; modposteringen finder igen sted i posten for uudnyttede beregningsfradrag ud fra samme argumentation som ovenfor. Tallene er opført i Tabel 2.

Det bemærkes, at da kilden er Kommunedata, er såvel personfradrag som skalaindkomst til kommunen, ikke til staten.

b. Tabelværkerne 1974-78

Fra og med 1974 anvendes som nævnt ovenfor St.T. "Indkomster og formuer" som hovedkilde. Dette indebærer, at vi må acceptere et databrud mellem 1973 og 1974, idet populationen fra og med 1974 kun omfatter fuldt skattepligtige, helårsansatte personer; samtidig skifter grundmaterialet fra 2. ændringskørsel til den ordinære slutligningskørsel, hvilket betyder en noget mindre dækningsgrad efter 1973. Ydermere ændredes indholdet af begreberne B-indkomst, bruttoindkomst og ligningsmæssige fradrag (primært ejendomsskemaet) mellem 1973 og 1974; dette forhold skulle dog ikke påvirke den skattepligtige indkomst og størrelser afledet heraf.

Ud over det nævnte databrud er talkonstruktionen for 1974 og 1975 problemfri, idet samtlige nøgletal for disse år er umiddelbart tilgængelige i tabelværkernes tabel 1.

I 1976 skiftes fra Kommunedatas ordinære slutligningstal til Kildeskattedirektoratets 4. ændringskørsel, der har været grundmateriale siden. Dette betyder for det første en højere dækningsgrad fra og med 1976, for det andet at visse af de nødvendige oplysninger mangler i disse år. For selve året 1976 mangler oplysninger om summen af de negative skattepligtige indkomster, men for årene 1977 og frem er der rådet bod på dette. For alle årene efter 1975 mangler desuden oplysninger om summen af uudnyttede personfradrag. De manglende tal er fremskaffet ved hjælp af udsnitskørsler fra 4. kt.[1] Tallene er opstillet og sammenkædet med de ældre tal i tabel 2. Disse tal benævnes

- - - - - - - - - - - -

1) De uudnyttede fradrag er fundet som summen af

skalaindkomst - personfradrag + overført fradrag til ægtefælle

for de skattepligtige personer, for hvem

(personfradrag > skalaindkomst -> nul) .

Det er noget uklart, hvordan den nedsættelse af personfradraget i forbindelse med modtagne sociale ydelser, der blev indført fra og med 1976, indgår i materialet.

fremover "Indkomststatistikkens tal".

3. Skattestatistikken

Skattestatistikken publicerer tal for skattepligtig indkomst, beregningsfradrag m.m. i St.T. "Skatter og afgifter", senest 1980:VII. Fra DØS har vi desuden fået en tabel, byggende på samme grundmateriale, omfattende bruttoindkomst på komponenter og ligningsmæssige fradrag 1974-78. Der er nogle mindre afvigelser mellem de to kilder, jf. opstillingen i tabel 3, men de synes af underordnet betydning.

Skattestatistikkens tal omfatter samtlige skattepligtige igennem hele perioden, dvs at sømænd, diplomater og andre delvist skattepligtige samt periodeansatte alle indgår[1]. Desuden har Skattestatistikken fuld dækning, idet der - for alle praktiske formål - anvendes endelige tal[2]. Til gengæld er der visse skavanker ved de anvendte begreber til vores formål.

For det første er der et mindre databrud mellem 1974 og 1975. Til og med 1974 er den skattepligtige indkomst og beregningsfradragene inklusive afrunding og rentenedslag, men fra og med 1975 er begge størrelser eksklusive afrunding og rentenedslag; det første indkomstbegreb kaldes også ansat indkomst, mens det andet kaldes afrundet indkomst, jf. bilag 1. For det andet er visse af de afrundede indkomster, nemlig for periodeansatte, opregnet til årsbasis af beregningstekniske grunde; derfor er ansat skpl. indkomst minus afrunding og rentenedslag forskellig fra den afrundede skpl. indkomst, jf. tabel 3. For det tredie er det tvivlsomt, hvilken signifikans de delvist skattepligtige overhovedet har i en model for den indenlandske indkomstbeskatning. Hvad angår det velkendte problem med negative skattepligtige indkomster, er det mundtligt blevet bekræftet, at negative ind-

1) Det er bemærkelsesværdigt ved tabelopstillingen, jf. fx St.T. 1980:VII, tabel 4.12 D og E, at sømandsindkomst indgår i den skattepligtige indkomst, mens sømandsskat ikke regnes for en indkomstskat i sædvanlig forstand.

2) Tallene korrigeres indtil to år efter det pågældende indkomstårs udløb. For det senest offentliggjorte år vil tallene dog som regel være fra 6. ændringskørsel, der kan afvige marginalt fra de endelige tal.

TABEL 3. INDKOMSTER OG FRADRAG (SKATTESTATISTIKKEN)

	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
BRUTTOINDKOMST					153471	175614	199220	225019	252246
heraf									
A-indkomst					120398	139216	157973	177676	199251
B-indkomst					32562	35887	40678	46619	52319
heraf renteindtægter					6624	7446	8384	10338	12211
aktieudbytte					511	511	569	724	676
LIGNINGSMÆSSIGE FRADRAG					26155	29393	34948	42392	50246
heraf renteudgifter					16407	19032	23146	19020	34355
SKATTEPL. INDK.,DØS					127316	146221	164262	182627	202000
ANSAT SKPL. INDK., POS.	75800*	84895	94913	109042	127352	146425	164573	182750	202571
heraf									
afrunding og rentenedslag						360	400	437	480
AFRUNDET SKPL. INDK., årsbasis						146227	164262	182699	202618
FRADRAG I SKPL: INDK.	18800*	22282	23945	26291	27539				
SKALAINDKOMST, årsbasis	57000*	62613	70968	82751	99813	146227	164262	182699	202618
INDK. VÆRDI AF SKATTENEDSLAG						36634	43415	50707	54583
heraf									
værdi af personfradrag						39765	47525	55810	59720
uudnyttet personfradrag						-3131	-4110	-5103	-5137
UDSKRIVNINGSGRUNDLAG						109593	120847	131992	148035
SKPL. PERS. UNDER LIGNING	3833	4017	4092	4136	4131	4133	4158	4182	4210

Kilder: St.T. "Skatter og afgifter", 1980:VII og 1979:VI. Desuden materiale fra DØS og 5. kt.

komster er sat til nul i såvel den ansatte som den afrundede indkomst.

4. Forskelle mellem Indkomst- og Skattestatistikken

Et hovedmotiv bag hele denne puslen med indkomst- og fradragstal har været at få afdækket årsagerne til de betydelige afvigelser, der er mellem opgørelserne i Indkomst- og Skattestatistikker Som det fremgår af afsnit 1,2 og 3 kan store dele af afvigelserne forklares med forskelle i populationsafgrænsning og dækningsgrad.

Der er imidlertid efter al sandsynlighed også mere subtile forskelle på indkomster og fradrag i de to statistiksystemer. Dette fremgår af nogle oversigtstabeller fra Kildeskattedirektoratet, som 5. kontor (Skattestatistikken) har stillet til rådighed. En sådan tabel er vist i bilag 4. Tabellerne har kunnet fremskaffes fra 4. ændringskørsel for årene 1976 og 1977, svarende til Indkomststatistikkens grundmateriale; for 1978 er anvendt 5. ændringskørsel, der ligger meget tæt på Indkomststatistikken. Tabel 4 viser antallet af skattepligtige i de to systemer, fordelt efter skattepligtens omfang.

Tabel 4. Skattepligtige personer 1976-78, 4. ændringskørsel[1)]

	1976	1977	1978
Indkomststatistikken			
Fuldt skattepligtige h.å.	4020.5	4058.6	4112.0
Sømænd	19.3	19.2	18.1
Diplomater	0.6	0.5	0.5
4-års folk	0.9	1.1	0.9
Øvrige, begrænset skpl.	11.0	12.1	12.8
Periodeansatte	18.1	22.4	26.1
Skattestatistikken			
Fuldt skattepligtige	4041.3	4073.3	4124.8
Sømænd	19.2	19.2	18.3
Diplomater	0.6	0.5	0.5
4-års folk	0.9	1.1	0.9
Øvrige, begrænset skpl.	10.9	12.1	12.9
Ej skattepligt	17.7	14.6	12.6
Dødsboer	49.6	43.0	36.6
I alt under ligning	4140.4	4163.8	4206.6

Kilder: ST.T. "Indkomster og formuer", tabellerne 10 og 16 samt internt materiale fra 5. kt.

1) For 1978 er Skattestatistikkens tal fra 5. ændringskørsel.

Tabellen viser, at antallet af delvist skattepligtige er stort set identisk i de to statistiksystemer; derimod afviger antallet af fuldt skattepligtige. En del af forskellen stammer fra udelukkelsen af periodeansatte i Indkomststatistikken, men selv om disse lægges til, er der stadig ikke fuld overensstemmelse. Afvigelserne er dog temmelig små, og alt i alt må overensstemmelsen siges at være pæn.

Sammenlignes i stedet tallene for indkomster og fradrag, ses derimod en betydelig forskel i de to systemer, jf. tabel 5.

Tabel 5. Indkomster og fradrag 1976-78, 4. ændringskørsel[1].

	1976	1977	1978
Indkomststatistikken			
Ansat skpl. indk, positiv	162639	180553	200406
Udnyttet personfradrag	43388	50694	54710
heraf potentielt	47700	56065	60076
uudnyttet	-4312	-5371	-5366
Skattestatistikken			
Ansat skpl. indk., positiv	162166	179776	199591
Udnyttet personfradrag	43036	50098	53994
heraf potentielt	47041	55089	59019
uudnyttet	-4005	-4991	-5024
Differens			
Ansat skpl. indk.,positiv	473	777	815
Udnyttet personfradrag	352	596	716
heraf potentielt	659	976	1058
uudnyttet	307	380	342

Anm: Tabellen omfatter kun fuldt skattepligtige helårsansatte.

Underligt nok ser forskellene i fradrag ud til at være af nogenlunde samme størrelsesorden som forskellene i indkomst. Forskellene i potentielt personfradrag har en stor lighed med serien for negative indkomster, jf. tabel 2, men det er ikke let at se nogen logisk sammenhæng mellem de to serier.

På indeværende tidspunkt stopper granskningen her; der er ingen indlysende forklaring på forskellene.

1) For 1978 er Skattestatistikkens tal fra 5. ændringskørsel.

INDKOMST- OG FRADRAGSBEGREBER I PERIODEN 1970-78

A-INDKOMST	:= løn + feriepenge + pensioner
	+ offentlig hjælp m.m.
B-INDKOMST	:= naturalieindkomst m.v.
	+ renteindtægter[1] + udenlandsk indkomst
	+ overskud af fast ejendom[1]
	+ overskud af selvstændig virksomhed[1]
fra og med 1974 tillige	- underskud af fast ejendom[1]
	- underskud af selvstændig virksomhed
fra og med 1975 tillige	+/- indkomst/fradrag for medhjælpende hustru[2]
LIGNINGSMÆSSIGE FRADRAG	:= almene fradrag
	+ renteudgifter[1]
	+ overført underskud fra tidligere år
til og med 1973 tillige	+ underskud af fast ejendom[1]
	+ underskud af selvstændig virksomhed[1]
BRUTTOINDKOMST	:= A-INDKOMST + B-INDKOMST + UDBYTTE
ANSAT SKATTEPLIGTIG INDK.	:= BRUTTOINDKOMST - LIGNINGSMÆSSIGE FRADRAG
ANSAT SKPL. INDK.,POSITIV	:= ANSAT SKPL. INDK. + numerisk værdi af negative skpl. indkomster
AFRUNDING M.V.	:= rentenedslag til pensionister
	+ §23-nedslag + afrunding
AFRUNDET SKPL. INDK.	:= ANSAT SKPL. INDK.,POS - AFRUNDING M.V
PERSONFRADRAG M.V.	:= personfradrag
til og med 1974 tillige	+ hustrufradrag
	+/- fradrag/indkomst for medhjælpende hustru[2]
BEREGNINGSFRADRAG	:= PERSONFRADRAG M.V. + AFRUNDING M.V.
	- uudnyttet fradrag
SKALAINDKOMST	
til og med 1974	:= ANSAT SKPL. INDK., POSITIV
	- BEREGNINGSFRADRAG
fra og med 1975	:= AFRUNDET SKATTEPLIGTIG INDKOMST
UDSKRIVNINGSGRUNDLAG	
fra og med 1975	:= SKALAINDKOMST - PERSONFRADRAG M.V.
	+ uudnyttet fradrag.

- - - - - - - - - - - -

1) begrebet har skiftet indhold fra 1974 til 1975

2) For samtlige skattepligtige under et er denne størrelse i princi-pet nul, men en ubetydelig residual kan forekomme.

OVERSIGT OVER GRUNDMATERIALET TIL INDKOMSTSTATISTIKKEN 1970-78

år	St.T "Indkomster og formuer"	S.E."Foreløbig slutligningsst."	Udsnitstal internt
1970	SD, 3. ænd., alle*	KD, 2. ænd., alle	SD, 4. ænd., f.s.h.å.
1971	SD, 6. ænd., alle*	KD, 2. ænd., alle	SD, 4. ænd., f.s.h.å
1972	SD, endelig, alle*	KD, 2. ænd., alle	SD, 4. ænd., (alle?)
1973	KD, 2. ænd., alle	-	SD, 4. ænd., f.s.h.å.
1974-75	KD, ordinær, f.s.h.å.		SD, 4. ænd., f.s.h.å.
1976-78	SD, 4. ænd., f.s.h.å.		SD, 4. ænd., f.s.h.å.

Forkortelser:

Kilde: KD : Kommunedata , SD : Statsskattedirektoratet

Dækning:
Ordinær: Ordinær slutligningskørsel medio august.
x. ænd. : x. ændringskørsel
endelig: højere end 6. ændringskørsel.

Population:
Alle : Samtlige skattepligtige
'*' angiver, at visse personer er udeladt.
f.s.h.å: Fuldt skattepligtige hele året.

Anm: Der hersker en vis usikkerhed om den nøjagtige karakter af udsnitsmaterialet, specielt i 1972.

BILAG 2.

BEREGNING AF INDKOMSTER OG FRADRAG FOR GIFTE KVINDER 1970-71

	1970	1971	1972
Metode A			
Bruttoindkomst	10278.8	12244.2	14155.9
heraf			
medhjælpemde hustruer	525.9	585.5	692.7
andre indkomster	9752.9	11658.9	13463.2
Ligningsmæssige fradrag	892.2	972.6	960.9
Ansat skpl. indk.	9386.6	11271.6	13195.0
Skalaindkomst	6001.4	7592.6	9159.7
Beregningsfradrag	3385.2	3679.0	4035.3
heraf			
komm. persf.	5542.1	5894.0	6357.6
hustrufradrag	655.7	624.0	566.4
uudnyttede m.v.	-2812.6	-2839.0	-2888.7
uudnyttet i SE[1)]	-2156.9	-2215.0	-2322.3
Metode B			
Bruttoindkomst	9752.9	11658.9	13463.2
Ligningsmæssige fradrag	892.2	972.6	960.9
Ansat skpl. indk.	8860.7	10686.3	12502.3
Skalaindkomst	6001.4	7592.6	9159.7
Beregningsfradrag	2859.3	3093.7	3342.6
heraf			
komm. persf.	5542.1	5894.0	6357.6
medhjælpende hustruer	-525.9	-585.5	-692.7
hustrufradrag	655.7	624.0	566.4
uudnyttede m.v.	-2812.6	-2838.8	-2888.7

1) Fremkommer som uudnyttede m.v. minus hustrufradrag.

Anm: I SE 1972:32 og 1973:12 bruges metode A, men residualen (her "uudnyttede fradrag m.v.", i SE: "Overførte og uudnyttede fradrag samt afrunding") er i oversigtstabellen fratrukket hustrufradraget, jf. sidste række under metode A. Dette er næsten helt sikkert fejlagtigt. Det korrekte er at anvende metode B, som det også sker i SE 1974:8. Tallene for hovedpersoner er uændrede. Bemærk, at modposteringerne er delvis skønsmæssige; man kunne fx også lade forskellen slå ud i skalaindkomsten og holde fradragene konstante.

Brugervejledning til MISKMASK (2. udgave)

1. Indledning

Programmet MISKMASK (Makro-IndkomstStatistikken, Konverteret til en Model for ADAM´s SKattefunktionsparametre) er konstrueret til beregninger af indkomstfordelingsparametrene bys(i)0 og bys(i)1 (i = 1,...,5) i ADAM´s skattefunktion[1]. Beregninger kan foretages for historiske perioder[2] eller for fremtidige perioder under forudsætning af uændret personel fordeling af den skattepligtige indkomst.

Parametrene bys(i)0 angiver som bekendt andelen af den skattepligtige personlige indkomst, der bringes til beskatning i skatteskalaens i´te progressionstrin, idet beregningsfradragene udgør første trin med skattesatsen nul[3]. I det følgende vil ordet skatte skala referere til den således definerede skala; det understreges, at denne skala direkte relaterer skattesatserne til skattepligtig indkomst. Problemer i forbindelse med omregningen hertil fra den officielle statsskatteskala behandles udførligt i appendix A.

Beregningsmetoden for parametrene, der er dokumenteret i detaljer i JAO-notater af 21. marts 1979 og 9. oktober 1979, går i al korthed ud på, at skatteskalaens progressionsgrænser opfattes som fraktiler i den personelle fordeling af skattepligtig indkomst; denne fordeling er dog begrænset til kun at omfatte personer med positiv skattepligtig indkomst, som i det følgende betegnes skatteydere (til forskel fra skattepligtige, der omfatter personer med ingen eller negativ indkomst). Da den offentliggjorte indkomstfordeling foreligger på grupperet form, anvendes i stort omfang lineære interpolationer, hvilket er hovedbegrundelsen for at anvende EDB i de ellers simple beregninger.

MISKMASK er skrevet i programmeringssproget PASCAL, der er tæt beslægtet med ALGOL og SIMULA. Eksekveringen kan ske i batch-mode eller interaktivt i demand-mode. Det sidste anbefales i almindelighed, da programmet er uhyre ressourcebilligt (SUP-forbruget vil

- - - - - - - - - - - - - -

1) Rent teknisk indgår bys(i)0 og bys(i)1 i ADAM som eksogene variable.

2) Ved historiske perioder forstås i denne forbindelse år efter 1969, for hvilke der foreligger et statistisk tabelværk: "Indkomster og formuer".

3) En gennemgang af skattefunktionen er senest givet i Poul Uffe Dam, Skattefunktionen i ADAM, 6. kontor, 12. august 1980.

sjældent overstige 2 sek.). Der findes forskellige programversioner, som kaldes ved angivelse af options i XQT-kortet. Det normale kald (uden options) giver en historisk beregning af bys(i)0 og bys(i)1 ud fra eksogene værdier af indkomstfordelingen og skatteskalaen.

Den 1. progressionsgrænse i MISKMASK kan ikke umiddelbart udledes af den officielle statsskatteskala; problemerne i forbindelse med dette er udførligt behandlet i appendix A. Disse problemer har ført til en særlig programversion, der "regner baglæns", dvs at den beregner 1. progressionsgrænse samt bys20,..,bys50 og bys11,..,bys51 ud fra eksogene værdier af bys10, indkomstfordelingen og den officielle skatteskala. Denne programversion kaldes med option ´E´.

Yderligere findes der en programversion til brug ved fremskrivninger af parametrene ud fra indkomstfordelingen i et givet basisår. Denne version beregner bys(i)0 og bys(i)1 ud fra eksogene værdier af den forventede skattepligtige indkomst (Yse), det forventede antal skatteydere (Usye) samt skatteskalaen i hvert enkelt år. Beregningen forudsætter uændret personel indkomstfordeling i alle år. Denne programversion kaldes med option ´F´.

Desuden findes nogle mere tekniske options. B-option undertrykker den interaktive karakter af programmet i demandkørsel, og P-option medfører, at de beregnede parametre udhulles som en TSP-datasektion i elementet TPF$.LOADMISK .

Ved interaktiv kørsel er programmet praktisk talt selvdokumenterende. Til brug for eventuel fejlfinding kan oplyses, at teksten fås ved @PRT,S ADAM*MODEL.MISKMASK, og at angivelse af option T i XQT-kortet medfører, at alle procedurekald bliver udskrevet. Mere almindelige brugerfejl vil føre til, at programmet stopper, med en eller flere angivelser af stoppets årsag.

Konkret kaldes programmet ved

(1.1) @XQT <,options> ADAM*MODEL.MISKMASK

hvor options er

(udeladt)	: Normal funktion, jf. afsnit 2
B	: Interaktivitet undertrykkes, jf. afsnit 2.b.
E	: Eksogen bys10, jf. afsnit 3
F	: Fremskrivning, jf. afsnit 4
P	: Parametrene udhulles maskinelt, jf. afsnit 2.b.
T	: Udskrift af procedurekald (ikke normal brug).

De forskellige options kan blandes vilkårligt, men interferens mellem programversionerne kan give variationer i kortrækkefølgen; det anbefales derfor, at options kun blandes i interaktive kørsler, i hvert fald indtil en fast arbejdsgang er etableret.

Det gælder generelt om indlæsningen, at formatet er frit med blanke som adskillelsestegn. Nul må ikke udelades foran et decimalpunktum. Inddata er i øvrigt udformet således, at de mange data for indkomstfordelingen forsynes ens til alle programversioner (via et standardelement). Normalt skal kun de specifikke inddata til de forskellige versioner forsynes manuelt.

2. Normal programfunktion (uden options)

a. Inddata

Først forsynes et kort med angivelse af det år, der beregnes parametre for:

(2.1) <årstal>

Derefter følger grupperede data for højst 100 intervaller af personlig indkomst. Intervallerne må ikke overlappe hinanden og skal angives i stigende rækkefølge (efter størrelsen af personlig indkomst). For hvert interval forsynes et kort med formen

(2.2)...(2.n) <grænse><skpl. pers.> <indkomstmasse>

hvor

<grænse>	angiver den øvre grænse for personlig skattepligtig indkomst i det pågældende interval (1000 kr)
<skpl. pers.>	angiver antallet af skattepligtige personer med en personlig indkomst tilhørende det pågældende interval (1000 personer)
<indkomstmasse>	angiver den samlede skattepligtige indkomst for de ovennævnte skattepligtige personer i intervallet. Negative indkomster sættes til nul. (mill. kr.)

Indlæsningen af indkomstdata stoppes ved, at den højeste grænse sættes til 1000 eller derover. Programmet udregner selv totaler, der således tjener til kontrol af hullefejl. Kilden til indkomstdata er normalt Statistisk Tabelværk: "Indkomster og formuer", fx. 1980:VI, tabel 10.

Når indlæsningen af indkomstdata er afsluttet, følger et kort med angivelse af skatteskalaens progressionsgrænser i 1000 kr/person på formen

(2.n+1) <1. grænse><2.grænse> 1000

Der kan maksimalt være 5 indkomstgrænser (inklusive beregningsfradrag), afsluttet ved angivelsen af 1000 eller derover som øverst grænse. Efter angivelsen af dette kort starter beregning og udskriv ning af parametre. Der kan til brug for konsekvenseberegninger forsynes et vilkårligt antal skatteskalaer med tilhørende beregning af parametre. Programmet stopper ved første EXEC-8 styrekort (dog ikke @ADD).

Eksempel 1

I tabel 2.1 er angivet en hypotetisk indkomstfordeling, der i formen fuldstændig svarer til kildematerialets:

Tabel 2.1. Hypotetisk fordeling af skattepligtig indkomst 1975

Personlig indkomst (kr)	Skpl. pers. (1000)	Indkomstmasse (mill. kr.)
negativ	100	-500
0	300	0
1 - 50000	950	45000
50- 100000	1050	95000
100000 -	500	85000

Denne indkomstfordeling indlæses ved følgende kort:

```
1:  1975
2:  0       400        0
3:  50      950    45000
4:  100    1050    95000
5:  1000    500    85000
```

(Rækken med 0-indkomster kan udelades; den har kun betydning for udregningen af det totale antal skattepligtige personer).

Skatteskalaen for 1975 har indkomstgrænserne 11.201, 50.050 og 90.050 kr., jf. appendix A. Den indlæses så ved kortet

```
6:  11.201  50.05  90.05 1000
```

hvorefter parametrene beregnes og udskrives.

De nødvendige inddata til beregning af historiske værdier for parametrene - indkomstfordeling og skatteskala - vil normalt være tilgængelige i standardelementer, der forsynes ved

@ADD ADAM*MODEL.SKDATA/xx

hvor xx er det pågældende årstals to sidste cifre. Standardelementer findes p.t. for årene 1970-78 inklusive[1].

EKSEMPEL 2.

Vi ønsker at vurdere effekten på skatteprovenuet ved et bortfald af den særlige forhøjelse af personfradraget på 500 kr. i 1977. Det almindelige personfradrag var i 1977 12.600 kr. (inkl. de 500 kr.), jf. appendix A. Samtidig var skatteskalaens 1. trin (i MISKMASK-forstand, dvs det gennemsnitlige beregningsfradrag pr. betalende skatteyder) 15.358 kr., jf. app. A. Da ændringen ikke er stor, kan vi forudsætte udnyttelsesgraden af personfradragene uafhængig af indgrebet. Et bortfald af de 500 kr. vil derfor give et 1. skalatrin på

$$15.358 \left(\frac{12.600 - 500}{12.600}\right) \doteq 14.749 \text{ kr.}$$

De øvrige skalatrin er uforandrede[2]. Vi får følgende kørsel

```
1:      @XQT ADAM*MODEL.MISKMASK
2:      @ADD ADAM*MODEL.SKDATA/77
3:        14.749 66.85 120.35 1000
```

Kommentar:

Kort 1 kalder den normale version af MISKMASK

Kort 2 forsyner de historiske 1977-data, hvorefter de historiske parametre beregnes og udskrives

Kort 3 forsyner den alternative skatteskala, hvorefter alternative parametre beregnes og udskrives.

Ved indsættelse af de to sæt parametre i ADAM's skattefunktion fås en direkte provenugevinst på ca. 800 mill.kr. Ved en egentlig ADAM-kørsel vil tallet være lavere på grund af det inducerede indkomstfald.

- - - - - - - - - - - -

1) Tallene for 1973 og 1976 stammer fra særlige kørsler på ca. 10 pct. udsnit, der er stillet til rådighed af 4. kontor.

2) Dette ville ikke gælde årene før 1975, jf. appendix A.

b. Uddata

Årstallet, beregnede totaler for indkomstfordelingen samt den indlæste skatteskala udskrives af kontrolhensyn. Derefter følger en udskrift af bys10,..,bys50. Desuden udskrives et sæt afvigelsesparametre,bys11,..,bys51,estimeret ud fra en ligeligt fordelt indkomststigning på +1 pct. De beregnes som

$$bys(i)1\Big|_{\Delta Yse=+1\%} = bys(i)0\Big|_{Yse\cdot 1.01} - bys(i)0\Big|_{Yse}$$

I batchkørsler samt ved angivelse af B-option i XQT-kortet er der ingen interaktive udskrifter,bortset fra egentlige fejludskrifter. Til gengæld udskrives yderligere et sæt bys(i)1, beregnet ud fra et indkomstfald på 1 pct.

Ved angivelse af P-option i XQT-kortet bliver de beregnede parametre hullet ud som en færdig DACCxTSP-datasektion i elementet TPF$.LOADMISK. Er der forsynet flere skatteskalaer for samme år, er det den sidste forsynede, der anvendes ved udhulningen.

EKSEMPEL 3

Følgende kørsel gemmer de beregnede parametre som en DACCxTSP-datasektion i elementet MINxFIL.BYSER

```
1: @XQT,P ADAMxMODEL.MISKMASK
2: @ADD ADAMxMODEL.SKDATA/77
3:   14.749  66.85  120.35     1000
4: @COPY,S TPF$.LOADMISK,MINxFIL.BYSER
```

Kommentar

kort 1-3 beregner alternative parametre som i eksempel 2.
kort 4 gemmer de beregnede parametre i elementet MINxFIL.BYSER.

Herefter kan fx følge

```
 5: @DACCxTSP.TSP
 6: YEAR 1948 = 1 $
 7: IN ADAMBK $
 8: REPLACE $
 9: LOAD $
10: REPLACE OFF $
11: OUT MYBANK $
12: KEEP BYS10 BYS20 BYS30 BYS40 BYS50 BYS11 BYS21 BYS31
13:      BYS41 BYS51  $
14: END $
15: @ADD MINxFIL.BYSER
16: END $
```

Kort 5-16 henter bys´erne fra ADAMBK., ændrer parametrene i 1977 og gemmer det nye parametersæt i MYBANK. Hvis parametrene i stedet ønskes indlæst i Princeton-TSP, må sample-ordren i datasektionen tilrettes, men dette kan selvfølgelig gøres uden videre med @ED,U MINxFIL.BYSER.

Ved kombination af P-option og F-option er det ikke altid ønskeligt, at parametrene for alle år udhulles; nogle af årene kan i ADAM-sammenhæng være historiske, men i MISKMASK-sammenhæng være fremskrivningsår. For sådanne år er det ikke altid belejligt, at parametrene ændres i forhold til ADAM-databankens. Der er derfor åbnet mulighed for, at brugeren ved fremskrivninger selv kan vælge det første år, for hvilket der udhulles parametre. Det anbefales, at denne kombination af F- og P-option kun eksekveres i interaktive kørsler (for at undgå forvirring omkring inddata).

Det understreges, at der til ethvert sæt af skattevariable og indkomstparametre svarer en korrektionsfaktor, kssy, der bestemmes residualt af skattefunktionen i historiske perioder[1]. Ved ændringer af skattevariable eller indkomstparametre i historiske perioder (fx. ved skift af basisår for MISKMASK) bør denne korrektionsfaktor normalt genberegnes; i modsat fald kan der opstå uoverensstemmelse mellem forskellige skattevariable. Der er udarbejdet et standard TSP set-up til brug ved sådanne genberegninger; dette set-up findes i elementet ADAM*MODEL.KSSY. Som data-input kræves kun en ADAM-data bank samt en DACC*TSP-datasektion med indkomstparametre - fx. som udhullet af MISKMASK ved P-option.

3. Version med eksogen bysl0 (option 'E')

I denne programversion beregnes første progressionsgrænse endogent, mens til gengæld bysl0 er given; de øvrige parametre beregnes som normalt, jf. afsnit 2. Princippet for beregningen af første progressionsgrænse er ganske enkelt, at grænsen tillægges den værdi der ville resultere i den eksogene værdi af bysl0 ved normal beregningsgang som i afsnit 2.

De primære data kan som ovenfor forsynes med

(3.1) ∂ADD ADAM*MODEL.SKDATA/xx .

Umiddelbart herefter forsynes den eksogene værdi af bysl0 (jf. appendix A):

(3.2) <bysl0>

(husk nul foran decimalpunktet). Efter kortet (3.2) kan alternative skatteskalaer forsynes som normalt.

Den indlæste, historiske skatteskala (via (3.1)) danner dels grundlag for beregningen af den første progressionsgrænse (der foregår iterativt ud fra en startværdi), dels grundlag for opstilling af en ny skatteskala ud fra den beregnede første grænse. Det bemærkes, at det før 1975 er vigtigt, at afstanden mellem den an-

1) jf. ligning (1) i PUD 12. august 1980.

givne første og anden grænse er korrekt, jf. opstillingen i appendix A.

Option E vil normalt kun anvendes på historiske perioder, og en sådan beregning vil ofte give anledning til en genberegning af kssy, jf. ovenfor. Der er dog mulighed for at anvende option E sammen med option F ved fremskrivninger. Dette bør kun gøres, hvis man nærer stor tillid til den eksogene værdi af bysl0, idet første MISKMASK-grænse - fremskrevet efter principperne i appendix A - er en mere autonom størrelse (dvs. påvirket af færre faktorer). Igen anbefales interaktiv kørsel ved kombination af options.

4. Version til brug ved fremskrivninger (option F)

Forudsætningen for fremskrivninger med MISKMASK er, at den personelle fordeling af skattepligtig indkomst er konstant i fremskrivningsperioden og lig med basisårets[1]. De eksogene variable for versionen er den forventede skattepligtige indkomst, det forventede antal skatteydere og skatteskalaen. Konkret finder fremskrivningen sted på den måde, at parametrene først beregnes for et historisk basisår. Derefter foretages beregninger for et vilkårligt antal fremskrivningsår i vilkårlig rækkefølge (det samme år kan optræde flere gange, hvorved konsekvensberegninger tillades).

Indkomstfordeling og skatteskala for basisåret forsynes som normalt ved

(4.1) ∂ADD ADAM*MODEL.SKDATA/xx .

Herefter følger et kort med ekstra data for basisåret:

(4.2) <Yse> < Usye >

hvor <Yse> er den skattepligtige indkomst i basisåret (mill. kr.), fx. fra St. T.: "Skatter og afgifter", 1980:VII, tabel 4.12 nr. D.1. (findes i ADAM´s databank)

og <Usye> er antallet af skatteydere i basisåret (1000)[2].

- - - - - - - - - - -

1) Forstået på den måde, at hvis indkomstfordelingen i basisåret kan beskrives ved en stokastisk variabel Y^o, kan den i år t beskrives ved $Y^t = k_t Y^o$, hvor k_t er en skalar, der angiver den generelle indkomstudvikling pr. person.

2) I dette papirs eksempler er i stedet for antallet af skatteydere brugt antallet af personer under ligning, jf. samme tabel som for Yse, nr. A.1. Dette er imidlertid en nødløsning, idet der på indeværende tidspunkt ikke foreligger andre serier.

Tallene, der indlæses ved kort (4.2), danner basis for udregningen af væksten i den gennemsnitlige indkomst pr. skatteyder; det er denne vækstfaktor, der bruges til fremskrivning af indkomstfordelingen, jf. note 1) på forrige side[1].

Med kortet (4.2) er indlæsningen for basisåret afsluttet, og parametrene for dette beregnes og udskrives. Herefter følger data for et vilkårligt antal fremskrivningsår i vilkårlig rækkefølge. For hvert enkelt år indlæses kortene

(4.3) <årstal> <Yse> <Usye> ,

samt - med skatteskalaen -

(4.4) <1. grænse> <2. grænse> ... 1000

(højst 5 grænser, jf. i øvrigt kort (2.n+1)).

Ved kombination af P- og F-option gælder yderligere nogle begrænsninger. Normalt tillader F-option "tilbageskrivninger"; dette er ikke tilladt ved samtidig brug af P-option (programmet vil ikke stoppe ved tilbageskrivninger, men udhulle de beregnede parametre under sample årstal+20 efter udskrift af en advarsel). Desuden tillades ved kombination af P-og F-option kun fremskrivning til og med 20 år efter basisåret. Denne begrænsning er dog let at lempe.

Korrektionsfaktoren kssy bør ved fremskrivninger normalt være konstant og lig med basisårets. Der kan dog forekomme tilfælde, hvor ændringer i skatte- eller ligningsregler med fordel kan indarbejdes via kssy; det vil typisk gælde forhold, der ikke fanges andre steder i skattefunktionen, fx ændringer i den andel af skatteyderne, der betaler pensionsbidrag.

Se eksemplet næste side.

- - - - - - - - - - -

1) Den opmærksomme læser vil bemærke, at både indkomst og antal skatteydere allerede er forsynet med indkomstfordelingen, jf. kort (4.1), men der er visse definitionsforskelle mellem disse tal og tallene i ADAM´s databank, jf. appendix A; sådanne forskelle bør naturligvis ikke slå ud i fremskrivningfaktoren.

EKSEMPEL 4.

Vi ønsker - som i eksempel 2 - at bestemme provenuvirkningen af et bortfald af de 500 kr ekstra personfradrag, men i 1980. På forhånd er bestemt følgende skalagrænse for 1980, idet første trin er det almindelige personfradrag inkl. de 500 kr. :

15.300 81.900 147.400

Sidste historiske år er 1978, der vælges som basisår. I 1978 er forholdet mellem første skalagrænse for MISKMASK og det almindelige personfradrag 16.143/13.300=1.21

Kan korrektionsfaktoren til fradragantages konstant, er første skalagrænse i 1980

15.300·1.214 = 18.570 kr.

Eksklusive de 500 kr. fås grænsen

14.800·1.214 = 17.964 kr.

Vi får følgende kørsel

```
1:  @XQT,F ADAM*MODEL.MISKMASK
2:  @ADD ADAM*MODEL.SKDATA/78
3:       202650    4210
4:  1980 245000    4266
5:     18.570 81.9  147.4  1000
6:  1980 245000    4266
7:     17.964 81.9  147.4  1000
```

Kommentarer:

kort 1 og 2 er trivielle

kort 3 forsyner Yse (indkomst) og Usye (sk.ydere)for 1978 , jf (4.2), hvorefter parametrene for basisåret beregnes og udskrives.

kort 4 forsyner årstal, Yse og Usyefor 1980, jf. (4.3)

kort 5 forsyner udgangsskønnet for skatteskalaen i 1980, jf. (4.4), hvorefter parametrene for 1980 beregnes og udskrives.

kort 6 og 7 svarer til kort 4 og 5, men beregner de alternative parametre.

For 1980 fås parametrene

	bys10	bys20	bys30	bys40
udgangsskøn	.2661	.5563	.1317	.0460
alternativ	.2578	.5645	.1317	.0460

Ved indsættelse af differensen i ADAM´s slutskattefunktion fås en provenustigning på godt 850 mill. kr. Dette inkluderer ikke de afledede virkninger, der må findes i en egentlig ADAM-kørsel.

Forudsættes i stedet, at pensionister får bibeholdt de 500 kr., fås af formel (2) i appendix A, at korrektionsfaktoren til personfradraget skal hæves med 0.007 til 1.221, svarende til at den første grænse på 17.964 hæves med 110 kr. Dette giver en direkte provenustigning på godt 700 mill kr. i forhold til udgangssituationen.

APPENDIX A. Konstruktion af skatteskalaen til MISKMASK

1. Den officielle skattaskala

Kilden til oplysninger om den officielle skatteskala er normalt St. T. : "Skatter og afgifter", fx 1980:VII, hvorfra tabel 1 er hentet

Tabel 1. Den officielle statsskatteskala 1970-78

	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	
Af de første	17000	17500	18500	19800	20900	50000	59500	66800	71000	betales 1. sats
Af de næste	13000	13300	14100	15100	16000	40000	47600	53500	56800	betales 2. sats
Af de næste	40000	41200	43600	46600	49300	- - - resten - - - - -				betales 3. sats
Af	- - - - - resten - - - - - -									betales 4. sats

Kilde: St. T. "Skatter og Afgifter", 1980:VII, tabel 4.2-4.4

Ved kumulering af grænserne fra tabel 1 fås progressionsgrænserne, jf. tabel 2 :

Tabel 2. Officielle progressionsgrænser 1970-78

	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
1. grænse	17000	17500	18500	19800	20900	50000	59500	66800	71000
2. grænse	30000	30800	32600	34900	36900	90000	107100	120300	127800
3. grænse	70000	72000	76200	81500	86200	-	-	-	-

De officielle progressionsgrænser vedrører den skattepligtiges skalaindkomst. For årene før 1975 blev skalaindkomsten fastlagt som forskellen mellem skattepligtig indkomst og beregningsfradrag. De vigtigste beregningsfradrag var personfradrag, nedslag til pensionister for renteindtægter, afrunding, overførsel mellem ægtefæller, hvor hustruen var medhjælpende,og hustrufradrag. For årene 1975 og frem er indholdet af skalaindkomstbegrebet ændret, idet de to sidste poster er bortfaldet som beregningsfradrag, og idet personfradraget ikke længere fradrages ved fastlæggelsen af skalaindkomsten; i stedet ydes personfradraget som et nedslag i den på skalaindkomsten beregnede skat, idet nedslaget er lig med personfradraget, ganget med den laveste skattesats. For de fleste skatteydere vil forskellen mellem skattepligtig indkomst og skalaindkomst efter de nye regler være begrænset til afrundingen.

Let forenklet kan skatteberegningen derfor fremstilles som følger:

Før 1975

skat = f(skattepligtig indkomst - beregningsfradrag)

1975 og frem

skat = f(skattepligtig indkomst) - nedslag .

Progressionsgrænserne kan - ligeledes let forenklet - udtrykkes i forhold til personens skattepligtige indkomst:

I forhold til tabel 2 skal beregningsfradraget indskydes som en ny første linie svarende til et første indkomsttrin med skattesatsen nul. For årene før 1975 indskydes fradraget , hvorefter det tillægges alle de øvrige grænser; for årene 1975 og frem indskydes fradraget, uden at de øvrige grænser ændres.

2. Beregningsfradraget i MISKMASK

Som anført bestemmes indkomstskatten i ADAM ud fra den samlede skattepligtige personlige indkomst, og parametrene bys(i)0 angiver andelen heraf, som bringes til beskatning i ADAM´s skatteskalas i´te trin, idet beregningsfradragene udgør første trin med skattesatsen nul. Skatteskalaen i ADAM - og dermed i MISKMASK - er således defineret i relation til fordelingen af den samlede skattepligtige indkomst.

Mens konstruktionen af en skatteskala for den skattepligtige indkomst er problemløs for en enkelt skatteyder, jf. forrige afsnit, er konstruktionen af en tilsvarende skatteskala for samtlige skatteydere imidlertid temmelig vanskelig. Årsagen hertil er, at beregningsfradraget er forskelligt fra skatteyder til skatteyder. Derfor vil progressionsgrænserne for den skattepligtige indkomst også variere fra skatteyder til skatteyder.

Problemet kunne løses ved en opsplitning af indkomstfordelingen på så mange grupper af skatteydere, at hver gruppe havde et veldefineret beregningsfradrag. Dette ville dog sprænge rammerne for arbejdet med MISKMASK, og derfor anlægges i stedet en makrobetragtning. Ud fra en sådan har en indkomstgrænse for en given skatteyder kun effektiv betydning, såfremt vedkommende har en skattepligtig indkomst, der overstiger den pågældende grænse; derfor defineres den gennemsnitlige værdi af den i´te indkomstgrænse som

$$\bar{y}_i = \frac{1}{N_i} \sum_{j=1}^{N_i} y_{ij} \quad , \tag{A.1}$$

hvor N_i er antallet af skatteydere med en personlig skattepligtig indkomst over den i´te indkomstgrænse, og y_{ij} er værdien af samme indkomstgrænse for hver af disse skatteydere. Det er en principiel ulempe ved denne metode, at de gennemsnitlige indkomstgrænser, $\bar{y}_i$, vil afhænge af indkomstudviklingen; N_i vil vokse ved stigende indkomst og falde ved faldende indkomst. Forholdet

berører dog ikke nødvendigvis gennemsnittet $\bar{y}_i$.

Hvis den nævnte afhængighed mellem gennemsnitlige indkomstgrænser og indkomstudvikling var betydelig, ville makrobetragtningen næppe være værd at forfølge yderligere. Der kan imidlertid anføres flere grunde til, at afhængigheden i den aktuelle situation må være temmelig svag. For det første bevirkede ændringen af reglerne for skatteberegningen fra og med 1975, at beregningsfradragene nu stort set kun påvirker første progressionsgrænse[1]; før 1975 påvirkede de som nævnt samtlige progressionsgrænser. For det andet er afhængigheden mellem første grænse og indkomstudviklingen et resultat af modsat rettede påvirkninger, og den vil derfor næppe have betydning i de normale variationsområder; de forskellige faktorer, der påvirker første indkomstgrænse gennemgås i detaljer i slutningen af dette afsnit.

Efter betragtningen i (A.1) opfattes første grænse, $\bar{y}_1$, som gennemsnittet af de betalende skatteyderes beregningsfradrag. Denne størrelse kan ikke findes i eller umiddelbart udledes af den foreliggende statistik, men ville rimeligvis kunne trækkes ud af eksisterende registre.

I det hidtidige arbejde med MISKMASK er der derfor anvendt en alternativ fremgangsmåde ved konstruktion af første skalagrænse. Massen af udnyttede beregningsfradrag er opgjort i såvel skatte- som indkomststatistikken, jf. tabel 3.

Tabel 3. Skattepligtig indkomst og udnyttede beregningsfradrag 1970-78

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
A. Indkomststatistikken									
1. Totaler									
(1) Skpl. indkomst	75357	83993	93496	107890	125150	144205	162639	180553	200406
(2) Beregn. frad.	20177	21930	23639	26278	27365	36751	43789	51141	55194
(3) (2)/(1), bysl	.26775	.26109	.25283	.24356	.21866	.25485	.26924	.28325	.27541
2. Udsnitstal									
(4) bysl	.27760	.26876	.25825	.24118	-	-	-	-	-
B. Skattestatistikken									
(5) Skpl. Indkomst	(75800)	84895	94913	109042	127352	146227	164262	182699	202618
(6) Beregn. frad.	(18800)	22282	23945	26291	27539	36634	43415	50707	54583
(7) (6)/(5), bysl	.24802	.26247	.25228	.24111	.21624	.25053	.26430	.27754	.26939

Kilder : A. Notat JAO, nov. 1980 (kommende); udsnitstal er fra kørsler i D.St.
B. St. T. 1980:VII, tabel 4.12

- - - - - - - - - -

1) De øvrige grænser er ens for alle skatteydere, bortset fra afrundingen og rentenedslaget til visse pensionister. Der gives dog næppe rentenedslag i indkomster over anden grænse; dermed er kun afrundingen forskellig for skatteydere, hvis indkomst overstiger anden grænse.

Desværre er der ret store uoverensstemmelser mellem de to statistiksystemer, også i andelene (3), (4) og (7). En vigtig forskel er, at skattestatistikken omfatter samtlige skattepligtige, mens indkomststatistikken fra og med 1974 kun omfatter fuldt skattepligtige, helårsansatte personer. Fra og med 1975 er skattestatistikkens tal for indkomst og fradrag eksklusive afrunding og rentenedslag, mens de tilsvarende tal fra indkomststatistikken er inklusive afrunding og rentenedslag igennem hele perioden. Skattestatistikkens tal har desuden en niveaufejl, fordi indkomsterne - og muligvis også fradragene - for delvist skattepligtige personer af skattetekniske grunde er opregnet til helårsbasis. Alt i alt må indkomststatistikkens definitioner siges at svare bedst til vores formål. Til gengæld varierer indkomststatistikkens dækningsgrad noget fra år til år; i perioden 1970-73 er tallene fra 2. ændringskørsel, 1974-75 er de fra den ordinære slutligningskørsel, og fra 1976 og frem anvendes 4. ændringskørsel. Variationer i dækningsgraden skulle dog ikke have væsentlig betydning for beregningsfradragenes andel af den skattepligtige indkomst, dvs. for bysl.

Sidstnævnte betragtning danner udgangspunkt for konstruktionen af første progressionsgrænse. Denne findes som den værdi, der ved normal beregningsgang i MISKMASK netop resulterer i indkomststatistikkens værdi af bysl. En sådan fremgangsmåde forudsætter, at den anvendte værdi af bysl og den anvendte indkomstfordeling i MISKMASK stammer fra samme register; dette var ikke tilfældet for totalerne i perioden 1970-73, og derfor er der foretaget et sæt udsnitskørsler for denne periode, jf. række (4), hvis definitioner så vidt muligt svarer til totalernes i perioden 1974-78.

Resultatet af beregningerne af første skalagrænse er vist i tabel 4.[1)]

Tabel 4. Udvalgte beregningsfradrag 1970-78

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
(1) Alm. personfr.	5000	5100	5400	5800	6100	9000	10800	12600	13300
(2) forh. personfr.		10200	10800	11600	15000	17000	20300	23300	24700
(3) gnstl. frad. til MISKMASK	7339	7730	8140	8101	8494	11201	13366	15358	16143
(4) (3)/(1), kpf	1.468	1.516	1.507	1.397	1.393	1.245	1.238	1.219	1.214

1) Ved beregningen er anvendt MISKMASK, option 'E'. For 1970-73 er tabel 3, række (4) anvendt, for 1974-78 række (3).

Rækken (4) i tabel 4 angiver forholdet mellem det beregnede gennemsnitsfradrag og det almindelige personfradrag. Dette forhold kan i MISKMASK-sammenhæng opfattes som en korrektionsfaktor til det almindelige personfradrag og kaldes kpf. Idet der ses bort fra afrunding og rentenedslag - og før 1975 andre fradrag - kan kpf i princippet udledes som

(A.2) $$kpf = 1 + \frac{1}{N}(N_2(P_2/P_1 -1) + N_3 + O/P_1)$$ 1)

hvor $N = N_1 + N_2 + N_3$ er det samlede antal <u>betalende</u> skatteydere , og indeks 1, 2 og 3 står for grupperne med hhv. almindeligt, forhøjet og dobbelt personfradrag , P_1 og P_2 er hhv. almindeligt og forhøjet personfradrag, og O er den samlede masse af overførte fradrag mellem ægtefæller. Bidraget fra gruppe 3 (med dobbelt personfradrag) kan ignoreres på grund af ringe størrelse. De to øvrige bidrag fra hhv. enlige pensionister og overførsler mellem ægtefæller skal kort kommenteres.

Bidraget fra enlige pensionister med forhøjet personfradrag afhænger dels af forholdet mellem det forhøjede og det almindelige personfradrag, dels af den andel af de betalende skatteydere, der oppebærer forhøjet personfradrag. Den sidstnævnte andel afhænger dels af det samlede antal enlige pensionister, dels af hvor mange af disse der betaler skat. Mens det forhøjede personfradrag og antallet af pensionister er bestemt uden for MISKMASK´s rammer, vil den andel, der betaler skat, afhænge af forholdet mellem indkomster og fradrag i gruppen. Effekten på kpf vil afhænge af de konkrete værdier af P_1 og P_2 og indkomstfordelingens udseende. Såvel N_2 som N vil variere modsat personfradraget og med indkomsten; normalt vil N_2 dog have den største elasticitet m.h.t. begge forhold, således at bidraget til kpf fra gruppe 2 vil variere modsat fradraget og med indkomsten.

Bidraget fra overførsler mellem ægtefæller vil variere med forholdet mellem personfradrag og indkomst. Ved stigende indkomst og fastholdt fradrag vil massen af overførte fradrag falde; samtidig vil antallet af betalende skatteydere stige. Begge forhold trækker i retning af, at kpf falder.

Det kan konkluderes, at kpf - ud over af givne faktorer - vil afhænge af forholdet mellem personfradrag og indkomstfordelingen (fx som målt ved gennemsnitsindkomsten)[2]. Denne variation er imidlertid en sum af modsat

- - - - - - - - - - - - - - - - -

1) Hvis der er n grupper med forskelligt personfradrag, er kpf

$$kpf = 1 + \frac{1}{N}\left[\sum_{j=1}^{n}(P_j/P_1 - 1)N_j + O/P_1\right] .$$

2) Ved konstant indkomstfordeling (i MISKMASK-forstand, jf. afsnit 4) er

$$\delta kpf / \delta(\frac{Yse}{Usye}) = -\delta kpf/\delta P_1 ,$$

dvs. at hvis $(\frac{Yse}{Usye}/P_1)$ er konstant, er kpf konstant.

rettede bidrag fra hhv. enlige pensionister og overførsler mellem ægtefæller. Det er derfor svært at bedømme den samlede effekt; forskellige foreløbige beregninger har vist sig at støtte en forhåndsformodning om, at de enlige pensionister vejer tungest, således at kpf vil variere med forholdet mellem indkomst og fradrag[1]. Hvis dette forhold er nogenlunde konstant, kan kpf med rimelighed antages konstant, såfremt andre forhold ikke spiller ind.

Historisk set er forløbet af kpf temmelig stabilt, jf. tabel 4, række (4). I starten af 70'erne svinger kpf noget, men efter skattereformen i 1975, der betød et større almindeligt personfradrag og et relativt lavere forhøjet fradrag og i øvrigt betød en forenkling af reglerne, har kpf været uhyre stabil med en svagt faldende trend. De ovenfor nævnte foreløbige beregninger tyder på, at den faldende trend kan tilskrives et fald i massen af overførte fradrag, rimeligvis på grund af en stigende erhvervsfrekvens for gifte kvinder.

3. Skatteskalaen i MISKMASK 1970-78

Ud fra retningslinierne i afsnit 1 og 2 i dette appendix kan skatteskalaen i MISKMASK opstilles for årene 1970-78, jf. tabel 5.

Tabel 5. Progressionsgrænser i MISKMASK 1970-78

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
1./2. trin	7339	7730	8140	8101	8494	11201	13366	15358	16143
2./3. trin	24339	25230	26640	27901	29380	50050	59550	66850	71050
3./4. trin	37339	38530	40740	43201	45380	90050	107150	120350	127850
4./5. trin	77339	79730	84340	89601	94680	-	-	-	-

For årene 1970-74 er der taget det faste standpunkt, at alle grænser fra tabel 2 tillægges det gennemsnitlige beregningsfradrag fra tabel 4, der tillige indskydes som 1. progressionsgrænse. Denne fremgangsmåde indebærer en lidt urealistisk antagelse om, at det gennemsnitlige beregningsfradrag er ens for alle indkomstgrupper. I årene 1975-78 er gennemsnitsfradraget fra tabel 4 blot indskudt som en første grænse, idet de højere grænser dog er tillagt 50 kr. for afrundingen.

- - - - - - - - - - - - - - -

1) Grundlaget for disse beregninger har været en opsplitning af indkomstfordelingen på pensionister, gifte kvinder og andre i 1978. I beregningerne anvendtes de delvist skønnede tal $N = 3125$, $N_2 = 300$, $N_3 = 1$ og $O = 3950$.

4. Fremskrivninger af skatteskalaen i MISKMASK

De eksogene faktorer i MISKMASK ved fremskrivninger er den personlige indkomstfordeling i basisåret, en fælles vækstfaktor for de personlige indkomster og skatteskalaen. Af disse eksogene faktorer er kun skatteskalaen tænkt som et egentligt instrument for den økonomiske politik. En sådan fortolkning af skatteskalaen kræver, at værdien af progressionsgrænserne må være kontrolleret af de planlæggende myndigheder; som nævnt i afsnit 2 i dette appendix gælder dette imidlertid ikke i fuldt omfang for første progressionsgrænse, idet denne må opfattes som produktet af en instrumentvariabel (det almindelige personfradrag) og en korrektionsfaktor (kpf), der ikke fuldt ud er under myndighedernes direkte kontrol, jf. formel (A.2) i afsnit 2 i appendix

I de fleste fremskrivningssituationer er dette forhold ikke særlig vigtigt. Oftest vil fremskrivningen finde sted under forudsætning af uændret lovgivning om progressionsgrænserne; i så fald fremskrives basisårets skatteskala blot efter reglerne om pristalsregulering af skatteskalaen. Dette indebærer, at forholdet mellem indkomst og personfradrag ikke forrykkes væsentligt, og derfor kan kpf i disse situationer antages uændret, med mindre der antages at være forskydninger i andelen af betalende skatteydere, der er enlige pensionister eller gifte kvinder[1].

Ved egentlige diskretionære ændringer i personfradragene - eller fx i kredsen af pensionsberettigede - bør kpf omvurderes efter formel (A.2).

- - - - - - - - - - - - -

1) Eller i de gifte kvinders erhvervsfrekvens; som nævnt i afsnit 2 tyder meget på, at den væsentligste kilde til trenden i kpf er en faldende masse af overførte fradrag mellem ægtefæller.

Oplæg til en mindre omformulering af ADAM´s skattefunktion

Skattefunktionen i ADAM er efterhånden temmelig omfattende og skal ikke skrives op her. Der henvises til referencer i ADAM-mar81-notatet. Funktionen bestemmer såvel forskuds- som slutskatterne, og principperne for begge bestemmelser er praktisk taget ens: Fra en formodel kendes andelene af skattepligtig indkomstmasse i skatteskalaens intervaller i en udgangssituation (bys10,.,bys50) samt disse andeles følsomhed over for en ændring i indkomsten på 1 pct. fra udgangsniveauet (bys11,...,bys51). Idet disse indkomstandele kombineres med oplysninger om skattesatserne på skatteskalaens forskellige trin, kan den gennemsnitlige og marginale beskatning af indkomstgrundlaget udregnes.

I det følgende foreslås en omformulering af skattefunktionen, som vil bringe denne logik tydeligere frem. Der er ikke tale om nogen ændring af skattefunktionens egenskaber, men udelukkende om en matematisk omformulering, der altså i princippet ikke flytter så meget som en krone. Der er dog i forhold til den nuværende formulering foretaget en ekstra linearisering af bestemmelsen af trækprocenten tsal; dette forenkler ligningen en del, og det har ingen nævneværdig numerisk betydning[1].

Følgende relationer foreslås:

(1) $$tsy0 = (1-bys10)*(tsp+tsk) + tsu * \sum_{i=2}^{5} bys(i)0*tsu(i) ,$$

hvor tsy0 er den gennemsnitlige skattesats i formodellens udgangskørsel,

(2) $$tsy1 = 100*(tsu * \sum_{i=2}^{5} bys(i)1 * tsu(i) -bys11*(tsp+tsk)$$

hvor tsy1 er den del af den marginale skattesats, der ligger over tsy0, beregnet ud fra en afvigelse i indkomsten på 1 pct. fra udgangsskønnet,

(3) $$tsa10 = tsy0/(1-bys10),$$

hvor tsa10 er trækprocenten i formodellens udgangskørsel,

- - - - - - - - - - - - - -

1) Ved afvigelser på 5 pct. mellem den simulerede indkomst og formodellens udgangsskøn for samme er forskellen på tsal af størrelsesordenen 0.1 promille i de to formuleringer. Dette er i overkanten af, hvad der forekommer i praksis.

(4) tsall =((tsy0 + tsyl*0.01)/(1-bysl0-bysl1) - tsal0)*100

hvor tsall er stigningen i trækprocenten ved en afvigelse fra udgangsskønnet for Yaf på 1 pct.,

(5) $$kbyaf = \frac{Yaf * Usye(-1) * pcr2e(-1)}{Yafe * Usy(-1) * pcr2(-1)} - 1 ,$$

hvor kbyaf er en hjælpevariabel, der angiver afvigelsen mellem den simulerede Yaf og udgangsskønnet Yafe efter korrektion for antallet af skatteydere og pristalsreguleringen,

(6) Sbaf = (tsy0 + tsyl*kbyaf) * Yaf * ksbaf + Jsbaf ,

(7) tsal = (tsal0 + tsall*kbyaf)*ktsal ,

(8) Sba = (Sbaf + tsal*(Ya-Yaf))* ksba (som hidtil) ,

(9) $$kbys = \frac{Ys * Usye * pcr2e(-1)}{Yse * Usy * pcr2(-1)} - 1 ,$$

hvor kbys er parallel til kbyaf, men for skattepligtig indkomst, samt

(10) Ssy = (tsy0 + tsyl*kbys)*Ys*kssy .

Ligningerne for tsy0,tsyl, tsal0, tsall, kbyaf og kbys er nye, mens ligningerne for bysl,..,bys5 og byafl,..,byaf5 udgår. Antallet af endogene variable falder således med fire, mens de eksogene variable er de samme.

Resultatet af omformuleringen er altså et beskedent fald i antallet af endogene variable samt en mere gennemsigtig logik i skattebestemmelsen. Det er imidlertid ikke disse små fordele, der gør det umagen værd at foretage omformuleringen, men derimod de mere langsigtede gevinster. Læseren bedes nemlig bemærke, at de fire centrale skattesatser tsy0, tsyl, tsal0 og tsall <u>udelukkende afhænger af eksogene variable</u>. De kan derfor bestemmes i en formodel uafhængigt af ADAM. Eftersom parametrene bysl0,..., bys50 og bysl1,..,bys51 i forvejen bestemmes i en formodel, vil det på et eller andet tidspunkt være naturligt at samle bestemmelsen af de centrale skattesatser i et integreret formodelsystem

Dette ville nedbringe antallet af eksogene variable i den centrale model, og derved ville det lette brugen af modellen for de brugere, der ikke ønsker at anvende den meget detaljerede specifikation af instrumenter i skatteudskrivningen, men fx. i stedet vil nøjes med at specificere værdierne af den gennemsnitlige og den marginale skattesats. Desuden ville det muliggøre en endogenisering af skatterne tilbage til ruder konge var knægt. Den nuværende skattefunktion er jo kun operationel fra og med kildeskattens indførelse i 1970, mens en mere afklaret skillelinie mellem formodellen og den centrale model vil gøre hovedmodellen robust over for sådanne institutionelle ændringer. Det skulle i hvert fald være en overkommelig opgave en gang med tiden at skønne over tsy0 og tsy1 (svarende til hhv. gennemsnitlig og marginal skattesats) en årrække tilbage i tiden.

En eventuel overflytning af de nævnte ligninger til en formodel må selvfølgelig afvente, at vi får opstillet et samlet formodelsystem for skatterne. Selve omformuleringen af ligningerne kan dog foretages stort set uden omkostninger.

Danmarks Statistik
6. kontor

13/8 -80
JAO/jao

Hovedtræk af råvareleverancerne i Danmark 1966

Et dominerende træk ved mange diskussioner i forbindelse med IO-tabeller og -modeller er, at meget få mennesker har arbejdet så intest med de mange tal, at det fornødne overblik er til stede; det mangler i hvert fald for undertegnede. I et sidste desperat forsøg på at trænge igennem taljunglen har jeg forsøgt at opstille 37-sektor-tabellen for 1966 i et flow-diagram, jf. figur 1.

Det bemærkes, at grundlaget for figuren er IO-tabellen med eksoge konkurrerende import, dvs at en sektor er defineret som et indenland erhverv plus de importleverancer, som det direkte konkurrerer med. Leverancerne må derfor tolkes som en slags potentielle leverancer.

Ved opstillingen er der anvendt en række forenklende principper:

1) Egenleverancerne (fra en sektor til sig selv) er udeladt af overskuelighedshensyn. Det er ofte meget store leverancer.

2) Kun strømme på 100 mill. kr. (1966-priser) og derover er medtaget Visse strømme af størrelsesordenen 100 mill. kr. er dog udeladt, fordi de ville komplicere diagrammet unødigt.

   Det bemærkes, at meget "tværgående" sektorer med mange - men små - leverancer på denne måde vil indgå med lille vægt i kredsløbet. Navnlig sektorerne for handel, transport, energi og dele af forretningsservice er præget af dette forhold.

3) Leverancerne til endelig anvendelse er ikke indtegnet. Dette kunne give anledning til fejlvurdering af sektorens økonomiske betydning, så derfor er der i "kassen" for hver sektor angivet fire nøgletal:

   (1) Dens samlede leverancer til input i andre indenlandske sektorer (altså ekskl. egenleverancen). Sammenholdes dette tal med summen af de udgående strømme, kan diagrammets dækningsgrad vurderes.

   (2) Dens samlede leverancer til indenlandsk endelig anvendelse.

   (3) Dens leverancer af konkurrerende importvarer (angives som negativt beløb).

   (4) Dens leverance til eksport.

   Summen af (1) - (4) giver sektorens indenlandske produktionsværdi i basispriser (ekskl. egenleverancen).

4) Visse sektorer er på grund af ringe størrelse eller andre særlige forhold udeladt. det gælder

a) Gummiindustri (nr. 3000, prod. værdi. 300 mill. kr.), der er udeladt på grund af ringe størrelse. Den modtager mest tekstil- og kemisk industri og leverer mest til maskinindustri og landtransport.

b) Banker og forsikringsselskaber (nr. 6200, 2500 mill kr.), der kun leverer og modtager inputs til sig selv.

c) Private samfundstjenester (nr. 8200, 1700 mill kr.), der - pånær nogle dyrlæger - ikke leverer eller forbruger inputs af betydning.

d) Hoteller m.v. (nr 8510, 2800 mill. kr.), der indgår lidt mystisk og i øvrigt vil blive behandlet anderledes fremover idet deres køb af mad- og drikkevarer bliver ført direkte til endelig anvendelse.

e) Husholdningsservice (nr. 8540, 1900 mill. kr.), der ikke modtager eller leverer inputs af betydning.

f) Offentlige sektor (nr. 9002, 9019 mill. kr.), der ikke indgår i råvarekredsløbet.

Nogle interimistiske kommentarer til diagrammet

Sektorerne grupperer sig for så vidt ret klart, men med tydelige grænseflader, der nok fortrinsvis skyldes nationalregnskabets aggregeringsnøgle.

Landbrug, fiskeri, næringsmidler og nydelsesmidler danner en temmelig isoleret gruppe af fødevareorienterede sektorer. Grænsefladen er her den kemiske industri, hvis leverancer domineres af inputs til landbruget og næringsmiddelindustrien, men som dog har betydelige leverancer til eksport, bygge- og anlæg (maling) samt mange småleverancer til de øvrige fremstillingssektorer. Det ville være nærliggende at søge sektoren spaltet i en gødnings- og en restsektor.

Desuden er der en relativt velafgrænset jern- metal- og maskinindustri, der dels leverer transportmidler, dels leverer til bygge- og anlægssektoren. Grænsefladen er her transportmiddelindustrien og til dels maskinindustrien, der leverer til landbrug, handel og transport (reparationer af biler og maskiner?). Der synes at være muligheder for en sektor omfattende jern- metal- kabel- og trådindustri og en maskin- og transportmiddelsektor, men det må indebære en oversav-

ning af elektroindustrien, der nu også er en rodet affære; kabelfabrikker og B&O hører ikke særlig naturligt sammen.

Grupperne handel, transport, bygge- og anlæg samt boligbenyttelse giver sig selv.

Den næste gruppe omfatter sektorer, der næsten udelukkende levere til bygge- og anlægssektoren; det drejer sig om råstofudvinding, sten- ler og glasindustrien, træindustrien og (!) forretningsservice Den sidste leverance er et underligt fænomen, der mest skyldes den rodede karakter af sektoren forretningsservice; denne omfatter rådgivende ingeniører, arkitekter, advokater, revisorer, databehandling og reklamebureauer. Leverancen på 500 mill. kr. fra grafisk industri er fra dag- og ugeblade og går uden tvivl til reklamebranchen. Leverancen på en mia. til bygge- og anlæg må derimod være ingeniører og arkitekter i det omfang, sådanne stadig anvendes, samt broderparten af advokaterne. Problemet er alvorligt, fordi det fejlindplacer hele papir- og grafikbranchen som stærkt afhængig af svingninger i byggeaktiviteten; det må være næsten bydende nødvendigt at få udskilt en sektor af de byggerispecifikke serviceerhverv.

De resterende sektorer som tekstiler, møbler, energi m.v. hænger næsten frit i luften og kan jongleres med ret frit.

Opmærksomheden henledes dog på, at eksport- og importhensyn kan være vigtigere end ovennævnte diagramæstetik.

Ya som basisvariabel

I datagrundlaget for de hidtidige modelversioner med ny skattefunktion har A-indkomsterne ved slutligningen, Ya, været bestemt som et simpelt aggregat af andre ADAM-variable:

(1) $$Ya = (W + Tdag + Tpen + Tqs) kya ,$$

hvor kya er en faktor til korrektion for eventuelle niveaufejl. Da der ikke har foreligget noget statistisk materiale om Ya, har kya forlods været sat til en; i forbindelse med overgangen til versioner på nyt NR-grundlag ændredes kya dog til o.96.

Argumentationen for dette var, at Ya indgår i den meget følsomme ligning til bestemmelse af de indeholdte A-skatter:

(2) $$Sba = Sbaf + tsa (Ya - Yaf) .$$

Sbaf og Yaf er henholdsvis A-skatter og A-indkomster ved den ordinære forskudsregistrering; kvoten tsa er den gennemsnitlige, vejede trækprocent for A-indkomster, korrigeret for frivillige ændringer i forskudsregistreringen. Da lønsummen W hævedes noget ved overgangen til det nye NR, forstyrredes forholdet mellem Ya og Yaf, hvorfor tsa, der historisk bestemmes residualt af (2), faldt kraftigt. Derfor nedsatte vi kya til o.96 ud fra den forudsætning, at en rimelig værdi af tsa i 1976 var o.35. Dette viste sig ikke at være helt vanvittigt.

I mellemtiden har DQS af uransagelige kanaler fremskaffet tal for Ya for perioden 1974-78. Disse tal, der stammer fra skattestatistikkens kildemateriale, er gengivet i tabel 1. Samtidig er angivet nogle alternative tal for Ya, stammende fra indkomststatistikken. Ud over den velkendte niveauforskel i de to systemer passer tallene forbavsende godt. Tallene fra indkomststatistikken er derfor i niveaukorrigeret form brugt til at forlænge DQS-serien tilbage til 1970. Metoden fremgår af tabellen.

Efter således at have fået en basisværdi for Ya er størrelserne kya og tsa beregnet residualt af (1) og (2). Korrektionsfaktoren kya ser forbavsende smuk ud i perioden 1970-75. Fra 1976 stiger den desværre dramatisk. Problemet kunne være fejl i de foreløbige W-tal, men det slår også ud i tsa, der kun hviler på skattetal. Forskydninger i forskudsregistreringen skulle ikke påvirke kya. Er der nogen, der har en forklaring?

Serien for Ya er indlagt i ADAMBK. ved den nylige revision.

Tabel 1. Indkomster fra ADAMDK, DQS og Indkomststatistikken m.v.

	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979
(1) Y_S^{DQS} 1)	75800*	84895	94913	109042	127352	146268	164326	182750	202650	
(2) Y_S^{INDK} 1)	75633	84179	93196	107670	125150	144205	162638	180553	200407	
(3) (1)/(2)	1.0022*	1.0085	1.0184	1.0127	1.0176	1.0143	1.0104	1.0122	1.0112	
(4) Y_a^{DQS} 1)					120398	139216	157973	177676	199251	
(5) Y_a^{INDK} 1)	68936	79082	87608	100768	118945	138022	156776	176644	199067	
(6) (4)/(5)					1.0122	1.0087	1.0076	1.0058	1.0009	
(7) (3)/(6)					1.0053	1.0056	1.0028	1.0064	1.0102	
(8) Y_a 2)	69155	79334	88750	101510	120398	139216	157973	177676	199251	
(9) Y_a^{SK} (K_{ya}=1.0)	73668	83418	93444	107653	126906	147284	165639	184656	204355	
(10) K_{ya}	.9387	.9510	.9498	.9429	.9487	.9452	.9537	.9622	.9750	
(11) t_{sa}	.3372	.3509	.4027	.4023	.4120	.3222	.4097	.3361	.2335	

Anm: Efter 1973 omfatter indkomststatistikken kun fuldt skattepligtige helårsansættelser (1)
1) INKL. SOMMERHUSINDKOMST (FOR INDKOMSTSTATISTIKKEN DOG KUN FOR 1974).
2) FRA OG MED 1974 = Y_a (DQS); FOR 1974 = Y_a (INDK) · (3) / 1.0053.

KILDE: DQS, ADAMDK SAMT SE 1973:12 OG ST.T. „INDKOMSTER OG FORMUER" FRA 1974.

JAO/jao
23/5 1980

NOGLE TOMMELTOT-BETRAGTNINGER OM AGGREGERING AF IO-TABELLER

1. Problemstilling

Aggregeringsniveauet eller detaljeringsgraden er et meget omdebatteret problem i forbindelse med opstillingen og anvendelsen af input-output-tabeller. Det dominerende træk i diskussionen har været en bred erkendelse af, at der mistes information ved aggregering over varer og erhverv, men at en eller anden form for aggregering er uomgængelig af hensyn til det praktiske arbejde med IO-modellen, specielt hvis IO-koefficienterne ønskes endogeniseret. Et af symptomerne på dette skisma er en omfattende litteratur over emnet "betingelser for konsistent aggregering",af hvilken "separabilitets"-knoppen måske for tiden er det vildest voksende skud. Da undertegnede har svært ved at se nogen overbevisende adfærdsmæssig tolkning af begrebet ud fra sin foreliggende baggrund, tages i stedet udgangspunkt i nogle stærkt subjektive, hjemmefabrikerede lommefilosofier med baggrund i kritikken i Vastrup(1978) af anvendelsen af IO i makroøkonometriske modeller.

Opmærksomheden henledes derfor på, at mange argumenter rimeligvis er fejlbehæftede.

I resten af dette afsnit redegøres for nogle principper i forbindelse med opstilling og brug af IO-modeller, specielt kontosystemets skelnen mellem vare- og erhvervsfordelte leverancer samt teknologivalget. Nogle uheldige konsekvenser af valget af en erhvervsteknologi skitseres kort.

I afsnit 2 diskuteres aggregering af henholdsvis erhverv og varer inden for rammerne af et univers, hvor alle koefficienter er stabile på det mest disaggregerede niveau. Herunder omtales den traditionelle IO-aggregeringsfilosofi.

I afsnit 3 undersøges uformelt muligheden for at aggregere ustabile koefficienter til nogle mere stabile. Hovedtesen er her, at både sælger- og købersiden må tilgodeses. Vastrups kritik og AMC's svar på samme forsøges vurderet. Sluttelig præsenteres lidt empiri og nogle forsigtige konklusioner.

Der er grund til at knytte nogle kommentarer til opdelingen af produktionskontoen i en erhvervs- og en varekonto, idet denne opdeling dækker over et helt fundamentalt dataproblem. En anvendende enhed (køber) kan normalt godt oplyse, hvilke varer den køber, men ikke hvorfra disse varer stammer; specielt fordi varerne ofte sælges igennem en grossist. Omvendt ved en producerende enhed (sælger) som regel, hvilke varer den producerer, men ikke hvem der køber dem i sidste ende (igen optræder en grossist som mellemmand). Hvis hver producerende enhed kun fremstillede en enkelt vare, kunne alle køb og salg således udmærket placeres i systemet. En sådan en-til-en-korrespondence mellem vare og erhverv vil man imidlertid kun undtagelsesvis finde i praksis, fordi mange virksomheder (producerende enheder) fremstiller flere varer simultant. I så fald vil de foreliggende oplysninger sjældent være tilstrækkelige til en fuld indplacering. Problemet er ikke kun af statistisk karakter, men er også et udtryk for, at det selv inden for den enkelte virksomhed kan være umuligt at fordele ressourceforbruget på de forskellige outputvaretyper.

Den statistiske side af problemet er i SNA løst ved, at anvendelsesoplysninger registreres varefordelte, mens produktionsoplysninger fundamentalt registreres erhvervsfordelte. Den erhvervsfordelte tilgang transformeres så til en varefordelt tilgang i matricen V, før den går til de forskellige anvendelser, jf. fig. 1.
I det danske system har vi af forskellige grunde, hvoraf den vigtigste er integration af importoplysninger, valgt at arbejde på et betydeligt mere detaljeret vareniveau (ca. 4000 varer) end erhvervsniveauet (130 erhverv). Da erhvervsklassifikationen i vid udstrækning er foretaget efter outputvarens art, burde det være muligt at finde et aggregeringsniveau for varer og erhverv, hvor den tilstræbte en-til-en-korrespondence er til stede i en rimelig grad, svarende til, at erhverv x vare tilgangsmatricen V er diagonal eller kun har et element i hver søjle forskellig fra nul.

Før den egentlige omtale af IO-modellerne påbegyndes, skal grupperingen af de endelige anvendelser nævnes (dvs kriterierne for søjleinddelingen i matricen F, jf fig. 1). Det skal bemærkes, at kriteriet er todimensionalt: Det første kriterium er institutionelt, dvs hvem køberen er. Der er i systemet fire muligheder: husholdninger (forbrug), erhverv (investeringer), det offentlige (varekøb) og udlandet. Hver af disse købende sektorer kan i princippet købe en hvilken som helst vare, og derfor ville det sådan set være rimeligere at definere fire submatricer af F som F^c, F^i, F^o og F^e. Inden for hver af disse matricer er grupperingskriteriet varens art; således kan en given vare inden for hver submatrice kun leveres til netop en søjle. De varer, der aggregeres sammen til en anvendelseskategori vil enten være helt komplementære eller nære substitutter; i det første tilfælde, fordi efterspørgselen efter to komplementer følges ad, i det andet tilfælde fordi efterspørgselen efter fuldstændige substitutter varierer omvendt proportionalt og således summer til en konstant.

Det danske IO/NR-system er opbygget således, at den samlede varetilgang på et meget detaljeret niveau og i alle anvendelser kan opdeles på indenlandsk produktion og import, jf fig. 1. Dette system lægger op til konstruktion af IO-modeller med endogen import. Af nemhedsgrunde vil argumentationen i resten af dette papir imidlertid foregå inden for rammerne af en model med eksogen import. Dette indebærer, at importen opfattes som en søjlevektor af negative endelige anvendelser, dvs yderligere en submatrix F^m med ikke-positive elementer. I det følgende gælder således, at hvert enkelt element i U og F- matricerne indeholder leverancer af både indenlandsk producerede og importerede varer, samt at

(1) $$F = [\ F^c\ F^i\ F^o\ F^e\ F^m\ ],$$

hvor hver af submatricerne er (vare x varegruppe).

De mere realt betonede aggregeringsovervejelser er næppe påvirkede af en sådan bogholderiteknisk finesse.

b. Konstruktion af IO-tabellen (teknologiantagelsen).

Det bogholderimæssige tri ck med opdelingen af produktionskontoen i en erhvervs- og en varekonto løser naturligvis ikke det produktionsteoretiske problem med fordelingen af et erhvervs vareinput-forbrug på flere forskellige outputvarer. Når sammenhængen mellem inputs og outputs skal modelleres, må der gøres antagelser om denne sammenhæng, før systemet kan lukkes. Interessen samler sig her om (erhverv x vare) tilgangsmatricen V. De to meget håndfaste antagelser, der kan gøres, er

1. "Erhvervsteknologien" : Alle leverancer fra et givet erhverv har samme inputstruktur, såvel af varer som af primære inputs. Uanset, hvilken vare der leveres af det pågældende erhverv, er inputstrukturen altså den samme, svarende til, at alle leverancer i en given række i V-matricen produceres med den samme inputstruktur.
2. "Vareteknologien" : Alle leverancer af en given vare er produceret med samme inputstruktur, såvel af råvarer som af primære inputs. Uanset, hvilket erhverv, der har leveret varen, er inputstrukturen den samme, svarende til, at alle leverancer i en given søjle i V-matricen produceres med den samme inputstruktur.

For råvarekredsløbets vedkommende synes vareteknologien umiddelbart at foretrække, men for primære inputs (arbejdskraft og kapitalforbrug) er problemstillingen mindre klar; samme anlæg og samme bemanding kan jo ofte producere flere forskellige varer. Hvis der produceres netop en vare pr. erhverv, er de to antagelser identiske, idet V-matricen så er diagonal. Erhvervsteknologien har den klare fordel, at den tillader flere varer end erhverv, og derfor har det danske NR valgt denne løsning. Heraf følger naturligt, at de danske tabeller vil være af (erhverv x erhverv) typen. Vareteknologien skal derfor ikke uddybes her; interesserede henvises til T. Gigantes (1972), der ligeledes udvikler en model med blandet teknologiantagelse

Normalt omfatter erhvervsteknologiantagelsen også en antagelse om, at produktionsfunktionen for hvert erhverv er limitational og homogen af 1. grad, dvs

(2) $$U = B\hat{\underline{g}}$$ [1]

(3) $$S = Y\hat{\underline{g}} \quad ,$$

hvor B og Y er koefficientmatricer for hhv. råvarer og primære inputs, uafhængige af $\hat{\underline{g}}$ og evt. ændringer i relative priser.

Erhvervsteknologien er - i modsætning til vareteknologien - ikke tilstrækkelig til at lukke råvarekredsløbet, fordi B-matricen er rektangulær (vare × erhverv). Der er derfor brug for en omregningsnøgle, som angiver, hvilke erhverv, der leverer råvarerne. Til dette formål vender vi tilbage til matricen V. Når alle leverancer i en given række i V har samme inputstruktur, rummes al den nødvendige information i den søjlevise fordeling i V. Som omregningsnøgle bruges derfor V-matricen, normeret med søjlesummerne:

(4) $$D = V\hat{\underline{q}}^{-1} \quad .$$ [2]

I denne matrix viser den j'te søjle, i hvilke andele vare j leveres af de forskellige erhverv. Den kaldes derfor <u>markedsandelsmatricen</u>. Hvis D antages uafhængig af $\underline{q}$ og af $\underline{g}$ og de relative priser, kan (erhverv × erhverv) råvarematricen A estimeres ved

(5) $$A = DB \quad ,$$ (jf note 2)

der er uafhængig af $\underline{g}$, $\underline{q}$ og de relative priser. At markedsandelene skulle være uafhængige af de relative priser er en hamber antagelse, og ca en tredieděl af kritikken i Vastrup(1978) går på dette problem. Ved fremskrivninger må D og B-matricerne desuden forudsættes uafhængige af tiden.

<u>c. Matricerne for endelig efterspørgsel</u>

Når råvarematricen A har dimensionen (erhverv × erhverv), må den endelige efterspørgsel også foreligge erhvervsfordelt. Kildematerialet er imidlertid (vare × endelig anvendelse) matricen F, der må transformeres som B-matricen, dvs med en venstremultiplikation med D. Herved kommer en lille ekstra forudsætning tydeligt

- - - - - - - - - - - - - -

1) tegnet ^ angiver en diagonalisering.

2) En mere udførlig begrundelse for anvendelsen af D kræver analyse af hvert element i (erhverv × erhverv) IO-tabellen A og overlades til læseren.

frem, idet det må forudsættes, at markedsandelene er de samme i alle anvendelser. Specielt for eksport-submatricen F^e er denne antagelse vel tvivlsom.

Normalt er det uden interesse at skønne over alle elementer i matricerne F og S_f for den endelige anvendelse. I stedet vil interessen samle sig om værdierne af efterspørgselskomponenterne i $\underline{f}$-vektoren, jf. tabel 1. Når disse skal transformeres til efterspørgsel efter varer (og senere sektorproduktion) vil man ofte antage

(6) $$F = E\hat{\underline{f}}$$

(7) $$S_f = Y_f\hat{\underline{f}} ,$$

(parallelt med (2) og (3)) hvor E og Y_f er koefficientmatricer for hhv. varer og primære inputs direkte til endelig anvendelse, uafhængige af $\underline{f}$ og de relative priser. Mens stabiliteten i råvarematricerne kan begrundes med limitational produktion, må det betragtes som utænkeligt, at efterspørgselsmatricerne er helt konstante, svarende til fuld komplementaritet af alle varer. En undtagelse er stykafgiftssatser, der vil give stabile Y_f-koefficienter, hvis $\underline{f}$ er i faste priser. Koefficientmatricerne, svarende til leverancematricerne i tabel 1, ses i tabel 2.

Tabel 2. Koefficientmatricer for leverancer af varer og tjenester

Fra \ Til	Varer (4000)	Erhverv (130)	Endelig anvendelse
Varer (4000)		$B = U\hat{\underline{g}}^{-1}$	$E = F\hat{\underline{f}}^{-1}$
Erhverv (130)	$D = V\hat{\underline{q}}^{-1}$	(DB)	(DE)
Primære inputs		$Y = S\hat{\underline{g}}^{-1}$	$Y_f = S_f\hat{\underline{f}}^{-1}$
I alt	1.0	1.0	1.0
Leverance	$\underline{q}'$	$\underline{g}'$	$\underline{f}'$

d. Anvendelsen af IO-tabeller i makromodeller

IO-tabellers anvendelse i makromodeller falder i to klart adskilte områder: Mængdebestemmelse og prisbestemmelse.

I bestemmelsen af modellens mængdestørrelser indtager sammenbindingen af varemarkedets efterspørgsel den helt dominerende rolle - i hvert fald i ADAM. Med de hidtil anvendte symboler kan modellens ligevægtsbetingelse for varemarkedet skrives som

$$\underline{g} = DB\,\underline{g} + DE\,\underline{f} \quad , \tag{8}$$

hvor venstresiden er det erhvervsfordelte vareudbud og højresiden er den erhvervsfordelte efterspørgsel efter hhv. råvarer og færdigvarer. Kredsløbet i modellen er, at efterspørgselskomponenterne i $\underline{f}$ bestemmes af adfærdsrelationer, hvorefter de transformeres til en erhvervsfordelt efterspørgsel med matricen DE. Denne efterspørgsel imødekommes pr. modelforudsætning af et fuldkomment elastisk udbud, der yderligere trækker en råvareefterspørgsel med sig.

Vastrup(1978) kritiserer denne struktur for at være inkonsistent med økonomisk teori: Der kan ikke indgå variable relative priser i adfærdsrelationerne for komponenter i $\underline{f}$ samtidig med, at koefficienterne i DE-matricen forudsættes konstante. Hans argumenter er af meget generel karakter og kan for så vidt også udstrækkes til at gælde DB-matricen, dvs at der er tale om indvendinger mod IO i al almindelighed. Bemærk, at slige argumenter om relative priser selvfølgelig ikke kan gælde leverancer til forskellige købere; derfor kan argumentationen kun gælde aggregering inden for søjlerne i de enkelte submatricer DE^c, DE^i, DE^o DE^e og DE^m; der tænkes selvfølgelig specielt på forbrugsmatricen DE^c.

Det vil fremgå af senere afsnit, at undertegnede er enig i kritikken for så vidt, den gælder svingninger i koefficienterne på grund af svingninger i D-matricens markedsandele, dvs substitution på sælgersiden. Til gengæld synes kritikken for firkante hvad angår substitution på købersiden, dvs i den varefordelte E-matrices koefficienter. Vastrup skelner ikke mellem disse to aspekter, selv om de fleste af argumenter angår substitution på købersiden.

En anden anvendelse af IO til mængdebestemmelse - der dog vi råvarekredsløbet og måske importen er knyttet til sammenbindingen - er udnyttelse af oplysningerne om erhvervenes anvendelses struktur af produktionsfaktorer, inkl. primære inputs[1]. I ADAM har denne type IO-anvendelse ikke været udbredt på trods af, at den ikke byder på større filosofiske problemer; forholdet skyldes formentlig, at dynamikken anses for meget vigtig i dette hjørne af modellen.

Langt større problemer rejser sig ved anvendelse af IO til prisbestemmelsen. Mange focuserer på den generelle indvending, at implicitte NR-deflatorer er indeks med løbende vægte (Paasche indeks), mens IO-modelberegnede prisindeks er med faste vægte (Laspeyresindeks). Dette problem skal ikke tillægges nogen betyd ning her; hvis Laspeyresindekset for praktiske formål er en ove grænse og Paascheindekset er en undergrænse, er et blandingsindeks forhåbentlig en gylden middelvej - "Folke-Tim's idealindeks

Prisdannelsen i en IO-prismodel foregår i to tempi. Først dan nes sektorprisindeks p_g ud fra indeks for de primære omkostnings elementer p_y ved

- - - - - - - -

1) Hertil regnes en evt. importbestemmelse ved hjælp af IO-model ler med endogen import.

(9) $$\underline{p}_g' = A\,\underline{p}_g' + Y\,\underline{p}_y' \quad .$$ 1)

Dernæst kan priserne på efterspørgselskomponenterne, $\underline{p}_f$, findes ud fra sektorpriser og inputpriser under forudsætning af at et givet erhverv leverer til samme pris til alle anvendelser Dette trin kaldes prissammenbindingen:

(10) $$\underline{p}_f' = DE\,\underline{p}_g' + Y_f\underline{p}_y' \quad .$$

I ADAM har sektorpriserne traditionelt været bestemt i stokastiske adfærdsrelationer frem for IO-relationer; grunden er ve at dynamikken og efterspørgselspresset vurderes at have en kraftig indflydelse. Her skal blot i forbifarten forfægtes det stand punkt, at alle "rigtige" omkostningselementer bør indgå med fuld overvæltning som i en IO-prismodel; den egentlige adfærdsrelation bør kun omfatte indekset for udviklingen i restindkomsten.

Et ofte forfægtet standpunkt er, at en pris knytter sig til en vare, og at en sektorpris følgelig er noget underligt noget. Argumentet kan tilbagevises med, at at prisfastsættelsen rent faktisk foregår på virksomhedsniveau, og at to forskellige varer der leveres fra den samme virksomhed, næppr har uafhængig prisfastsættelse. Men selv om den samlede sektorpris - under en erhvervsteknologi - kan have udmærket mening, bliver fordelingen af sektorprisstigningen på erhvervets forskellige outputvarer et tungt problem.

Problemet har fatale konsekvenser for <u>prissammenbindingen</u>. Her antages som nævnt, at alle leverancer fra et givet erhverv - uanset af hvilken vare - sker til <u>sektor</u>prisen. Dette indebærer, at hvis en vare leveres fra mere end et erhverv (dvs at dens søjle i D-matricen har mere end et ikke-nul element)

1) Tegnet ′angiver transponering til rækkevektorer.

leveres den til flere forskellige priser fra de forskellige erhverv; og dette vel at mærke uden at markedsandelene må ændre sig. Her må Vastrup have ret; selv på kort sigt er en sådan antagelse urimelig. En langt rimeligere hypotese er, at hovedleverandøren af en vare er prisfører, som de mindre leverandøre retter sig passivt efter. Dette behøver ikke at være uforenelig med en omkostningsbestemt sektorpris, hvis virksomhederne hiver ind på gyngerne (hovedproduktet), hvad de sætter til på karusellen (biprodukterne). Alt i alt udgør prissammenbindingen et meget stærkt argument for, at hver vare kun må leveres af et erhverv, dvs at D-matricen kun må indeholde ettaller og nuller (et ettal i hver søjle). I den nuværende ADAM-version er dette kriterium opfyldt, fordi vi arbejder på aggregater af karakteristiske IO-varegrupper efter producerende erhverv. Ved kommende disaggregeringer må forholdet imidlertid tillægges stor betydning.

NOGLE TOMMELTOT-BETRAGTNINGER OM AGGREGERING AF IO-TABELLER

2. Afsnit af fire forventede. 1. afsnit er dateret 23/5 1980.

2. Aggregering i universet af konstante kvoter

Antagelsen om konstante koefficientmatricer knytter sig selvfølgelig til et ganske bestemt antal varer og erhverv, dvs et bestemt aggregeringsniveau. I dette og det følgende afsnit skal en sådan afhængighed diskuteres med specielt henblik på vareaggregeringsniveauet. Den grundlæggende forudsætning bag hele afsnit 2 er, at alle koefficientmatricerne D,B,E,Y og Y_f er konstante - dvs uafhængige af $\underline{g}$, $\underline{q}$ og de relative priser - på et niveau af 130 erhverv og 4000 varer. Dette kan forsvares ved, at alle relative priser antages konstante eller ved, at alle varer er komplementære i alle anvendelser. En sådan antagelse er selvfølgelig åbenlyst urimelig - selv på kort sigt - men den skal ses som en analytisk/pædagogisk hjælpeforudsætning. Målet er en analyse af, under hvilke forudsætninger erhverv hhv. varer kan aggregeres på en måde, så koefficienternes stabilitet bibeholdes. Andre aspekter af aggregeringsproblematikken vil ikke blive inddraget.

Hovedessensen af gennemgangen er den banale, at i en koefficientmatrice kan rækker aggregeres uden videre, mens aggregering af søjler forudsætter et fast forhold mellem de tilhørende søjlesummer (produktionsværdier). Hovedvægten bliver lagt på formel konsistens, dvs at rimeligheden af en erhvervsteknologi i praksis ikke vil blive diskuteret yderligere.

Selv om gennemgangen derfor mest er om banaliteter, har jeg valgt at give en parallel fremstilling på matrixform. Herved bliver fremstillingen urimelig indviklet, men det kan hjælpe med at holde tungen lige i munden. Alle formler kan vistnok overspringes, uden at forståelsen nødvendigvis går tabt.

a. Om aggregeringsmatricer

Dette punkt er en rent teknisk redegørelse for nogle egenskaber ved aggregeringsmatricer. Da undertegnede ikke har læst nogen litteratur om emnet, er listen givetvis mangelfuld. Rettelser og henvisninger er velkomne; det hele kan springes over uden katastrofale følger.

Ved en aggregeringsmatrice forstår jeg i det følgende en matrice, der aggregerer visse elementer i en vektor $\underline{e}$ (n×1), så der fremkommer en ny vektor $\underline{f}$ (m×1), hvor $m \leq n$. Aggregerings matricen Σ_e kan fx defineres ved, at begge betingelserne

(A) Dens elementer er enten nul eller en,

(B) $$\Sigma_e \underline{e} = \underline{f}$$

er opfyldt.

Der må gælde, at

(11) $$\underline{i}' \Sigma_e = \underline{i}' \quad ,$$

dvs at søjlesummerne er en; ellers ville totalsummen af elementerne ændre sig. Desuden er

(12) $$\Sigma_e \underline{i} = \eta \quad ,$$

hvor η er en vektor (m×1), der for hvert element i den aggregerede vektor viser, hvor mange elementer fra $\underline{e}$ det består af. En egenskab ved aggregeringsmatricer, der en gang kan vise sig af interesse er

(13) $$\Sigma_e \hat{\underline{e}} \Sigma_e' = \widehat{\Sigma_e \underline{e}} \quad ,$$

hvoraf det bl. a. ses, at

(14) $$\Sigma_e \Sigma_e' = \hat{\eta} \quad .$$

Matricen $\Sigma_e \Sigma_e'$ (m×m) er altså diagonal og dermed regulær. Derimod er matricen $\Sigma_e' \Sigma_e$ (n×n) selvfølgelig ikke regulær.

Til enhver aggregeringsmatrice, defineret ved (A) og (B), kan defineres en dual <u>disaggregeringsmatrice</u> (n×m) ved

(15) $$\Sigma_{-e} = \hat{\underline{e}}\,\Sigma_e' \,(\widehat{\Sigma_e \underline{e}})^{-1}.$$

Denne matrice er vigtig. Den indeholder mere information end aggregeringsmatricen, idet værdien af disaggregeringsmatricen er afhængig af $\underline{e}$. Det vil senere vise sig, at en betingelse for at undgå aggregeringstab kan være, at disaggregeringsmatricen er konstant. Den har dimension som Σ_e' og nuller, hvor Σ_e' har nuller. Hvis det (i,j)te element i Σ_e' er en, dvs e_i er indeholdt i f_j, er det tilsvarende element i disaggregeringsmatricen e_i/f_j, dvs basiselementets andel af sin gruppes totalsum.

Selvfølgelig gælder det, at

(16) $$\begin{aligned} \Sigma_{-e}\underline{f} &= \hat{\underline{e}}\,\Sigma_e' \,(\widehat{\Sigma_e \underline{e}})^{-1}\Sigma_e \underline{e} \\ &= \hat{\underline{e}}\,\Sigma_e' \,\underline{i} \\ &= \underline{e} \quad . \end{aligned}$$

Desuden er

(17) $$\begin{aligned} \Sigma_e \Sigma_{-e} &= \Sigma_e \,\hat{\underline{e}}\,\Sigma_e' \,(\widehat{\Sigma_e \underline{e}})^{-1} \\ &= I \qquad\qquad \text{(af (13)).} \end{aligned}$$

Derimod er $\Sigma_{-e}\Sigma_e \neq I$. Det nærmeste, man kan komme, er

(18) $$\begin{aligned} \Sigma_{-e}\Sigma_e \underline{e} &= \Sigma_{-e}\underline{f} \\ &= \underline{e} \quad . \end{aligned}$$

<u>Produktet af to aggregeringsmatricer er en aggregeringsmatrice</u>:

Hvis Σ_f (j×m) og Σ_e (m×n) er aggregeringsmatricer er

(19) $$\Sigma_f \Sigma_e = \Sigma_{fe}$$

en aggregeringsmatrice (j×n), og

(20) $$\Sigma_{-fe} = \Sigma_{-e}\Sigma_{-f}.$$

Tilsvarende kan en aggregeringsmatrice Σ_{fe} altid opdeles (hvis det er meningsfuldt) i to aggregeringsmatricer Σ_f og Σ_e, så $\Sigma_{fe} = \Sigma_f \Sigma_e$.

Al denne eksercits tjener selvfølgelig ikke noget selvstændigt formål, men den kan muligvis klargøre nogle problemstillinger senere hen.

b. Aggregering af erhverv

Antag nu, at vi ønsker at arbejde på et mindre detaljeret erhvervsgruppeniveau end de oprindelige 130, n grupper i alt. Aggregeringsnøglen, der antages givet på forhånd, kan repræsenteres ved en aggregeringsmatrix Σ_g, hvori hver søjle indeholder et ettal i rækken for netop en aggregeret erhvervsgruppe, nuller for resten. Idet toptegn n i det følgende angiver den aggregerede erhvervsfordeling, fås

(21) $$g^n = \Sigma_g g$$

(22) $$U^n = U \Sigma_g'$$

(23) $$V^n = \Sigma_g V$$

(varegrupperingen antages i første omgang uændret).

Den aggregerede IO-tabel kan udledes som

(24) $$A^n = D^n B^n \quad , \quad \text{hvor}$$

(25) $$D^n = V^n(\hat{q})^{-1} \qquad \text{(jf (4) i afsnit 1)}$$
$$= \Sigma_g D \qquad \text{og}$$

(26) $$B^n = U^n(\hat{g}^n)^{-1} \qquad \text{(jf (2) i afsnit 1)}$$
$$= B g \Sigma_g' (\widehat{\Sigma_g g})^{-1}$$
$$= B \Sigma_{-g} \ .$$

Analogt fås

(27) $$Y^n = Y \Sigma_{-g} \qquad \text{(jf (3) i afsnit 1).}$$

Det ses umiddelbart, at matricen af markedsandele, D^n, stadig vil være konstant, mens vareinputkoefficienterne B^n generelt vil afhænge af g.

Ligning (26) og (27) er udtryk for en lineær sammenvejning af søjlerne i hhv. B og Y med vægte fra matricen $\Sigma_{-g} = \hat{g}\, \Sigma_g' (\widehat{\Sigma_g g}$ Hvis det i'te erhverv er indeholdt i den j'te erhvervsgruppe er den tilsvarende vægt i Σ_{-g} lig med g_i/g_j^n , dvs erhvervets andel af produktionen i den pågældende erhvervsgruppe; ellers er vægten nul.

De aggregerede B- og Y-matricer er derfor konstante, hvis enten de sammenvejede søjler er identiske, eller vægtene er konstante. Derfor fås umiddelbart

1. Kriterium: Hvis to eller flere erhverv har samme inputstruktur af råvarer (dvs ens B-søjler), kan de aggregeres, uden at den aggregerede råvarematrice bliver ustabil. Hvis yderligere søjlerne i Y-matricen er ens, vil også den aggregerede Y-matrice være stabil.

2. Kriterium: Hvis to eller flere erhvervs produktion varierer fuldstændig proportionalt, kan de aggregeres, uden at de aggregerede input-matricer bliver ustabile.

Det første kriterium har selvfølgelig fra starten været indlysende. Det andet kriterium er svært at forestille sig opfyldt i praksis. Skal der peges på et specialtilfælde af mulig relevans, kan det fx være et erhverv, der udelukkende optræder som underleverandør af råvarer til et enkelt andet erhverv. Hvis det aftagende erhvervs tekniske koefficienter er konstante, vil de to erhvervs produktion variere proportionalt, såfremt importkvoten af den pågældende råvareleverance er konstant. Konstellationer af en sådan type er næppe særlig udbredte. Her skal dog peges på et stort og oplagt eksempel: landbruget og slagterier, mejerier m.v.

Et andet eksempel kan være, at to erhvervs produktion udeluk-

kende retter sig mod den samme efterspørgselskomponent (varegruppe). Hvis de to erhverv da har konstante markedsandele, kan de aggregeres sammen; dette fordrer dog, at importkvoten for de to erhvervs leverancer varierer proportionalt.

Konkluderende kan det siges, at det eneste rigtig robuste aggregeringskriterium for erhverv er, at de aggregerede erhverv har samme inputstruktur; der er meget få smutveje. Under visse -ret specielle - forhold kan 2. kriterium anvendes, men i så fald må der gøres hypoteser om importen, og derudover kan erhvervsgrupperingen blive afhængig af opdelingen på efterspørgselskomponenter.

Formlen for den aggregerede matrix er

(28) $$A^n = \Sigma_g DB \Sigma_{-g}$$
$$= \Sigma_g A \Sigma_{-g} \quad .$$

Den aggregerede matrix kan således fås direkte af den disaggregerede matrix, så det er ligegyldigt, om man aggregerer først og ganger sammen bagefter, eller man ganger sammen først og aggregerer bagefter.

For Y-matricen fås

(29) $$Y^n = Y \Sigma_{-g} \quad .$$

c. Aggregering af varer

Nu antages i stedet, at vi ønsker at arbejde på et mindre detaljeret vareniveau, v grupper i alt. Den på forhånd bestemte aggregeringsnøgle kan repræsenteres ved en aggregeringsmatrix Σ_q (v×4000), så

(30) $$\underline{q}^v = \Sigma_q \underline{q}$$

(31) $$U^v = \Sigma_q U$$

(32) $$V^v = V \Sigma_q' \quad .$$

Erhvervsgrupperingen er uændret.

Den aggregerede IO-råvaretabel estimeres ved

(33) $$A^v = D^v B^v \qquad \text{, hvor}$$

(34) $$B^v = U^v \hat{\underline{g}}^{-1}$$
$$= \Sigma_q B \qquad \text{og}$$

(35) $$D^v = V^v (\widehat{\underline{q}^v})^{-1}$$
$$= D \hat{\underline{q}} \Sigma_q' (\widehat{\Sigma_q \underline{q}})^{-1}$$
$$= D \Sigma_{-q} \quad .$$

Analogt fås

(36) $$E^v = \Sigma_q E \quad .$$

Det ses umiddelbart, at anvendelsesmatricerne B^v og E^v stadig vil være konstante, mens markedsandelsmatricen D generelt vil afhænge af $\underline{q}$. Ligning (35) er igen udtryk for en lineær sammenvejning af søjlerne i D med vægte fra matricen Σ_{-q}. Hvis den i'te vare er indeholdt i den j'te varegruppe, er vægten lig med q_i/q_j^v, dvs den pågældende vares andel af produktionen i sin varegruppe; ellers er vægten nul. Analogt med kriterierne for aggregering af erhverv fås så:

1. kriterium: Hvis to eller flere varer har ens søjler i D-matricen, kan de aggregeres sammen.

2. kriterium: Hvis to varer altid produceres i faste mængdeforhold, kan de aggregeres sammen.

Det første kriterium vil typisk være opfyldt, hvis to varer udelukkende leveres af det samme erhverv, en situation, der forekommer rimelig hyppigt i praksis. Det andet kriterium vil fx være opfyldt, hvis to varer udelukkende produceres i samme, komplekse produktionsproces. En mere sofistikeret begrundelse for aggregering efter kriterium to kan være, at de to varer er komplementære i alle anvendelser, og at efterspørgselen altid tilfredsstilles fuldt ud; da importen imidlertid i denne sammenhæng er en negativ endelig anvendelse, må en sådan tolkning forudsætte identisk, men ikke nødvendigvis konstant, importkvote for de to varer. Et eksempel, der kan være af interesse, er to råvarer med samme importkvote, der kun anvendes i et enkelt erhverv med konstante tekniske koefficienter.

Mens det i en videre modelsammenhæng kan være rimeligt at undlade aggregering af varer, der i princippet kunne aggregeres efter første kriterium, gælder det samme ikke varer, der opfylder andet kriterium. Antagelsen om, at to varer altid produceres i samme forhold, er nemlig svær at forene med antagelsen om konstante markedsandele for erhvervene; dette kræver, at erhvervenes produktion også varierer i samme forhold. Det vil derfor være rimeligst at aggregere varer af denne type, før D antages konstant.

På det aggregerede vareniveau fås råvare- hhv. efterspørgselsmatricerne

(37) $$A^V = D\Sigma_{-q}\Sigma_q B$$ og

(38) $$D^V E^V = D\Sigma_{-q}\Sigma_q E$$.

Disse matricer har henholdsvis dimensionerne (erhvervxerhverv) og (erhvervxendelig anvendelse). Varegrupperingen er altså udelukkende noget, der foregår i matricernes indmad. Hvis de to

ovenfor nævnte aggregeringskriterier er opfyldt, er $A^v = A$ og $D^vE^v = DE$, dvs at der ikke er noget aggregeringstab. Så snart kriterierne ikke er 100 pct. opfyldt, vil der opstå en aggregeringsfejl. Man kan derfor spørge sig selv, om det overhovedet er rimeligt at aggregere varer; det påvirker ikke tabellens dimension, og der opstår risiko for aggregeringsfejl. Svaret er, at behovet for en vareaggregering først opstår, hvis antagelsen om konstante koefficienter på mest disaggregeret niveau opblødes, eller når IO-tabellen skal indplaceres i en mere helstøbt modelsammenhæng. I næste punkt omtales det traditionelle IO-syn på denne problemstilling.

d. Et IO-syn på aggregeringsniveauet

Resultaterne fra punkterne b og c skal resumeres:

(39) $$D^{vn} = \Sigma_g D \Sigma_{-q}$$

(40) $$B^{vn} = \Sigma_q B \Sigma_{-g}$$

(41) $$E^{vn} = \Sigma_q E$$

(42) $$Y^{vn} = Y \Sigma_{-g} \quad .$$

Problemstillingen er nu, hvordan man vælger det bedste aggregeringsniveau (Σ_g, Σ_q).

Det karakteristiske træk ved sædvanlig IO-filosofi er en stærk modvilje mod aggregeringer; dette er også ret oplagt ud fra de tynde resultater i punkt b og c. Modviljen gælder imidlertid navnlig aggregeringer af erhverv, mens vareaggregeringer har været nogenlunde god latin - i hvert fald op til et niveau, hvor antallet af varegrupper er lig med antallet af erhverv.

Umiddelbart kan dette lyde uforståeligt, men der er en del modeltekniske argumenter bag.

For det første hersker der udbredt tvivl om det bedste valg af teknologiantagelse. Mange foretrækker intuitivt en antagelse om vareteknologi, men denne fordrer, at antal varer er lig antal erhverv. Desuden er vareteknologien tvivlsom i forbindelse med primære inputs. I denne forbindelse må det huskes, at hvis tilgangsmatricen V (erhvervxvare) er diagonal (og dermed D-matricen er diagonal), bortfalder problemet.

For det andet hersker der - givet en antagelse om erhvervsteknologi - tvivl om rimeligheden af de konstante markedsandele i D. Her kan nævnes de urimeligheder, der opstår i forbindelse med prismodeller, jf afsnit 1; mere generelt ligger urimeligheden i, at markedsandelene i D antages uafhængige af de relative priser. Desuden er der problemet med varer, der produceres i faste mængdeforhold, jf 2. kriterium i punkt c [1]. Det har derfor også i denne forbindelse været fremhævet, at det er stærkt ønskeligt med en diagonal V-matrice, hvorved D = I.

Desværre ser verden ikke altid ud, som modelbyggere vil have det, og i praksis er D-matricen ikke en enhedsmatrice, svarende til, at de enkelte erhverv faktisk producerer mere end en vare. Fordelene ved diagonaliteten er imidlertid så indlysende, at man traditionelt har været villig til at acceptere et vist aggregeringsslør for at få D så diagonal, som det overhovedet er muligt. Det gælder altså om at finde et ikke alt for højt aggregeringsniveau (Σ_g, Σ_q), så

- - - - - - - - - -

1) Gigantes (1972) diskuterer muligheden for at indarbejde kompleks produktion via en ekstra matrix C.

(43) $$D^{vn} = \Sigma_g D \Sigma_{-q} \cong I \quad .$$

I praksis foregår det på den måde, at der først fastlægges en erhvervsgruppering (Σ_g). Denne vil normalt være så disaggregeret som muligt; i det danske NR er valgt alle 130 erhverv (Σ_g=I Varerne aggregeres så på den måde, at en given vare tilordnes samme nummer som den sektor, der er hovedleverandør (dvs den sektor, der har det numerisk største element i den pågældende vares Σ_gD- søjle). Ved summation af varer med samme nummer fås da <u>karakteristiske varegrupper efter leverende erhverv</u>. På denne måde bliver den aggregerede D^{vn}-matrice så diagonal som overhovedet muligt. Dette ses også af, at hvis vareaggregeringen Σ_q er lig med Σ_gD i (43), er D^{vn} = I. Selv med denne aggregeringsprocedure vil matricen D^{vn} imidlertid næppe være helt diagonal. I så fald kan de mest overlappende erhverv aggregeres, indtil et mere tilfredsstillende resultat nås.

Det fremgår af bilagstabellerne til S.U. 30, at på et aggregeringsniveau af ca. 40 erhverv er den danske V-matrice for 1966 næsten perfekt diagonal. Et så vellykket resultat er uhyre svært at rokke ved, og det må danne et meget solidt udgangspunkt for alle videre aggregeringsovervejelser.

Nogle tommeltot-betragtninger om aggregering af IO-tabeller

3. afsnit af fire forventede. 2. afsnit er dateret 28/5 -80

3. Aggregeringsniveau og substitutionsproblemer

Hovedkonklusionen i afsnit 2 var, at hvis alle de grundlæggende matricer D, B, E, Y og Y_f er helt stabile på det mest detaljerede vare- og erhvervsniveau, er aggregering stort set uønskelig: Aggregering af varer er i bedste fald overflødig og vil normalt give et informationstab; aggregering af erhverv giver ligeledes informationstab, men kan være nødvendig af praktiske grunde, fordi input-output-matricens dimension derved formindskes.

Resultatet hviler imidlertid tungt på, at antagelsen om konstante matricer vitterligt holder. I punkt 2.d. diskuteredes, hvordan en vis aggregering af varer kan gøre modellens fortolkning langt mere fleksibel på bekostning af et måske temmelig lille informationstab. Således kan man vinde ind på gyngerne, hvad man sætter til på karussellen. Problemet er det gamle, at en vis bortabstraktion af information er uomgængelig i alle analyser, og at det fundamentalt er en smagssag, hvilken information, der bedømmes uvæsentlig. At de grundlæggende matricer skulle være konstante, er en særdeles kraftig abstraktion, der udelukker fx tekniske fremskridt , substitution, smagsændringer m.m. fra analysen. Af disse problemer forekommer substitutionen at være det værste, fordi den skaber en afhængighed mellem modellens parametre og variable (priserne); de øvrige problemer kan lettere antages udefra givne og med trægt bevægelige årsagsvariable. Det kan derfor være rimeligt at acceptere et vist aggregeringsslør, hvis modellen til gengæld bliver mere robust over for substitutionsproblemer. Dette aspekt af aggregeringsproblematikken er hovedemne for resten af dette afsnit. I punkt a redegøres for de forskellige typer substitution og deres indplacering i IO-modellen. I punkt b omtales nogle måder at udforme IO-modellen på, så den er robust over for substitutionen. I punkt c gennemgås en af de mulige strategier i detaljer. Punkt d er et forsøg på at give en summarisk liste af hensyn, der bør tages ved aggregering af erhverv og varer.

a. Substitutionstyper i IO-sammenhæng

Det er indlysende, at substitution indgår på forskellig måde i de forskellige grundmatricer D, B, E, Y og Y_f. I det følgende udsondres de typer substitution, der vedrører matricerne D, B og E, idet disse matricer er langt de vigtigste i ADAM-sammenhæng; der er kun nuanceforskelle mellem B og E - matricerne på den ene side og Y og Y_f på den anden side.

Den væsentligste sondring er mellem substitution på købersiden, der bestemmer i hvilke forhold en anvendende enhed efterspørger forskellige varer, og substitution på sælgersiden, der bestemmer i hvilke forhold forskellige udbydere leverer den samme vare. Substitution på købersiden vedrører matricerne B og E, mens substitution på sælgersiden vedrører matricen D. I denne forbindelse må en lille krølle dog redes ud. Hidtil har importen i dette papir været opfattet som en negativ endelig anvendelse(som i IO-modeller med eksogen import). Dette betyder, at substitution mellem indenlandsk produktion og import placeres på købersiden, selv om fænomenet oplagt hører til på sælgersiden. Den rigtige måde at behandle importsubstitution på må være at lade udlandet optræde på lige fod med de indenlandske erhverv, dvs som indehaver af en række markedsandele i D-matricen (importkvoter). I stedet for at omdefinere D-matricen har det danske NR - jf S.U. 30, punkt III.c - dog valgt at udskille importkvoterne i en særlig vektor μ , som defineres ved

(44) $$\hat{\underline{\mu}} = \hat{\underline{m}}(\hat{\underline{m}} + \hat{\underline{q}})^{-1} ,$$

idet $\underline{m}$ er en vektor af varefordelt import. De indenlandske erhvervs markedsandele bliver da

(45) $$D(I-\hat{\underline{\mu}}) ,$$

som er den relevante omregningsnøgle ved udregningen af de erhvervsfordelte IO-tabeller. For leverancerne fra indenlandske erhverv er en sådan formulering identisk med den ovenfor nævnte omdefinition

af D-matricen; formuleringen (45) inddrager altså importkvoterne under den generelle forudsætning, at på helt disaggregeret vareniveau er alle markedsandele ens i alle anvendelser[1]. For importleverancerne er der til gengæld en forskel, fordi den valgte formulering giver varefordelte importkrav, mens en simpel omdefinition af D-matricen kun ville give et samlet importkrav.

IO-modellens markedsligevægt kan nu skrives

$$(46) \qquad \underline{g} = D\,(I-\hat{\underline{\mu}})[\,B \quad E\,]\begin{bmatrix}\underline{g}\\ \underline{f}\end{bmatrix} \qquad \text{, jf (8) i afsnit 1} \quad .$$

Substitution på sælgersiden betyder i denne sammenhæng ustabilitet i D-matricen (konkurrence mellem indenlandske erhverv indbyrdes) og/eller ustabilitet i $\hat{\mu}$-matricen (konkurrence mellem indland og udland). Antagelsen om konstante D og $\hat{\mu}$ - matricer kan forsvares på to måder: Enten må det antages, at tilpasningen til de relative priser er meget træg, fx på grund af langtidskontrakter eller stærkt vanemæssig køberadfærd, eller også må alle udbydere af samme vare tage samme pris. Trægheds begrundelsen er ikke særlig køn, specielt fordi den ikke harmonerer med antagelsen om ens markedsandele i alle anvendelser, der må bygge på et relativt gennemsigtigt marked. Begrundelsen med ensartet prisfastsættelse for alle udbydere af en given vare er langt mere troværdig, fordi mange virksomheder rimeligvis på kort sigt hellere vil tabe profit end miste markedsandele. På et punkt holder denne begrundelse dog ikke, nemlig i konkurrencen mellem ind- og udland; dels kan der være langt større prisbevægelser mellem ind- og udland end mellem indenlandske udbydere, dels kan importen ved over/undernormal profit tilpasses meget hurtigt til de ændrede markedsforhold. Normalt anses importkvoterne i μ derfor at være ret ustabile, når de er forskellige fra 1. Til gengæld er det rimeligt at antage, at variationerne mellem de indenlandske erhverv indbyrdes (D-matricen) er uafhængige af variationerne i importkvoterne; i hvert fald, hvis der findes et veldefineret indenlandsk hhv. udenlandsk generelt prisniveau[2].

1) I forbindelse med importen har det danske NR dog valgt at betragte eksportsubmatricen E^e som speciel, idet man a priori har sat reeksporten til nul.

2) Populus Caroli ville sige, at udbudsfunktionen er strengt separabel m.h.t. inddelingen af udbyderne i inden- og udenlandske.

Bemærk, at hvis konstansen i D-matricen begrundes med fælles priser for alle indenlandske udbydere af en given vare, bør den resulterende IO-tabel ikke anvendes som prismodel uden meget grundige overvejelser om, hvordan sektorpriserne bestemmes, samt hvordan prissammenbindingen skal foretages. Omvendt kan konstans i D-matricen kun dårligt begrundes med trægheder i en model, hvor udbudet generelt antages helt elastisk og hvor markedsandelene er ens i alle anvendelser. Sammenfattende kan det altså konkluderes, at det i en IO-model, der anvendes både til pris- og mængdebestemmelse på traditionel vis, ikke er rimeligt at antage D-matricen konstant, såfremt den indeholder andet end ettaller og nuller.

Substitution på købersiden vedrører stabiliteten af matricerne B (inputanvendelsen) og E (endelig anvendelse). For begge matricer gælder, at deres stabilitet analogt med sælgersidens kan begrundes med konstante relative varepriser eller med, at tilpasningen af efterspørgselen til ændrede varepriser er meget træg, igen fx på grund af vane. Hertil kommer den tredie mulighed, at varerne rent faktisk er anvendelsesmæssigt komplementære i den udstrækning noget sådant overhovedet forekommer. At de relative varepriser skulle være konstante for alle varer er utænkeligt og i modstrid med hele modelopstillingen. Derimod bemærkes, at ses der bort fra importen, vil varer fra samme erhverv modelteknisk set have samme prisudvikling under en erhvervsteknologi, mens varer fra forskellige erhverv bør have signifikant forskellig prisudvikling. Det er derfor substitution i efterspørgselen mellem varer fra forskellige erhverv, der har speciel interesse. Hvad efterspørgselstilpasningen angår, har de to matricer specielle karakteristika og bør behandles hver for sig.

Tilpasningen i inputanvendelsen (B-matricen) er traditionelt regnet for ret træg ud fra den betragtning, at kapitalapparatet ex post er helt limitationalt for alle inputs, og at nyinvesteringerne udgør en ret lille andel af det samlede kapitalapparat. I takt med den faldende gennemsnitslevetid bliver argumentet dog svagere. Samtidig kan en del reparationer og småforbedringer rimeligvis også inden for et år bidrage til substitution bort fra råvarer med stigende pris. Alt i alt

er der nu næppe grund til at anfægte, at tilpasningen i råvarematricen er temmelig træg, undtagen for meget nære substitutter. Desuden vil en del produktionsprocesser kræve egentlig komplementære inputs, fx mælk og emballage. Inputmatricen B kan derfor med rimelighed antages at være stabil på et passende aggregeringsniveau. Den vil derimod næppe være stabil på helt disaggregeret niveau, idet mange varer på et så detaljeret niveau vil være nære substitutter, selv med et givet kapitalapparat.

Mens substitutionen i B-matricen uden videre kan opfattes som et spørgsmål om udseendet af n nogenlunde almindelige produktionsfunktioner (efterspørgselsfunktioner efter inputs), er substitutionen i den endelige anvendelse mere fintet. For det første afspejler E-matricen ikke en, men fire efterspørgselsfunktioner for hhv. forbrugere, erhverv, offentlig sektor og udland. For det andet foregår substitutionen inden for hver af de tilsvarende submatricer på to niveauer: Substitution <u>inden for</u> de enkelte efterspørgselskomponenter, dvs i koefficienterne, eller substitution <u>mellem</u> efterspørgselskomponenterne, der er eksogen for IO-modellen. Da den ene type substitution kan bestemmes udenfor modellen, må de to niveauer forudsættes <u>uafhængige af hinanden</u> [1]. Denne forudsætning er selvfølgelig tom, med mindre den begrundes teoretisk og/eller empirisk. En sådan begrundelse er der fx ansatser til i HJ's papir i hans skelnen mellem "godebehov" og "egentlige behov", hvor tesen er, at flere goder kan opfylde det samme "egentlige behov", mens få varer opfylder mere end et "egentligt behov". Hvis efterspørgselskomponenterne tolkes som "egentlige behov", der i varierende forhold opfyldes af de beslægtede, sammengrupperede varer, synes separationen at have et vist grundlag. Koefficienterne i E-matricen må være langt mere bevægelige end i B-matricen, idet stive indkøbsvaner er det eneste, der rigtig kan begrunde stabilitet.

---

1) Populus Caroli ville sige, at efterspørgselsfunktionen er strengt separabel m.h.t. klassedelingen i efterspøgselskomponenter.

Med disse overvejelser i baghovedet drages følgende konklusion:

Der er en betydelig substitution mellem indenlandsk og udenlandsk produktion, så μ bør modelleres. Der behøver ikke at være nogen kraftig substitution mellem leverancerne af en given vare fra forskellige erhverv, for konkurrencen kan udligne prisen. D-matricen kan derfor være stabil , men så må prismodellerne laves om. Derfor er det ønskeligt, at en vare kun leveres af et erhverv, så problemet undgås. Alt i alt er substitution på sælgersiden et kedeligt problem. På købersiden er E-matricen rimeligvis ustabil, mens B-matricen er noget kønnere. Ingen af de to matricer er formentlig stabile på helt detaljeret niveau. Da substitutionen på begge sider knytter sig til varerne, bliver det springende punkt, om der kan etableres et vareaggregeringsniveau, der er robust over for de værste svingninger.

Substitution mellem elementerne i en koefficientsøjle kan i almindelighed behandles på to måder. Den ene er, at alle koefficienter i søjlen aggregeres sammen, så søjlen kun indeholder et ettal og en masse nuller. En sådan fremgangsmåde, der passende kan kaldes eliminering af substitution fra IO-modellen, fjerner i almindelighed ikke substitutionssløret, men flytter det til modellens marginaler. Dette illustrerer, at der er en afvejning mellem aggregeringsslør og IO-koefficienternes stabilitet; den helt stabile IO-tabel er et ettal. Den anden måde at behandle substitutionen på er at antage, at hvis to varer er fuldkomne substitutter, kan de betragtes som en vare i forhold til de øvrige. Det burde ikke være nødvendigt at gå ind i dybe indeksdiskussioner i denne forbindelse; det er intuitivt klart, at hvis to varer er nære substitutter, er summen af deres efterspørgsel mere stabil end de enkelte varers efterspørgsel. Denne fremgangsmåde kan henregnes til egentlig modellering af substitutionen, fordi den involverer antagelser om efterspørgselsfunktionens udseende.

Det springende punkt er derfor, om det er muligt at finde et aggregeringsniveau af varer og erhverv (Σ_q, Σ_g), så de aggregerede koefficientmatricer er stabile, uden at aggregeringssløret bliver for kraftigt.

b. Grupperingskriterier og eliminering af substitution.

På det helt disaggregerede vareniveau er råvare- og efterspørgselsmatricerne udelukkende fastlagt ved grupperingen af endelige anvendelser og erhverv, idet varerne som nævnt ovenfor kun optræder i matricernes indmad som bindeled mellem række- og søjlegrupperingen. Ved substitution - enten på køber- eller sælgersiden forstyrres proportionerne i denne sammenbinding, så IO-koefficienterne ændrer sig. Det er imidlertid nærliggende at antage, at substitutionen ikke ændrer matricernes struktur. I så fald fastlægger grupperingen af erhverv og anvendelser, hvilke elementer i IO-matricerne, der er nul, mens substitutionen i udbud og efterspørgsel af varer kun bestemmer bevægelserne i de positive koefficienter. På årsbasis er denne antagelse vel ikke urimelig, men på længere sigt vil opretning eller nedlæggelse af produktionsgrene inden for eksisterende erhverv kunne give anledning til ændringer i strukturen.

En sådan opfattelse lægger hovedvægten på en velovervejet og afstemt gruppering af erhverv og endelig anvendelse. Et ekstremt standpunkt er, at der bør findes et aggregeringsniveau af erhverv, så al substitution elimineres fra IO-modellen, dvs at både råvarematricen $D(I-\hat{\mu})B$ og efterspørgselsmatricen $D(I-\hat{\mu})E$ er diagonale, dvs at hver anvendelse - også af råstoffer - kun bliver leveret af netop et erhverv. Fordelen ved dette må selvfølgelig afvejes med ulempen ved det aggregeringsslør, der flyttes ned i marginalen, så det bør ikke være et alt for aggregeret erhvervsniveau.

Hvad råvarematricen angår, er kravet om diagonalitet absurd. Diagonaliteten ville indebære, at alle råvareleverancer fra indlandet skulle være interne, svarende til, at indlandet skulle bestå af n helt uafhængige subøkonomier. Dette er åbenlyst ikke tilfældet, undtagen på det helt aggregerede niveau, hvor alle matricer er ettaller. Hvis de indenlandske erhverv ønskes opdelt, må der nødvendigvis opstå en ikke-diagonalitet i råvarematricen.

Med efterspørgselsmatricen stiller sagen sig noget anderledes. Hvis E-matricen kun omfattede en enkelt køber, ville det givetvis være muligt at gøre den stærkt diagonal. Såvel grupperingen af endelig anvendelse som grupperingen af erhverv

er jo i det danske nationalregnskabssystem primært foretaget efter varens art. En række andre hensyn til fx arbejdsmarkedsdata, afgifter, importkvoter og evt institutionelle forhold kan til gengæld tale imod dette. Derfor er der bl. a. mange grunde til at arbejde med flere anvendelser end erhverv, men kravet kan så blot slækkes til, at efterspørgselsmatricen bør være en aggregeringsmatrix med udelukkende nuller og ettaller [1]. Eksistensen af biproduktion i de forskellige erhverv kan rimeligvis forstyrre billedet noget, for så kan modstridende aggregeringshensyn til sælger- og købersiden være svære at tackle.

Desværre er der ikke en, men fire købere at tage hensyn til. Argumentationen ovenfor gælder derfor ikke den samlede E-matrix, men hver af submatricerne E^c, E^i, E^o og E^e. For investeringerne og det offentlige varekøb er der dog næppe grund til at udskille så mange efterspørgselskomponenter, fordi substitutionen i disse submatricer er temmelig begrænset. For eksportmatricen $D(I-\hat{\mu})E^e$ vil det utvivlsomt være en fordel, at en eksportkomponent kun leveres af et enkelt erhverv til en veldefineret pris.

Sammenfattende må muligheden for at opnå en perfekt korrespondence mellem anvendelser og erhverv afskrives, men for efterspørgselsmatricens vedkommende kan sløret formentlig gøres ret lille. Af hensyn til indplaceringen af den varefordelte import er det imidlertid vigtigt, at ikke-diagonaliteten henføres til enten køber- eller sælgersiden, dvs at der defineres et vareaggegeringsniveau med tilhørende aggregerede importkvoter, hvor enten sælgermatricen D eller købermatricen [B E] er en aggregeringsmatrix. Hvis D gøres til en aggregeringsmatrix, placeres den ikke-eliminerede substitution i [B E]-matricen, der så må modelleres. Hvis omvendt [B E]-matricen gøres til en aggregeringsmatrix, placeres den ikke-eliminerede substitution i D-matricen, der så må modelleres. I det første tilfælde må trækket fra en anvendelseskomponent fordeles på flere importvarer, men til gengæld kan konkurrencen med en importvare entydigt henføres til et enkelt indenlandsk erhverv. I det andet tilfælde trækker en anvendelseskomponent kun i netop

1) Så snart der er flere anvendelser end erhverv opstår dog problemet med fordeling af sektorprisændringerne på de forskellige anvendelser, jf. afsnit 1, pkt d.

en importvare, men til gengæld må konkurrencen med denne importvare fordeles på flere indenlandske erhverv med D-matricen. I ingen af tilfældene kan fordelingsnøglen forventes at være stabil. Der er næppe tale om store forskelle i nettoresultatet.

Mange argumenter taler for, at D-matricen bør være en aggregeringsmatrix. Tidligere er nævnt hensynet til prismodellen. Et andet argument er, at hvis D-matricen er diagonal, kan råvarematricen behandles som vare gange vare med en vareteknologiantagelse, mens de primære inputs fortsat kan være erhvervsfordelte[1]. Desuden er det en fordel at importen er sektorspecifik, så forskellige sektorer kan modelleres forskellige veje rundt. Sluttelig var det jo i det hele taget en hovedkonklusion, at substitutionen på sælgersiden er den alvorligste af de to typer. Mod dette taler, at en varegruppering efter leverende erhverv kan fordele to anvendelsesmæssigt nære substitutter i hver sin gruppe, med deraf følgende ustabilitet i den aggregerede [B E]-matrix.

Den traditionelle IO-aggregering som refereret i afsnit 2, pkt d, lægger sig klart fast på elimination af substitution på sælgersiden som den relevante indfaldsvinkel. Selv om problemstillingen i makroøkonometriske modeller er en lidt anden, mener undertegnede også, at det må være den rigtige i ADAM-sammenhæng. Datasiden af problemet løses rimeligvis også langt lettere på denne måde. I punkt c gennemgås lidt mere detaljeret en IO-aggregering, der eliminerer substitution på sælgersiden.

---

1) Dette kræver dog antagelser om, hvordan erhvervets sektorpris fordeles på de forskellige outputvarer.

d. IO-modellen med elimineret substitution mellem indenlandske sælgere

I hele dette punkt vil det være en forudsætning, at der er fundet et aggregeringsniveau af erhverv og varer (Σ_g, Σ_q), så den aggregerede markedsandelsmatrix D^{vn} er en aggregeringsmatrix:

(47) $$D^{vn} = \Sigma_g D \Sigma_{-q} = \Sigma_d \quad .$$

En given varegruppe stammer altså kun fra netop et erhverv. Fra afsnit 2 resumeres at

(48) $$B^{vn} = \Sigma_q B \Sigma_{-g} \qquad \text{og}$$

(49) $$E^{v} = \Sigma_q E \quad .$$

Importkvoterne har ikke været behandlet før. Det kan udledes, at

(50) $$\hat{\underline{\mu}}^{v} = \left(\left(\Sigma_q \underline{m} q^{-1} \Sigma_{-q} \right)^{-1} + I \right)^{-1} \quad .$$

Det noteres, at med givne importkvoter er $\hat{\underline{\mu}}^{v}$ stabil, hvis alle varer i en varegruppe enten har samme importkvote eller produceres i faste forhold i indlandet. Hvis alle importkvoter i en varegruppe varierer proportionalt, vil den aggregerede importkvote variere med samme proportionalitetsfaktor, hvis en af de to betingelser er overholdt.

Råvarematricen

Den aggregerede råvarematrix kan skrives

(51) $$A^{vn} = \Sigma_d (I - \hat{\underline{\mu}}^{v}) \Sigma_q B \Sigma_{-g} \quad .$$

Som et udgangspunkt bemærkes, at hvis alle importkvoter inden for hver varegruppe varierer proportionalt, og hvis Σ_{-q} er konstant, er der ikke noget vareaggregeringsfejl; i dette tilfælde er A^{vn} derfor lig med A^{n}. Stabiliteten af koefficienterne er svær at bedømme, men her er et forsøg:

Antag først, at alle importkvoter er nul, svarende til, at A^{vn} er råvarematricen i en IO-model med eksogen import. Matricen $\Sigma_d \Sigma_q$ er da en aggregeringsmatrix, der aggregerer alle enkeltvarer i B-matricen, der stammer fra samme erhverv.

Bevægelser i B-matricen, der skyldes substitution mellem varer fra samme erhverv, er derfor uden betydning i modellen[1]. Modelteknisk set bør denne substitution heller ikke være stor, da alle et erhvervs produkter forudsættes afsat til samme pris. Det centrale er derfor substitution i B-matricen mellem varer fra <u>forskellige</u> erhverv. Når varerne er aggregeret efter karakteristisk producent, er der ingen garanti for, at substitutionen mellem varegrupperne er lille; spørgsmålet om denne substitution er for stor er derfor rent empirisk. Hvis koefficienterne er for ustabile, må det overvejes, om marginale omdefinitioner af erhvervsgrupperingen kan dække de substituerende varer ind under samme erhvervsgruppe uden større gener i den øvrige modelsammenhæng. Hvis dette ikke er muligt, må svingningerne søges modelleret, men det kan være vanskeligt, fordi svingningerne ikke behøver at være ensartede i B-matricens forskellige søjler.

Hvis importkvoterne i stedet antages større end nul, kompliceres problemet væsentligt. Substitution i B-matricen inden for en varegruppe vil ændre de relative varemængder i den pågældende gruppe (dens søjle i Σ_{-q}); derfor vil de aggregerede importkvoter ændre sig, med mindre alle varer i gruppen har samme importkvote. Substitution i B-matricen mellem forskellige varegrupper fra samme erhverv ændrer den samlede importkvote for erhvervets leverancer, hvilket heller ikke er kønt. Konklusionen bliver derfor, at substitution mellem varer med forskellige importkvoter i almindelighed vil give svingende IO-koefficienter. Ydermere er der intet, der garanterer, at disse svingninger er ensartede fra søjle til

---

1) En sådan substitution kan derimod påvirke fordelingen af erhvervsgruppens produktionsværdi på enkelterhverv, dvs Σ_{-g}. Hvis erhvervsgruppens inputstruktur er heterogen, kan der altså opstå aggregeringsfejl på erhvervssiden.

søjle i B-matricen. Desværre er det ofte netop mellem varer med forskellig importkvote, at substitutionen sker, fordi de relative priser her svinger mest. En varegruppe skal derfor helst have ensartede importkvoter. Dette falder igen tilbage på erhvervsgruppe-ringen, der altså nødigt må sammenlægge erhverv, hvis outputvarer konkurrerer forskelligt med udlandet.

En nem måde at omgå problemet på er at forudsætte de aggregerede importkvoter $\underline{\mu}$ fastlagt i stokastiske relationer uden for IO-modellen. Metoden er dog mere nem end køn, fordi de stokastiske relationer næppe vil være formuleret med henblik på modellering af aggregeringsslør. Der er derfor uhyre stærke argumenter for, at varer med meget forskellig importkvote ikke bør lægges sammen, med mindre de kan antages næsten fri for substitution på købersiden.

Stabiliteten i råvarematricen kommer på den måde i meget høj grad til at hvile på antagelsen om limitationale eller stærkt træg produktionsfunktioner.

Efterspørgselsmatricen

Den aggregerede efterspørgselsmatrix kan skrives

$$D^{vn}E^{v} = \Sigma_d (I-\hat{\mu}^{v})\Sigma_q E \quad . \tag{52}$$

Stabiliteten af efterspørgselsmatricen vurderes på præcis samme måde og med de samme konklusioner som for B-matricens vedkommende, men her kan stabilitetetten ikke på samme måde begrundes med trægheder. Til gengæld er der visse andre lyspunkter.

Efterspørgselsmatricen omfatter som nævnt fire submatricer, en for hver af de fire købere. I det følgende vil det for enkelheds skyld forudsættes, at der kun er en køber. Under denne forudsætning er efterspørgselskomponenter i $\underline{f}$ en ren varegruppering, dvs at hvis $\underline{e}$ er en vektor af varefordelt endelig anvendelse, er

(53) $\underline{f} = \Sigma_e \underline{e}$.

Omvendt gælder det, at E-matricen er defineret, så

(54) $\underline{e} = E \underline{f} = \Sigma_{-e} \underline{f}$.

Ved nærmere eftersyn viser det sig da også, at E er lig med den til Σ_e svarende disaggregeringsmatrix, Σ_{-e}. En given vare kan derfor kun optræde i netop en søjle i E-matricen.

Denne egenskab er køn, dels af hensyn til prissammenbindingen, dels fordi eksogene ændringer i $\underline{f}$-vektoren ikke i sig selv behøver at give anledning til forskydninger i de relative varemængder i en given varegruppe (dvs i Σ_{-q}). Det er derfor modelteknisk set et godt krav til vareaggregeringen, at den ikke må ødelægge denne heldige egenskab. Efterspørgselskomponenterne bør altså være aggregater af de aggregerede varegrupper. Formelt set kan dette krav siges at være, at aggregeringsmatricen Σ_e skal kunne deles i to matricer, Σ_{eq} og Σ_q , så

(55) $\Sigma_e = \Sigma_{eq} \Sigma_q$.

Adfærdsmæssigt set er kravet nogenlunde velbegrundet. I afsnit 2 konkluderedes, at Σ_q burde vælges, så varer, der enten var nære substitutter eller næsten komplementer aggregeredes sammen, såfremt de ikke produceredes med væsensforskellig inputstruktur. Sådanne varer vil typisk opfylde behov, der står hinanden ret nær, dvs ligger inden for det samme "egentlige behov". Det vil derfor typisk være varer <u>inden</u> for en efterspørgselskomponent, der opfylder aggregeringsbetingelserne. Spaltningen af efterspørgselsaggregeringen Σ_e sker derfor i en komponent, Σ_q, der aggregerer varer med samme inputstruktur, og derefter en anden, Σ_{eq}, der aggregerer varer med forskellig inputstruktur.

Af (55) følger uden videre antagelser, at

$$(56) \qquad D^{vn}E^{n} = \Sigma_d(I-\hat{\mu}^v)\Sigma_q\,\Sigma_{-e}$$
$$= \Sigma_d(I-\hat{\mu}^v)\Sigma_q\,\Sigma_{-q}\,\Sigma_{-eq}$$
$$= \Sigma_d(I-\hat{\mu}^v)\Sigma_{-eq} \quad .$$

For efterspørgselsmatricen er kravet om, at der ikke må substitueres mellem varer med forskellig importkvote helt urimeligt. Da den aggregerede E-matrix er en disaggregeringsmatrix, kan en importvaregruppe imidlertid kun gå til en søjle i efterspørgselsmatricen. Fordelen ved dette er, at en modellering af substitutionen bliver meget enkel. Enten kan de substituterende varegrupper udskilles som selvstændige efterspørgselskomponenter, eller også kan de bevægelige koefficienter modelleres i en enkelt søjle udelukkende som funktion af de relative priser. I langt de fleste tilfælde vil dette nu nok være unødvendigt, men spørgsmålet er konkret og empirisk.

4. Nogle mere praktiske kommentarer

I dette afsnit forsøges de mere eller mindre uforståelige krypticismer fra afsnit 3 oversat til dansk. I punkt a forsøges en prioriteret opstilling af de hensyn, der bør tages ved udformningen af anvendelses- erhvervs- og varegrupperingen. Med specielt henblik på stabiliteten af IO-koefficienterne, forstås. I punkt b omtales AMC's og HJ's importvaregruppering og nogle videre resultate af samme. I punkt c gives en tolkning og vurdering af Vastrups indvendinger mod aggregering i makromodeller.

a. Udkast til prioriteret liste over aggregeringshensyn.

Arbejdsgangen ved afgrænsningen af modellens aggfegeringsniveau forudsættes i det følgende at være rekursiv: Først fastlægges en anvendelsesgruppering ud fra nogle overordnede hensyn. Derefter fastlægges erhvervsgrupperingen under hensyntagen til de fastlagte anvendelseskomponenter,og en eventuel afstemning af de to grupperinger kan komme på tale. Til sidst fastlægges importvaregrupperingen, og en endelig afstemning tilbage til anvendelserne kan evt. være nødvendig.

Endelig anvendelse

Den primære skelnen i de endelige anvendelser er

(1) Hvem køberen er. Her tænkes på den sædvanlige sondring mellem private forbrugere, erhverv (akkumulation), offentlig sektor eller udland.

Prioriteringen af de forskellige aggregeringshensyn behøver ikke at være ens for de fire købere. Specielle hensyn vil navnlig gøre sig gældende for udlandets køb, hvor fx en opdeling efter aftagerlan kan være særdeles relevant, samt for det offentlige. De hensyn, der

præsenteres her, vil navnlig gælde forbrugsmatricen. Her gælder, at

(2) Varer, der opfylder beslægtede behov, kommes i samme gruppe. Her tænkes på noget i retning af HJs "egentlige behov", der bør bestemme den grundlæggende opdeling af anvendelseskomponenterne. Ideen med dette er, at de marginale substitutionsforhold inden for en anvendelse bør være uafhængig af forholdet mellem varerne uden for den pågældende anvendelse. Det vil derfor navnlig være meget nære substitutter eller komplementer, der kommes i samme gruppe.

Substitutionen mellem anvendelseskomponenterne indbyrdes modelleres i adfærdsrelationer, mens den givetvis kraftigere substitution inden for hver enkelt anvendelseskomponent elimineres ved aggregering. Dette er dog i almindelighed kun rimeligt, hvis de substituerende varer har samme inputstruktur, ellers må substitutionen modelleres. Derfor må den fundne gruppering eventuelt disaggregeres, så

(3) Varer med stærkt forskellig inputstruktur bør ikke aggregeres sammen. Dette gælder (i prioriteret rækkefølge)

(a) varer med forskellig importkvote (og -bevægelse)

(b) varer med forskellig afgiftsbelægning

(c) varer med forskellig indenlandsk produktionsstruktur.

De to første typer er værst, fordi udlandet og staten "lækker" systemet. Deres indbyrdes placering er mere flydende.

Hvis efterspørgselskomponenterne er aggregater af primære IO-varegrupper, er deres indenlandske produktionsstruktur ens. Der er derimod ingen garanti for importkvoterne. I værste fald må substitutioner inden for varegruppen modelleres, men i så fald kun ud fra et udtryk for de relative priser.

Det siger sig selv, at der kan være en række andre hensyn.

Erhverv

For grupperingen af erhverv kan der ligeledes opstilles en række hensyn. De vigtigste er

(1) Legio. For at minde om, at netop ved erhvervsgrupperingen er der alle mulige andre relevante hensyn end netop IO-koefficienternes stabilitet, fx datakrav, beskæftigelsesrelationer, institutionelle forhold, tradition, kundekreds m.m.

Af isolerede IO-hensyn er det vigtigste

(2) Inputstrukturen i en erhvervsgruppe skal være så homogen som muligt. Dette gælder både råvarer, specielt direkte importkrav, og primære inputs, specielt lønkvoten. En mulig metode at undersøge homogeniteten på kan evt være Hans's informationsmål, selv om det ikke kan vægte de forskellige inputs betydning.

Hertil kommer af hensyn til importgrupperingen, at

(3) Erhverv, der lægges sammen, bør være lige importkonkurrerende. I modsat fald er der fare for, at importgrupperne bliver for inhomogene; derved bliver de svære at modellere, og de relative priser inden for en varegruppe bliver kraftigere svingende. Importkonkurrenceargumentet må derfor tillægges en temmelig stor vægt.

Hvis de hidtil nævnte hensyn skal overholdes strengt, er der ikke mange erhverv, der kan lægges sammen. Derfor er der grund til at nævne "høkerargumentet"

(4) Erhverv, hvis produktion varierer proportionalt, kan lægges sammen, hvis ikke andet taler imod det. Herunder må det særlig overvejes, hvor robust proportionaliteten er over for importkvoteændringer. Under denne hensyntagen kan underleverandører i almindelighed lægges sammen med det aftagende erhverv.

Afstemningshensyn

I erkendelse af, at de valgte grupperingsgrænser til en vis grad er arbitrære, bør det indgå i overvejelserne, at et erhverv skal levere til så få efterspørgselskomponenter som muligt; omvendt kan det overvejes at udskille anvendelserne, så en efterspørgselskomponent leveres af så få erhverv som muligt. Mulighederne for dette vil som regel først vise sig ved varegrupperingen, som omtales nedenfor.

Varerne (specielt importen)

Varegrupperingen - og det vil i praksis sige importgrupperingen - kan enten foretages efter leverende erhverv eller efter anvendende komponent. Der er mange grunde til at foretrække en gruppering, baseret på leverende erhverv, specielt prismodellen og substitutionen mellem indenlandsk og udenlandsk produktion. Vælges denne løsning, fås følgende procedure.

(1) Der dannes karakteristiske varegrupper efter leverende erhverv. Der vil være tale om simple aggregater af de til ADAM-erhvervene svarende primære IO-varegrupper.

Det vil dog være utilfredsstillende at have lige så få importgruppe som der er erhverv. En vis form for disaggregering vil derfor komme på tale. Denne disaggregering sker under hensyn til

(2) Legio. Specielt for importen er der mange andre hensyn end IO-koefficienterne. Det gælder især

(a) lange tidsserier

(b) harmoni med den løbende udenrigshandelsstatistik.

Desuden kan en evt. opdeling efter oprindelsesland en gang vise sig relevant. For mange varer er importprisen jo knyttet til et prisniveau (herunder valutakurs) for oprindelseslandet.

Af de isolerede IO-hensyn nævnes

(3) En varegruppe bør kun anvendes i en søjle i hver af de fire køberes efterspørgselssubmatricer, samt

(4) En varegruppe bør have temmelig ensartede importkvoter (og bevægelse i samme).

Det er svært at sige, hvilket af de to hensyn (3) og (4), der er vigtigst. Desuden er de formentlig ofte modstridende. I så fald må det overvejes, om enten anvendelses- eller erhvervsgrupperingen kan justeres.

I det omfang, en efterspørgselskomponent leveres af flere varegrupper, må stabiliteten af koefficienterne undersøges. Hvis de skønnes at være for ustabile, bør de enten modelleres ud fra de relative priser inden for efterspørgselskomponenten, eller det bør overvejes at udskille leverancerne som selvstændige komponenter.

Ustabilitet i råvarematricen er svær at greje; hvis en endogenisering er nødvendig, kan den måske foretages efter et række/søjleprincip a la RAS.

Også i denne fase bør en justering af erhvervs- og anvendelsesgrupperingen overvejes.

b. Anders´ og Hennings importvaregruppering.

I AMC+HJ-papiret af 20. okt. 1978 [1] fremlægges en importvaregruppering, der - modsat den her anbefalede - søger at eliminere substitution på købersiden. Dette betyder som nævnt i afsnit 3 blot, at den tilstedeværende"ikke-diagonalitet" flyttes til sælgersiden, dvs markedsandelsmatricen D. De principielle vanskeligheder ved en sådan løsning - prismodellen og importkonkurrencen - er nævnt i afsnit 3 og skal ikke gentages her. Til gengæld har løsningen visse praktiske fordele ved modelleringen af importvarerne, men denne dis-

- - - - - - - - - -

1) HJ/AMC,20/10 1978:"ADAM´s fremtidige importkomponenter"

kussion skal ikke uddybes her. Papiret udmærker sig ved at have nogle langt interessantere hypoteser, idet det ikke blot er de enkelte køber-submatricer B, E^c og E^i, der hver for sig er gjort diagonale; det er den samlede købermatrix (undtagen det offentlige og eksporten dvs $[B\ E^c\ E^i]$, der er diagonaliseret.

Dette indebærer en antagelse om, at råvarer og færdigvarer kan adskilles totalt, og om at forbrugsvarer og investeringsvarer kan adskilles totalt. For nogle enkelte- i papiret kaldet "tværgående"-varer er dette dog ikke skønnet muligt; det gælder energi, der både bruges som råstof og færdigvare, og transportmidler, der både bruges som forbrugs- og investeringsvare. Desuden defineredes en "skraldespandsvariabel" -"øvrige varer"- til opsamling af besværlige varer. Det bemærkelsesværdige ved papiret er, at med disse undtagelser er separationen lykkedes i forbavsende høj grad. Dette resultat er stærkt og uhyre nyttigt. Det eneste "men" er, at skraldespanden, Vq, er blevet en temmelig stor gruppe; det skyldtes mest vanskeligheder med at adskille råvarer og færdigvarer, og de koncentrerer sig - ikke uventet - om leverancer fra den lette industri. Resultatet betyder, at uafhængigt af valget af aggregeringsprincipper må leverancer fra et givet erhverv til B, E^c og E^i-matricerne betragtes som leverancer af reelt forskellige varer. Dette lover ikke godt for fremtidige forsøg på at forbedre prissammenbindingen; på længere sigt kan det være nødvendigt at tænke i råstofproducerende erhverv kontra færdigvareproducerende erhverv, men det er nu næppe muligt at trække denne grænse skarpt.

Diagonaliteten på købersiden opnås på bekostning af en ikke-diagonalitet på sælgersiden. For at få et overblik over ikke-diagonalitetens omfang, er tilgangsmatricen for ADAM-varerne opstillet i tabel 3 (denne matrix svarer til $V = D\hat{g}$ i tabel 1). Kildematerialet er det samme som i AMC-HJ-papiret; hvis hver søjle divideres med "i alt", fås D-matricen, svarende til AMC/HJ's diagonale anvendelses

Tabel 3 Tilgangen af ADAM-varer, fordelt efter leverende erhverv (Matrix V = D$\hat{g}$)

	Va	Vnæ	Vnc	Vni	Vnt	Vb	Vq	Vf	Ve	Vc	Vg	Vv	Vs	Vt	Vo	Vm	Vi	Vy	fiktiv	i alt
A	1.3	106.3	4.1	1.6	1.6	2.1	0.2	10.2	0.1	4.5			3.7							135.7
Næ	9.8	68.7	3.1	0		0	2.6	85.3	0	0		0	0							169.5
Nc	7.3	2.0	27.2	1.7	1.7	8.6	51.8	18.0	13.5	34.9		9.7	12.4			1.4	2.5	0		192.7
Ni		3.7	1.9	35.7	0.2	34.7	16.8			1.9	6.4	15.5	10.9			27.7	4.5	12.1		172.0
Nt		0.1	0.7	0.3	1.9	6.9	1.3			2.1	0.1	13.4	0.6			0	0.8			28.2
No			0						17.7				8.8							26.5
B													207.5							207.5
Q+H							0			0.5		0.6	588.3							589.4
fiktive															139.2				91.0	230.2
i alt	18.4	180.8	37.0	39.3	5.4	52.3	72.7	113.5	31.3	43.9	6.5	39.2	832.2	-	139.2	29.1	7.8	12.1	91.0	1751.7
import	10.2	5.6	51.2	41.7	4.5	18.3	34.9	12.9	28.1	15.5	19.1	12.8	1.3	35.2	-	19.4	4.4	7.6	-	322.7

Anm. Alle tal er i 100 mill. kr. Tallene er i løbende priser for 1969.Jf i øvrigt AMC+HJ af 20. okt. 1978

matrix $[B\ E^c\ E^i]$. Hvis den samlede IO-matrix var diagonal, ville D-matricen være en aggregeringsmatrix, svarende til, at hver søjle i tabel 3 kun indeholdt et tal forskelligt fra nul. Som ventet viser tabellen, at ikke-diagonaliteten trods alt er begrænset. Samtidig antyder den klart, at visse ændringer i erhvervsopdelingen kan reducere sløret kraftigt. For at understøtte disse overvejelser er importen af hver vare angivet under "i alt"-rækken.

For landbrugets og næringsmiddelindustriens vedkommende ses tydeligt årsagen til ikke-diagonalitet: Næringsmiddelindustrien modtager dyr og mælk fra landbruget og leverer skummetmælk tilbage til at hælde i dyrene. Desuden ses, at ud over de interne leverancer leverer begge erhverv stort set kun til Vf, fødevarer og nydelsesmidler. Importkvoten for landbrugets leverance til næringsmiddelindustrien er stort set nul[1]. Landbruget og næringsmiddelindustrien er altså et skoleeksempel på to erhverv, der kan aggregeres efter kriterierne (3) og (4): De er lige lidt importkonkurrerende, og deres produktionsværdi må variere næsten proportionalt. Til gengæld er deres inputstruktur heterogen, hvilket i andre sammenhænge kan være en ulempe (her tænkes mest på beskæftigelsen).

Den lette industri (Nc) udmærker sig ved, at den stort set ikke modtager andre inputs end sin egen produktion og import (som til gengæld udgør over halvdelen). Det bemærkes, at den lette industri leverer til næsten alle varegrupper; specielt er leverancen til skraldespanden Vq meget stor. Det afspejler, at en meget stor del - ca. 1/4 - af sektorens produktion ikke kan adskilles i råvarer og færdigvarer; årsagen er særlig en stor leverance til eksport. De anvendelsesspecifikke varer vurderes som følger: Der er en betragtelig

1) Dette kan dog skyldes forhold, specielle for 1969; hvis landbruget får et dårligt år, kan importkvoten muligvis stige kraftigt.

leverance til landbruget, som næppe vil kunne elimineres; den består af gødning og produkter fra oliemøller. Værre er den store leverance til byggesektoren, der primært består af asfalt, olie og maling. Af færdigvareleverancerne kan nævnes fødevarerne (sprut og tobak) og specielt leverancerne til varige varer og tjenesteydelser (Vv og Vs); her er typisk tale om tæpper, musikinstrumenter, skrivemaskiner m.v. og reparation af samme.

Hvis nydelsesmiddelindustrien udskilles, forsvinder leverancerne til fødevaregruppen, men det er måske latterligt at have en sektor med kun ca. 2 mia i produktionsværdi. Hvis olieindustrien udskilles forsvinder leverancen til energi (Ve) samt broderparten af leverancen til byggesektoren. Er det en kættersk tanke at lægge asfaltfabrikkerne sammen med raffinaderierne?

Tilbage står kun leverancerne til Vq, Vv og Vs som alvorlige kilder til substitution. Desuden bør det bemærkes, at importkvoten for den lette industris leverancer til sig selv er klart højere end gennemsnittet for dens leverancer. Vnc må derfor være en oplagt kandidat som importvaregruppe.

Den tunge industris leverancestruktur ligner overordentlig meget den lette industris: Den modtager stort set kun inputs fra import og sig selv, og importkvoten er meget høj. Desuden leverer den til næsten alle anvendelser. Den tunge industri adskiller sig fra den lette ved en meget stor leverance til byggesektoren og til investeringsvarer, samt ved ikke at levere til fødevaregruppen; dette er helt som forventet. Hvad der måske kan overraske, er den store leverance til skraldespanden Vq, samt den ikke helt negligible leverance af dåser m.v. til næringsmiddelindustrien.

Da substitutionsproblemerne i IO-tabellen helt overvejende koncentrerer sig om forholdet mellem den lette og den tunge industri, kan der være grund til at stoppe lidt op her. Som nævnt er synde-

bukkene skraldespanden Vq, de varige goder Vv og tjenesteydelserne Vs. Hvad de varige varer angår, er problemet temmelig svært at løse, med mindre fabrikanter af husholdningsmaskiner og stereo puttes ned i den lette industri. Og reparationerne af samme bør udskilles som en selvstændig vare; når dette ikke er gjort i AMC/HJ papiret, hænger det sammen med dets snævre importsigte, der generelt ignorerer de ikke importkrævende tjenesteydelser. Problemet med Vq er uløseligt, fordi dens karakter er så diffus. Meget taler således for, at den lette og den tunge industri bør slås sammen for at eliminere substitutionen.

De to sektorer har givetvis en meget forskellig efterspørgselsudvikling, så det afgørende er, om deres inputstruktur er forskellig. Hvad arbejdskraft m.v. angår, tyder vores hidtidige resultater ikke på nogen stærkt forskellig inputefterspørgsel. På råvaresiden bemærkes som minus, at de to sektorers indbyrdes leverancer er meget små; men mon ikke, det er dem, der ligger i Vq? Det alvorligste problem er nok de meget forskellige importkonkurrenceforhold; leverancen til byggesektoren (Vb), øvrige ikke-varige varer (Vc) og øvrige varige varer (Vv) har klart mindre importkvote end de øvrige, specielt råvare- og investeringsvareleverancerne. Det værste ved dette er, at billedet ikke er klart til den ene eller den anden side: De erhverv, der leverer til byggesektoren, leverer formentlig også til investeringerne; de erhverv, der leverer til varige varer, leverer også til investeringer i inventar etc. Uanset hvilket erhvervsgruppering, der vælges, synes det nødvendigt at definere flere importgrupper for hvert erhverv: en råvaregruppe, en forbrugsvaregruppe og en investeringsvaregruppe Diagonaliseringen tyder jo heldigvis på, at det er forskellige varer, der går til de tre typer anvendelse.

AMC's forslag om udskillelse af en sektor, der primært leverer til byggesektoren, er udmærket begrundet i import- og efterspørg-

selssammenhæng; men hvis den samtidig har store, importtunge leverancer til investeringer, forsvinder en del af grundlaget. Desuden modtager byggesektoren fra næsten alle erhverv, så det kan blive svært at trække grænsen. Under alle omstændigheder må vi i så fald ned under det 27-sektorniveau for foreløbigt nationalregnskab, der omtales i AMC's papir af 28. maj. Det kan vel heller ikke undre; når vi ikke følger nationalregnskabets aggregerede grupper på efterspørgselssiden, bliver det kunstigt at gøre det på udbudssiden. Kan dataproblemerne løses, taler meget dog for udskillelse af en sektor af underleverandører til byggesektoren. Derimod er der ingen speciel grund til at adskille fabrikanter af varige og ikke-varige forbrugsgoder.

Til slut nogle små bemærkninger til de resterende sektorer. Træ- og møbelindustrien synes for lille til at være en selvstændig sektor. Eventuelt burde den splittes, så træindustrien kommer i den sektor, der leverer til bygge- og anlæg, mens møbelindustrien lægges til restgruppen. Det er uskønt, at renovation m.v. slås sammen med el- gas- og varmeværker, men dette problem løser vist sig selv med den nye NR-opdeling. Hvad tjenesteydelserne angår, synes en mindre kavalerisk behandling end importpapirets nødvendig, i den her omtalte sammenhæng. Tallene i tabel 3 er tydeligt påvirkede af inkluderingen af boligsektor og -investeringer. Der er grund til at påpege at en del serviceydelser er specifikke råvarer, fx landbrugssservice, arkitekter, rådgivende ingeniører etc.; navnlig for byggesektoren er der tale om en betydelig leverance. I øvrigt skulle de øvrige erhverv let kunne diagonaliseres, fordi de ofte er defineret ved den vare, de producerer.

Alt i alt synes der at være grund til - omend behersket - optimisme angående muligheden for at reducere antallet af IO-koefficienter.

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

21. marts 1979
JAO/jao

En beregning af parametre til den foreslåede nye slutskattefunktion i ADAM.

I skitsen til den nye skattefunktion i ADAM, jf. PUD af 13. juni 1978, bestemmes slutskatterne vedrørende indkomster (Ssy) ud fra den skattepligtige indkomst (Ys), andelen af den skattepligtige indkomstmasse i hvert af trinnene på statsskatteskalaen (yskv1,... ,yskv5) og den gennemsnitlige beskatningsprocent for hvert skalatrin (idet personfradraget opfattes som 1. skalatrin). Det springende punkt i denne bestemmelse af slutskatterne er konstruktionen af yskv1,... yskv5, der i følge skitsen skal foregå ved hjælp af Christen Sørensens skattemodel, SK-modellen. Dette indebærer, at skattefunktionen først er operationel fra og med 1975, idet SK-modellens kodificerede skatteregler ikke er ført længere tilbage. Derudover er resultaterne fra SK-kørsler vanskelige at vurdere, fordi der for mange variables vedkommende ikke findes sammenlignelige data fra alternativ kilde.

En mulighed for at skønne værdierne af yskv1,..yskv5 tilbage til 1970 er at anvende de årlige tabelværker over indkomster og formuer ved slutligningen[1], hvor der findes tal for såvel antallet af skattepligtige personer som den skattepligtige indkomstsum, fordelt på grupper efter den skattepligtige indkomsts størrelse. En oversigt over disse tal for årene 1970-76 er givet i bilag 1[2] (for 1976 er tal for indkomstsummen dog ikke offentliggjort).

Hvis statsskatteskalaens progressionsgrænser for den skattepligtige indkomst var kendte, kunne yskv1,..yskv5 findes enten direkte eller ved lineær interpolation mellem grupperne ud fra bilag 1. Denne omregning af skatteskalaen til at gælde skattepligtig indkomst er imidlertid alt andet end problemfri. Statsskatteskalaen gælder på skattepligtig indkomst minus beregningsfradrag, først og fremmest personfradraget. En lille vanskelighed er, at personfradraget fra og med 1975 ikke er et nedslag i den skattepligtige indkomst, men i selve skatten; implikationerne af dette behandles i punkt a. Et langt alvorligere problem er, at personfradraget ikke er ens for alle: Det kan frit overføres mellem ægtefæller, og en række skatteydere - som fx enlige pensionister og visse enlige forsørgere - har forhøjet personfradrag; dette behandles i punkt b.

---

1) St.T. 1973:IV, 1974:III, 1975:IV og IX, 1976:IV, 1977:VI og 1978:VII.

2) Optrykt i revideret form som bilag 1 i notat af 9/10-79

a. Personfradragets ændrede behandling fra og med 1975.

I indkomstårene 1970-1974 inkl. gjaldt statsskatteskalaen skalaindkomsten, defineret som den skattepligtige indkomst (Ys) minus personfradraget (pf)[1]. Slutskatten vedrørende indkomst (Ssy kunne derfor skrives

$$Ssy = f(Ys-pf),$$

hvor f er defineret ved statsskatteskalaen[2].

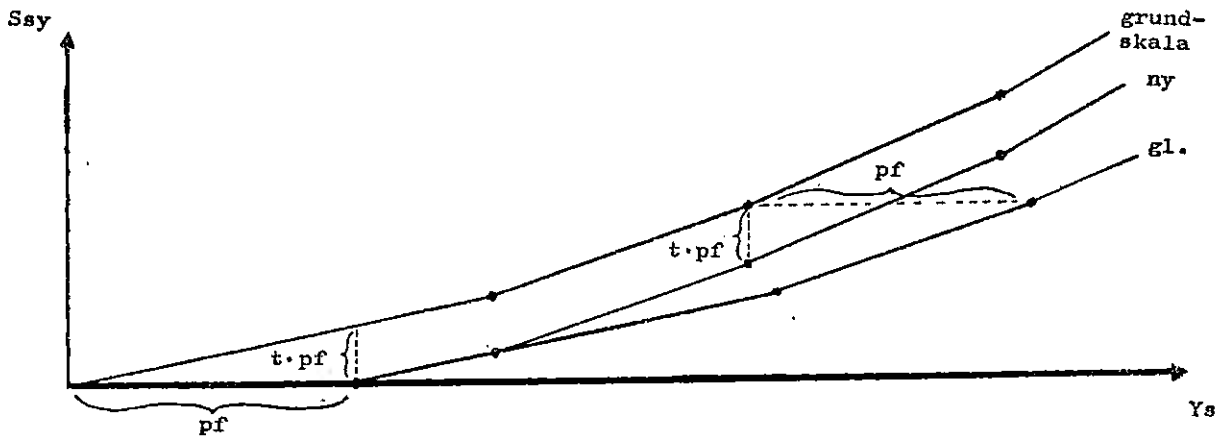
Fra og med 1975 gælder statsskatteskalaen direkte på den skattepligtige indkomst, idet dog slutskatten nedsættes med personfradraget multipliceret med skattesatsen på laveste skalatrin, dvs.

$$Ssy = f(Ys) - t \cdot pf,$$

hvor t betegner den laveste skattesats.

For samme personfradrag og skatteskala kan forskellen mellem de to beregningsmetoder illustreres som i figur 1.

Figur 1. Skatteskalaen for skattepligtig indkomst.



Efter de gamle regler findes den direkte sammenhæng mellem skattepligtig indkomst og slutskat ved, at grundskalaen forskydes vandret til højre med personfradragets størrelse. Efter de nye regler forskydes grundskalaen lodret ned med den laveste skattesats multipliceret med personfradraget. Nettoeffekten af den ændrede beregningsmetode er altså en skærpelse af progressionen for skatteydere med skattepligtig indkomst over grundskalaens nederste progressionsgrænse.

For perioden 1970-1974 findes progressionsgrænserne for den skattepligtige indkomst ved at tillægge grundskalaens grænser det gennemsnitlige personfradrag. Fra 1975 og frem kan grundskalaens progressionsgrænser direkte anvendes, idet personfradraget opfattes som 1. skalatrin.

1) Der ses bort fra de øvrige beregningsfradrag.

2) Der ses bort fra proportionalskatterne, som er uden betydning for argumentationen i dette punkt.

b. Bestemmelse af det gennemsnitlige personfradrag.

De varierende personfradrag fra skatteyder til skatteyder - navnlig de overførte personfradrag mellem ægtefæller - nødvendiggør en beregni[illegible]erligt for årene 1970-1974 i følge argumentationen i punkt a. En løsningsmulighed er at anvende tallene for skattepligtig indkomst og totalsummen af udnyttede beregningsfradrag som angivet i det gule tabelværk om skatter og afgifter.

Tabel 1. Indkomster ved slutligningen.

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976
(1) Skattepl. indkomst	75800*	84895	94913	109042	127352	146268	164326
(2) Ber. frad.	18800*	22282	23945	26291	27539	36637	43382
(2)/(1) yskvl	.2480*	.2625	.2523	.2411	.2162	.2505	.2640

* Anslået

Kilde: St. T. : "Skatter og afgifter", 1978:1, tabel 4.10.

Det bemærkes, at den samlede skattepligtige indkomst i skattestatistikken afviger fra tallene i indkomststatistikken, jf. bilag 1, men det er ikke lykkedes at finde en forklaring på dette. Kvoten yskvl kan formentlig godtages, idet dog det anslåede tal for 1970 synes for lavt. For 1975 og frem kan de øvrige indkomstandele så findes direkte af bilag 1 og statsskatteskalaen, men for årene 1970-74 må grundskalaen tillægges et gennemsnitligt personfradrag, jf. punkt a. En beregning af dette fradrag må tage som udgangspunkt at ramme yskvl så godt som muligt ud fra bilag 1.

I Tabel 2 er vist resultaterne fra en sådan beregning af det gennemsnitlige personfradrag for de skatteydere, der har udnyttet deres eget fradrag fuldt ud. Først findes antallet af skatteydere med en skattepligtig indkomst, der er mindre end et enkelt personfradrag, ud fra bilag 1 (for gruppen 5-10.000 kr. findes tallet ved lineær interpolation). Dette tal fratrækkes det totale antal skatteydere for at få antallet af skatteydere med fuldt udnyttet fradrag. Summen af beregningsfradrag fremgår af tabel 1. Derfra trækkes summen af skattepligtige indkomster mindre end personfradraget på samme måde som for personerne ovenfor. Af de korrigerede fradrag og det fundne antal skatteydere kan det gennemsnitlige personfradrag bestemmes.

Tabel 2. Skattepligtig indkomst og beregningsfradrag.

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975
(1) Personfradrag (kr.)	5000	5100	5400	5800	6100	9000
(2) Skattepligtige personer (1000)	3833	3889	3944	4064	3960	3983
(3) heraf med indk. mindre end pf	1108	1087	1084	958	864	876
(4) andre	2725	2803	2860	3106	3096	3107
(5) Beregningsfradrag* (mill. kr.)	18690	22126	23729	25949	27071	36119
(6) heraf indk. mindre end pf	1098	1070	1155	902	1201	1987
(7) resterende fradrag	17592	21056	22574	25047	25870	34132
(8) Gnstl. fradrag til skala, kr. ((7)/(4))	6456	7512	7893	8064	8356	10986
(9) yskvl, beregnet ud fra (8)	.2500	.2621	.2519	.2411	.2153	.2505

*) Justeret med kvoten mellem skattepligtig indkomst efter bilag 1 og ditto efter tabel 1.

De beregnede værdier af yskvl stemmer pænt overens med tabel 1.

c. Resultater.

Ud fra ræsonnementerne i punkt a og b kan opstilles følgende progressionsgrænser for den skattepligtige indkomst:

Tabel 3. Gennemsnitlige progressionsgrænser for skattepligtig indkomst (kr).

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976
1.-2.trin	6500	7500	7900	8100	8400	11000	-
2.-3.trin	23500	25000	26400	27900	29300	50000	59500
3.-4.trin	36500	38300	40500	43000	45300	90000	107100
4.-5.trin	76500	79500	84100	89600	94600	-	-

Kilde: 1.trin: tabel 2. Øvrige: St.T. 1978:1, tabel 4.1 - 4.5

Disse grænser kan direkte anvendes på bilag 1 til at bestemme yskv'erne, idet fx 1.trin i 1970 tillægges summen af skattepligtige indkomster under 6500 kr. plus 6500 kr. ganget med antallet af skatteydere med højere skattepligtig indkomst og så fremdeles. Hvor tabelgrupperingerne ikke passer med grænserne, interpoleres lineært. Resultatet gives i tabel 4, idet de beregnede værdier af yskvl er erstattet af værdierne fra tabel 1. Forskellene er modposteret i yskv2, således at kvoterne stadig summer til en.

Tabel 4. Andelen af skattepligtig indkomst i de enkelte progressionsintervaller.

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	SK 1975*
yskv1	.2480	.2625	.2523	.2411	.2162	.2505	.2518
yskv2	.4356	.4106	.4053	.3999	.3847	.5309	.5293
yskv3	.1557	.1631	.1671	.1749	.1834	.1497	.1508
yskv4	.1012	.1056	.1185	.1305	.1591	.0689	.0681
yskv5	.0594	.0582	.0568	.0538	.0566	-	-

*) Kilde: Christen Sørensen:"En indkomstskattemodel. SK-modellen", blåt memo nr. 66, Københavns Universitet 1978.

Den fine overensstemmelse i 1975 mellem de to parametersæt skal dog ses på baggrund af, at progressionsintervallerne i dette år falder sammen med tabelgrupperingerne i bilag 1, så interpolation undgås. Samtidig er 1975-parametrene ikke påvirket af den lidt problematiske beregning i punkt b.

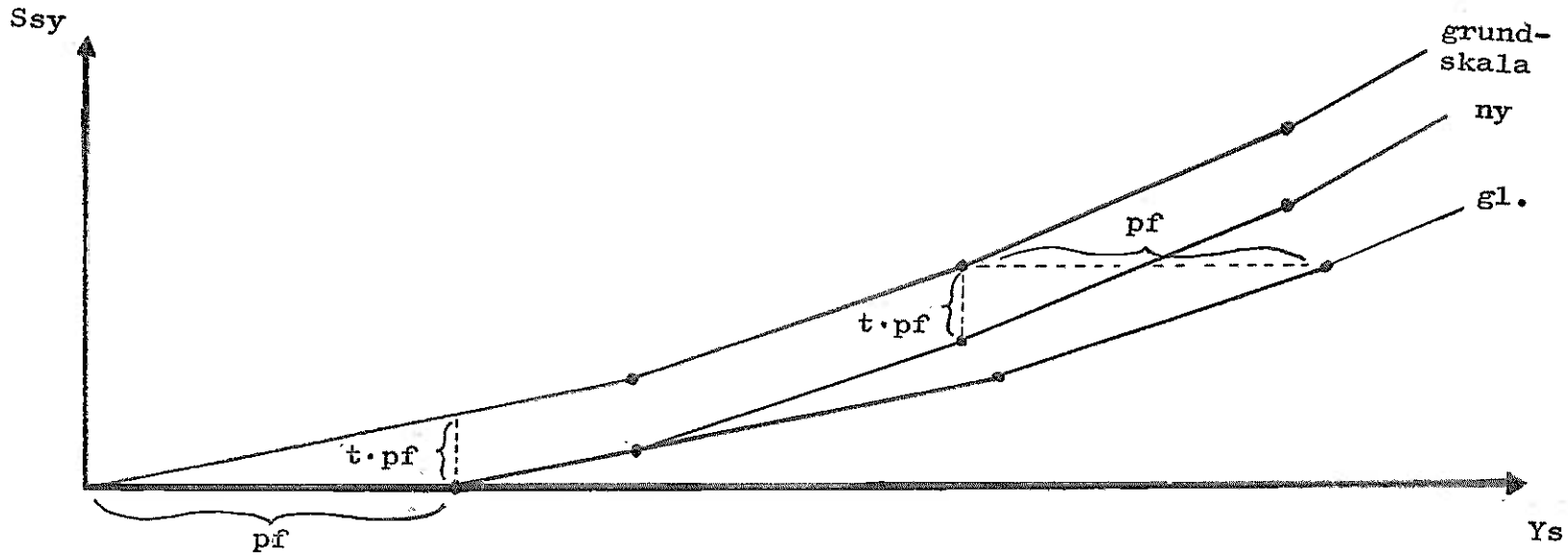
Det er vanskeligt at vurdere kvaliteten af parametrene i årene 1970-74. Størrelsesordenen i de enkelte år ser ikke umiddelbart ud til at være i modstrid med nogen forventninger. Samtidig afspejler tallene den forventede vækst op i progressionsintervallerne igennem perioden. En mere præcis ide om kvaliteten kan måske fås ud fra slutskattefunktionens korrektionsfaktor, kssy, der angiver forholdet mellem "observerede" og beregnede slutskatter ved indsættelse af de beregnede parametre. Det skal dog nævnes, at korrektionsfaktoren også kan afspejle overgangen mellem forskellige statistiksystemer, og at den derfor ikke nødvendigvis bør være én.

Tabel 5. Korrektionsfaktorer til slutskattefunktionen (kssy).

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976
parametre							
fra tab. 4	.9671	.9967	.9982	.9995	.9987	.9925	-
fra SK*	-	-	-	-	-	.9942	.9946

* Kilde: D.Ø.S.

Den lave korrektionsfaktor i 1970 bekræfter, at de skønnede beregningsfradrag for 1970 rimeligvis er for lave. De øvrige faktorer er ikke alene pænt konstante, men de er også tæt på én. Der er pæn overensstemmelse mellem de to korrektionsfaktorer for 1975. Ingen af de anførte forhold tyder på alvorlige fejl i beregningen.


Ssy
grund-
skala
ny
gl.
pf
t·pf
t·pf
pf
Ys

Tabel 2. Skattepligtig indkomst og beregningsfradrag.

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975
(1) Personfradrag (kr.)	5000	5100	5400	5800	6100	9000
(2) Skattepligtige personer (1000)	3833	3889	3944	4064	3960	3983
(3) heraf med indk. mindre end pf	1108	1087	1084	958	864	876
(4) andre	2725	2803	2860	3106	3096	3107
(5) Beregningsfradrag* (mill. kr.)	18690	22126	23729	25949	27071	36119
(6) heraf indk. mindre end pf	1098	1070	1155	902	1201	1987
(7) resterende fradrag	17592	21056	22574	25047	25870	34132
(8) Gnstl. fradrag til skala, kr. ((7)/(4))	6456	7512	7893	8064	8356	10986
(9) yskvl, beregnet ud fra (8)	.2500	.2621	.2519	.2411	.2153	.2505

*) Justeret med kvoten mellem skattepligtig indkomst efter bilag 1 og ditto efter tabel 1.

Slutskattefunktionens parametre - en beregningsmetode.

1. Indledning.

I mit papir af 21. marts 1979 er skitseret en metode til beregning af slutskattefunktionens indkomstandele yskv1,...,yskv5 (nu bys1,...,bys5). Siden da er metoden indlagt på edb, hvilket har betydet en nøjagtigere bestemmelse af bys(i)´erne. Desuden har det muliggjort mere spidsfindige anvendelser som fx beregning af afvigelsesparametrene bys(i)1 og fremskrivninger. Sluttelig er der kommet nye data, således at der nu er parametre frem til 1977.

I afsnit 2 gives de reviderede bys(i)´er for perioden 1970-77. De nødvendige tal mangler dog i 1976, hvorfor parametrene i dette år har måttet skønnes ud fra data i 1975 og 1977. I afsnit 3 præsenteres en beregning af funktionens 1. ordens afvigelsesparametre, bys(i)1, idet udgangsparametrene bys(i)0 historisk sættes til bys(i). I afsnit 4 anføres en metode til fremskrivning af samtlige parametre, og der foretages en sammenligning med tilsvarende parametre, fremskrevet med SK-modellen.

2. Revision af bys1,...,bys5 1970-77.

Som nævnt i papiret af 21. marts er bys1, der angiver massen af udnyttede beregningsfradrag som andel af den skattepligtige indkomst, meget vanskelig at beregne. Dette skyldes først og fremmest, at personfradragene varierer fra skatteyder til skatteyder. Til gengæld er bys1 som den eneste af parametrene direkte dækket i eksisterende statistik, jf 21/3, tabel 1. Disse tal er revideret i St. T. 1979:VI :

Tabel 1. Indkomster ved slutligningen.

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
(1) Skattepl. indkomst	75800*	84895	94913	109042	127352	146227	164308	182659
(2) Beregn. fradrag	18800*	22282	23945	26291	27539	36634	43419	50657
(3) bys1	.2480*	.2625	.2523	.2411	.2162	.2505	.2643	.2773

*) Anslået.

Kilde : St.T. : "Skatter og afgifter", 1979: VI , Tabel 4.12

Det understreges, at der for 1976 og 1977 er tale om foreløbige opgørelser. For 1977 drejer det sig om statsskattedirektoratets 6. ændringskørsel, der normalt har et niveau for den skattepligtige indkomst på godt 99 pct. af det endelige.

Konstruktionen af bys(i) finder sted ved anvendelse af skattetabelværkets oplysninger om skatteskalaen på indkomststatistikkens tabelværkoplysninger om fordelingen af den skattepligtige indkomst. Der har imidlertid vist sig nogle sejglivede problemer i forbindelse med en harmonisering af tallene fra de to statistiksystemer. Indkomststatistikkens oplysninger er angivet i bilag 1. Det ses, at den skattepligtige indkomst afviger betydeligt i forhold til tabel 1. For årene 1975-77 er skattestatistikkens indkomst typisk 2 mia. kr. højere end indkomststatistikkens, ligesom antallet af skattepligtige personer afviger betydeligt i de to systemer. Nogle medvirkende, men ikke tilstrækkelige, årsager til dette skal anføres. For det første omfatter indkomststatistikken kun fuldt skattepligtige indkomstansættelser fra og med 1974, mens skattestatistikken omfatter alle ansættelser, muligvis undtagen sømænds. Dette forhold kan formentlig bidrage med ca. 1 mia af forskellen. For det andet hviler indkomststatistikken som hovedregel på statsskattedirektoratets 4. ændringskørsel, mens skattestatistikken hviler på den sidste, der er foretaget inden for to år efter det pågældende indkomstårs udløb. Dette forhold bidrager formentlig til forskellen med en lille milliard, knap så meget for det nyeste år. Mens den første forskel mest betyder noget for niveauerne, kan denne anden forskel yderligere betyde forskellige vækstprocenter,i det omfang lignings-arbejdet effektiviseres over tiden. En tredie forskel er, at indkomststatistikken anvender den ansatte skattepligtige indkomst, mens skattestatistikken anvender den såkaldte afrundede skattepligtige indkomst, dvs den ansatte indkomst minus nedrunding og rentenedslag til pensionister. Dette forhold bidrager med ca. en halv mia. i 1977 i den gale retning. Der er således stadig en post på godt en halv mia. kr., der ikke kan forklares.

I det følgende forudsættes dog, at værdien af bysl fra tabel 1 kan anvendes direkte på bilag 1. Til brug for konstruktionen af makro-progressionsgrænser for den skattepligtige indkomst må der beregnes et gennemsnitligt "makro-beregningsfradrag" pr. skatteyder, forstået på den måde, at det ud fra indkomstfordelingen i bilag 1 giver den fundne værdi af bysl. Den lidt upræcise bestemmelse af dette makrofradrag fra 21/3 - papiret er opgivet og erstattet af en helt præcis edb-algoritme. Dette sker først og fremmest, fordi bys(i)'erne i perioden 1970-74 er stærkt følsomme for netop beregningsfradragets størrelse, men også fordi det letter de senere refererede beregninger. Det fundne makrofradrag, det almindelinge personfradrag samt kvoten mellem disse er anført i tabel 2.

Tabel 2. Beregningsfradrag 1970-1977.

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
(1) Alm. Personfradrag, kr.	5000	5100	5400	5800	6100	9000	10800	12600
(2) Makrofradrag, kr.	6454*	7511	7912	8098	8391	11000	13000*	15024
(3) (2)/(1)	1.291*	1.473	1.465	1.396	1.375	1.222	1.2*	1.192

*) Anslået.

Hvis beregningsfradragene ikke kunne overføres mellem personer, ville kvoten (3) antage en værdi nær ved 1, der overvejende ville være bestemt af skatteydernes demografiske fordeling efter almindeligt eller forhøjet personfradrag samt på hovedpersoner eller gifte kvinder. I hvert fald ville den være ret stabil. Imidlertid vil den generelt stige ved overførsler af personfradrag fra gifte kvinder til hovedpersoner. Det konstaterede fald igennem perioden må således tilskrives en stigende udnyttelsesgrad af egne personfradrag, rimeligvis på grund af den stigende erhvervs frekvens for gifte kvinder.

Det noteres, at skattetabelværkets skønnede værdi af beregningsfradragene i 1970 synes alt for lavt, jf. også tabel 1. Det er derfor i stedet besluttet at beregne makrofradraget i 1970 som 1.47 (kvoten i 1971) ganget med det almindelige personfradrag i 1970, afrundet til nærmeste hele 100 kr. Ud fra de fundne fradrag kan der for hvert af årene opstilles en makrostatsskatteskala for fordelingen af den skattepligtige indkomst på personer efter indkomstens størrelse, jf. 21/3, afsnit a. Resultaterne er givet i tabel 3.

Tabel 3. Makro-progressionsgrænser for skattepligtig indkomst,kr.

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
1./2. trin	7300*	7511	7912	8098	8391	11000	13000*	15024
2./3. trin	24300*	25011	26412	27898	29291	50000	59500	66800
3./4. trin	37300*	38311	40512	42998	45291	90000	107100	120300
4./5. trin	77300*	79511	84112	89598	94591	-	-	-

Kilde : 1. trin: Tabel 2. Øvrige trin: St. T. 1979:VI, tabel 4.1 - 4.5.

Ved beregningen af bys(i)´erne anvendes grænserne fra tabel 3 på indkomstfordelingerne i bilag 1, således at fx. 1. trin i 1970 tillægges summen af skattepligtige indkomster under 7300 kr. plus 7300 kr. ganget med antallet af personer med højere skattepligtig indkomst og så fremdeles[1]. De beregnede bys(i)´er er angivet i tabel 4.

Tabel 4. Andelen af skattepligtig indkomstmasse i de enkelte progressionsintervaller 1970-1977.

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
bys1	.2769*	.2625	.2523	.2411	.2162	.2505	.2643	.2773
bys2	.4222*	.4123	.4075	.4035	.3845	.5309	.5543*	.5558
bys3	.1464*	.1622	.1653	.1749	.1834	.1497	.1266*	.1195
bys4	.0959*	.1096	.1188	.1265	.1593	.0689	.0548*	.0474
bys5	.0586*	.0534	.0561	.0540	.0566	-	-	-

Kilde : Første række : Tabel 1. Øvrige : Bilag I, jf. tekst.

Disse tal ser umiddelbart meget nydelige ud. De afspejler som ventet en generel vækst op i progressionsintervallerne igennem perioden, afbrudt af reformen i 1975, hvis nettoeffekt tydeligt ses at have været en forlængelse af proportionalstrækket. Der spores ligeledes en indsnævring af indkomstfordelingen gennem perioden, der meget tydeligt kommer til udtryk i 1977. Et mere kvantitativt mål for bys(i)´ernes kvalitet kan fås ved vurdering af korrektionsfaktoren til slutskattefunktionen, kssy, jf. tabel 5.

Tabel 5. Korrektionsfaktorer til slutskattefunktionen 1970-1977.

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
kssy	1.0067	.9981	.9991	1.0016	.9987	.9925	.9948	.9887

Anm. : Korrektionsfaktoren angiver forholdet mellem faktiske og beregnede indkomstskatter efter Ssy-funktionen. Ved beregningen er anvendt data fra ADAMBANK., hvorfor der er marginale forskelle til værdien i tabel 6.

Helhedsindtrykket er, at kssy ligger pænt tæt på 1. Den største afvigelse er i 1977 og er på 1.1 pct. Generelt overvurderes slutskatterne svagt af Ssy-funktionen; undtagelserne er 1970 og 1973, hvor datakvaliteten er klart ringere end normalt på grund af etableringsvanskeligheder med hhv. skatte- og indkomststatistikken.

---

1) Den nøjagtige formel er anført som (5) i bilag 2.

Overvurderingen ser ud til at være forstærket efter 1975-reformen. For at undersøge dette nærmere er der i tabel 6 foretaget en opdeling af slutskatteprovenuet på en række undergrupper, beregnet efter principperne bag ADAMś slutskattefunktion. Af de anførte undergrupper er statsskatteprovenuet afhængigt af samtlige bys(i)é mens de øvrige (proportionalskatterne) kun afhænger af bysl.

Statsskatteprovenuet rammes relativt smukt, når 1977 undtages. Dette, og den generelle tendens til overvurdering, kan måske hænge sammen med, at sømandsindkomster muligvis regnes med i indkomsten, uden at sømandsskatter indgår i indkomstskatten.

Pensionsbidragene overvurderes konsekvent af skattefunktionen - for de senere år med omkring 4 pct. Dette må først og fremmest tilskrives, at pensionsfondsbidraget (det almindelige) kun betales af skatteydere under 67 år.

De tre øvrige komponenter: primærkommunal, amtskommunal og kirkeskat er rene proportionalskatter. Derudover har de det tilfælles, at de udskrives regionalt forskelligt. Der anvendes derfor i ADAM en gennemsnitlig skattesats på landsbasis, konstrueret som en sammenvejning af de enkelte satser ud fra størrelsen af det forventede skatteprovenu. I det omfang, de ved planlægningen forventede provenuer ikke stemmer (relativt til hinanden) med ex post- værdierne, vil det samlede skatteprovenu blive fejlvurderet. For de mindre provenuer til amt og kirke spiller afrundingsfejl på skattesatsen en ret stor rolle. Hovedindtrykket af tabellen er, at bysl er noget for stor i 1970 og noget for lille i 1977. Problemet i 1970 er oplagt, da tallet er skønnet. Der er dog tale om en klar forbedring af kssy i forhold til den, der ville være fremkommet ved anvendelse af bysl fra tabel 1; i så fald ville kssy have været så lav som 0.9671. Problemet i 1977 er betydeligt sværere at forklare, fordi kildematerialet principielt burde være det samme til statistikken over indkomst og fradrag. Under aller omstændigheder er fejlene dog under 1.5 pct., selv i disse år.

Principielt kunne man som alternativ regne proportionalskattesatserne ex post. Herved kunne proportionalskatterne historisk bestemmes som en identitet i stil med dagpengene. Tallene for provenuer, beregningsfradrag og skattepligtig indkomst stammer i

Tabel 6. Indkomstbeskatningen 1970-1977.

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
(1) Skattepligtig indkomst	75800	84895	94913	109042	127352	146227	164308	182659
(2) Indkomstskat	24045	29108	33404	39979	47967	48544	54729	59493
beregnet	23874	29136	33439	39789	48091	48975	55068	60233
kssy	1.0071	.9990	.9990	1.0048	.9974	.9912	.9938	.9877
Heraf:								
(3) Statsskat	13348	14741	16814	19970	24696	21315	22639	24028
beregnet	13296	14736	16903	19846	24733	21469	22672	24330
kssys	1.0039	1.0003	.9947	1.0062	.9985	.9928	1.0015	.9876
(4) Pensionsbidrag	1636	2443	2773	2208	3839	4420	4877	5301
beregnet	1644	2504	2839	2317	3993	4603	5077	5544
kssyp	.9951	.9756	.9768	.9526	.9614	.9602	.9606	.9562
(5) Kommuneskat	8665	11486	10514	13119	14646	16974	19929	21845
beregnet	8551	11458	10432	13075	14577	16986	19945	22043
kssypk	1.0133	1.0024	1.0077	1.0034	1.0047	.9993	.9992	.9910
(6) Amtsskat	-	-	2818	4161	4206	5170	6457	7411
beregnet	-	-	2768	4055	4192	5151	6528	7392
kssyak	-	-	1.0181	1.0260	1.0033	1.0037	.9891	1.0027
(7) Kirkeskat	396	438	485	521	580	665	827	908
beregnet	384	438	497	497	599	767	846	924
kssyk	1.0310	1.0000	.9759	1.0483	.9683	.8670	.9776	.9827

Anm : kssy´erne er den observerede værdi divideret med den beregnede. Observerede værdier er fra ST.T, tabel 4.12 ,og marginalt forskellige fra databankens.

hvert fald fra samme edb-kørsel i skattedirektoratet (jf ST. T. 1979:VI, tabel 4.12 D. og E.), hvorfor der burde være sikret konsistens. Det er dog et særdeles åbent spørgsmål, om en sådan ex post- fastlæggelse er ønskelig.

3. Beregning af 1. ordens afvigelsesparametre 1970-77.

a. Metode.

I ADAM bestemmes bys(i)´erne endogent ud fra den hypotese, at de varierer med indkomsten. Filosofien er, at man ud fra en formodel (eller historiske data) har et udgangsniveau for indkomsten og et tilsvarende udgangssæt af bys(i)´er, kaldet bys(i)0. I formodellen bestemmes derudover et estimat for ændringen i bys(i) ved en afvigelse i indkomsten fra udgangsniveauet. Af praktiske grunde er denne ændring forudsat at være en rent lineær funktion af den procentvise indkomstafvigelse, så det approximativt gælder, at

(1) $\quad bys(i) = bys(i)0 + bys(i)1 \cdot (Ys/Yse - 1) \cdot 100.$

Praksis er, at bys(i)1 estimeres ud fra en afvigelse i indkomsten på +1 pct. Ved væsentlig større afvigelser begås en vis approksimationsfejl ved lineariseringen. Beregningen af bys(i)1 tager udgangspunkt i, at den postulerede indkomststigning på 1 pct. fordeler sig helt jævnt på alle indkomster, svsrende til, at Lorenzkurven ikke ændrer sig. Dette kan , jf Rapport 4, Kap. 7, også formuleres som følger:

Det antages grundlæggende, at fordelingen af skattepligtige personer efter deres skattepligtige indkomsts størrelse i et givet år kan opfattes som frembragt af en stokastisk variabel Y^o med kontinuert tæthedsfunktion $f^o(y)$. Hvis det yderligere antages, at alle indkomster stiger med faktoren α, kan den nye fordeling af indkomsten beskrives ved variablen $Y^* = \alpha Y^o$ med tæthedsfunktionen $f^*(y) = (1/\alpha)\, f^o(y/\alpha)$. Det bemærkes, at bortset fra faktoren $(1/\alpha)$ er det i forbindelse med tæthedsfunktionen helt ækvivalent, om alle indkomster opskrives med en given faktor, eller alle progressionsgrænser nedskrives med samme faktor. Da det imidlertid ikke er indkomstniveauer, men indkomstandele, der har interesse, er koefficienten ligegyldig.

Beregningen af bys(i)1 er således såre enkel. Alle progressionsgrænser nedsættes med 1 pct., hvorefter bys(i) udregnes som normalt. Forskellen mellem disse alternative bys(i)´er og de oprindelige er bys(i)1.

Den fundne ækvivalens og deraf afledte beregningsmetode har den vigtige konsekvens, at bys(i)1´erne også kan tolkes som ændringen i bys(i) ved en proportional ændring i alle progressionsgrænser. Et eksempel på en sådan grænseændring er den automatiske løn/pris-regulering af statsskatteskalaen og personfradraget, der således nemt kan endogeniseres. Funktionen (1) for bys(i) skal blot omskrives til

(2) $$bys(i) = bys(i)0 + bys(i)1\cdot\left(\frac{Ys}{Yse} / \frac{ks}{kse} - 1\right)\cdot 100,$$

hvor ks er en korrektionsfaktor til statsskatteskalaen, der kan modelberegnes ud fra reguleringspristallet, og kse er et udgangsniveau for samme[1].

Formuleringen (2) har den gode egenskab, at Ys og ks formentlig er positivt korrelerede, og derfor vil afvigelserne i tæller og nævner delvist udligne hinanden. Approksimationsfejlen ved den lineære formulering vil herved mindskes.

b. Resultater.

I den udviklede terminologi kan tallene i bilag I.a. opfattes som observerede værdier af integralet

(3) $$N\cdot\int_a^b f^o(y)dy = N\cdot(F^o(b) - F^o(a)),$$

hvor b og a er indkomstgrænserne i tabelhovedet. På samme måde opfattes tallene i bilag I.b. som observerede værdier af

(4) $$N\cdot\int_a^b y\, f^o(y)dy .$$

Ud fra dette kan bys(i)1´erne for 1970-75 og 1977 beregnes. Resultaterne fremgår af tabel 7 og 8. (1976-tallene i tabel 7 er skønnede ud fra 1975 og 1977-tal).

Tabellerne giver det indtryk, at bys(i)1´erne er pænt konstante i yderkanten af fordelingen, men meget svingende og ustabile omkring fordelingens toppunkt (der typisk ligger midt i 3. trin før 1975). Dette var sådan set også, hvad der kunne forventes. Problemet er givetvis mindre efter 1975, fordi grænsen mellem 2. og 3. trin i disse år ligger meget tæt på fordelingens toppunkt. Herved bortfalder problemet med en næsten lige så stor negativ afledet på $f^o(y)$ i intervallets ene ende, som den er positiv i den anden ende, der tydeligvis præger 3. progressionsinterval før 1975.

---

1) En mere udførlig gennemgang af resultatet gives i bilag 2.

Tabel 7. 1. ordens parametre til slutskattefunktionen 1970-1977[1)]

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
bys11	-.0024	-.0023	-.0022	-.0022	-.0020	-.0024	-.0024	-.0025
bys21	-.0018	-.0015	-.0022	-.0016	-.0020	-.0013	-.0016	-.0013
bys31	.0018	.0010	.0009	.0000	-.0001	.0027	.0030	.0029
bys41	.0017	.0022	.0027	.0031	.0031	.0010	.0010	.0009
bys51	.0007	.0006	.0008	.0007	.0010	-	-	-

1) Beregnet ud fra en indkomststigning på 1 pct.

Tabel 8. 1. ordens parametre til slutskattefunktionen 1970-1977[2)]

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
bys11	-.0025	-.0024	-.0023	-.0022	-.0020	-.0024		-.0027
bys21	-.0018	-.0023	-.0022	-.0016	-.0020	-.0023		-.0010
bys31	.0019	.0020	.0010	.0001	-.0003	.0033		.0026
bys41	.0017	.0020	.0027	.0029	.0033	.0014		.0011
bys51	.0006	.0007	.0008	.0008	.0009	-	-	-

2) Beregnet ud fra et indkomstfald på 1 pct.

Man kunne frygte, at den lineære interpolation, der må anvendes på grund af de grupperede data, gav trinvist springende bys(i)l-er, og dette kan da også spores. På den anden side kan fordelingen være meget ujævn, så springene kan være reelle nok. Hvis springene kun skyldtes interpolationen, kunne man anvende gennemsnittet af værdierne i tabel 7 og 8 ud fra et postulat om, at $f^{o}(y)$ er lineær i intervallet +/- 1 pct. omkring grænsen, men dette er ikke skønnet nødvendigt. Herefter er tallene fra tabel 7 indlagt i ADAM´s databank for perioden 1970-74.

c. Afvigelsesparametrenes betydning i modellen.

Den megen virak omkring bys(i)l´erne kan synes temmelig omsonst, fordi de næppe kan flytte mere end 1 pct. af indkomstmassen under nogen praktisk forekommende omstændigheder. Deres betydning er imidlertid ikke så lille endda, fordi de har en betydelig effekt på den marginale indkomstskatteprocent og dermed for modellens multiplikatoregenskaber.

I tabel 9 er givet en oversigt over den implicitte gennemsnitlige og marginale indkomstbeskatningsprocent, der ligger i de givne værdier af bys(i)0 og bys(i)1. Øvrige variable (skattesatser m.m.) er hentet fra ADAM´s databank af 26/6 1979.

Tabel 9. Indkomstskattetrykket på skattepligtig indkomst 1970-1977

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
Andel af indkomst	-	-	-	-	- pct	-	-	-
Gennemsnitlig	31.7	34.3	35.2	36.5	37.7	33.2	33.3*	32.6
Marginal	48.1	51.1	53.1	54.3	55.0	49.8	50.8*	50.1
Marginal[1)]	64.4	67.9	71.0	72.0	72.3	66.4	68.3*	67.6

1) 1. ordens parametrene er fordoblede.

Forudsætningen om de fordoblede bys(i)1´er er klart urealistisk og skal ses som et eksempel på ren følsomhedsanalyse, men tabellen viser klart, at parametrene ikke er ligegyldige. For yderligere at illustrere dette, er i tabel 10 angivet nogle udvalgte multiplikatorer fra ADAM, juni79x.

Tabel 10. Multiplikatorer fra ADAM, juni 1979.

år	1973	1974	1975	1976	1977
fY (1970-priser)	-63	-76	-45	-50	-49
alternativt	-63	-81	-51	-67	-71
lYd	230	316	479	487	540
alternativt	230	301	461	428	463
Sd	165	169	106	208	232
alternativt	165	181	121	255	296
Q (mand)	-569	-798	-713	-718	-648
alternativt	-569	-828	-762	-834	-812

Anm. : Rlna er hævet med o.ol i 1973. I den alternative kørsel er bys11,...,bys51 fordoblede i forhold til udgangskørselen. Tallene - undtagen Q - er i mill. kr.

De egentlige multiplikatorer i tabellen er udledt ud fra ADAMś databank af 26/6 79. Under betegnelsen "alternativt" er angivet de samme multiplikatorer, men beregnet ud fra en forudsætning om fordoblede værdier af bys(i)1´erne. Det ses, at den kumulerede multiplikatorværdi typisk trækker ca 25 pct. mere i kontraktivretning. Dette må implicere, at bys(i)´erne hører til de mere følsomme parametre i modellen.

Ved vurdering af såvel historiske som fremskrevne parametre vil det altså være en god ide at undersøge den implicitte marginalbeskatning i disse.

4. Fremskrivning af parametrene.

Forudsætningen om, at alle indkomster stiger med samme rate, var central for beregningen af bys(i)l´erne. Det er slående, at denne forudsætning til ethvert praktisk formål må ligne inputforudsætningerne til SK-modellen meget. Det er derfor nærliggende at forsøge en udbygning af metoden fra afsnit 3 til også at omfatte en egentlig fremskrivning af skattefunktionens parametre.

Her er det imidlertid vigtigt, at forskydninger i antallet af skattepligtige personer inddrages eksplicit. Hvis en vækst i den skattepligtige indkomstsum Ys ikke skyldes en ændring af fordelingen af de personlige indkomster, men derimod en ligeligt fordelt stigning i antallet af skattepligtige personer, vil indkomstandelene bys(i) overhovedet ikke ændre sig. Derfor må væksten i den forventede skattepligtige indkomst Yse opsplittes i en del, der stammer fra en vækst i antallet af personer,N, og en del, der stammer fra en generel stigning i de personlige indkomster. I den brugte terminologi skal Yse spaltes, så

(5) $$Yse_t = N_t \cdot E(Y^t) = N_t \cdot \alpha_t \, E(Y^o).$$

Det er klart, at denne opspaltning ikke er reel, men af modelteknisk art. Under den gældende forudsætning, at alle indkomster stiger i samme takt, kan bys(i)ér og bys(i)l´er findes som normalt i fordelingen af $\alpha_t Y^o$, dvs med progressionsgrænserne divideret med α_t. Udgangsskønnet for progressionsgrænserne må bestemmes eksogent Et særligt problem er makropersonfradraget, idet det til fremskrivninger kun vil være det almindelige (juridiske) personfradrag, der er kendt. En nem løsning kunne være at gange det almindelige personfradrag op med kvoten fra udgangsåret, jf. tabel 2. Der er imidlertid en umiskendelig trend i denne kvote, og den kan endda muligvis være indkomstafhængig. En anden mulighed er derfor at indlægge en trend i korrektionsfaktoren, fx på grund af en stigende erhvervsfrekvens for gifte kvinder i fremskrivningsperioden. I så fald er man dog betænkelig tæt på at have inkonsistens med forudsætningen om ens indkomststigninger for alle. Hvorvidt denne inkonsistens også eksisterer ved en simpel forlængelse af kvoten

er ikke nemt at overskue. Problemet hører formentlig til de mindre

I tabel 11.a. og 11.b. vises resultaterne af en fremskrivning over perioden 1975-83 med konstant kvote mellem makrofradrag og almindeligt personfradrag. Data i øvrigt svarer til input i DØS´ indledende SK-kørsel, jf fx notatet af Mogens Nagel Larsen af 18. december 1978. Derved muliggøres en sammenligning af de fremskrevne parametre efter metoden i dette papir med de SK-fremskrevne parametre.

Tabel 11.a. viser bys(i)0´erne og den deraf implicerede gennemsnitlige indkomstskatteprocent i følge de øvrige inputforudsætninger, dvs uændrede skattesatser fra 1979 og frem. For udgangsåret 1975 ses en pæn overensstemmelse mellem SK-parametre og de hjemmeberegnede. Forskellen må i al væsentlighed tilskrives stikprøveusikkerhed på selvangivelsesundersøgelsen og interpolationsfejl fra anvendelsen af bilag I. Da den hjemmeberegnede bysl er hentet direkte fra statsskattedirektoratet burde forskellen på bysl udelukkende afspejle usikkerheden på selvangivelsesundersøgelsen. I fremskrivningsårene vokser forskellene, men det er indtrykket, at niveauforskellen fra 1975 holder sig. Dette tyder på, at interpolationsfejl ikke dominerer. Det er svært at sige noget generelt i 1976 og 1983, altså yderkanterne af [illegible] hopper kraftigt i 1983. De hjemmeberegnede parametre kan måske spores at svinge noget mindre end SK-parametrene, men det er vel også en logisk følge af de grupperede data. Det er bemærkelsesværdigt, at bysl, beregningsfradragene, der må formodes at være afgørende bedre bestemt i SK, er den parameter, hvor forskellene er absolut mindst. Dette tyder ikke på, at udnyttelsen af personfradragene svinger med skattetrykket. Alt i alt må overensstemmelsen siges at være forbløffende pæn.

Tabel 11.b. indeholder tilsvarende en sammenligning af bys(i)1´-erne og den deraf implicerede marginale indkomstbeskatning af Ys. Man kunne på forhånd have bange anelser i denne forbindelse, men overensstemmelsen kan faktisk kun siges at være ualmindelig pæn. De eneste undtagelser er lidt knas i fordelingen på beregningsfradrag og proportionalstræk samt et mærkeligt hop i SK-parametrene i 1983. Om dette hop burde være fanget af den her skitserede metode, eller om det skyldes stikprøveusikkerhed på SK, er svært at afgøre.

Tabel 11.a. Parametre til slutskattefunktionen 1975-1983. Sammenligning med SK-modellen.

år	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983
Yse[1]	146227	164066	182934	201228	221351	240387	262262	286128	311307
skpl. personer (1000)	4133	4164	4195	4227	4258	4290	4323	4355	4388
SK-parametre									
bys10	.2518	.2695	.2820	.2740	.2735	.2699	.2613	.2537	.2477
bys20	.5293	.5377	.5307	.5288	.5286	.5267	.5228	.5174	.5129
bys30	.1508	.1324	.1287	.1362	.1367	.1419	.1476	.1593	.1670
bys40	.0681	.0603	.0585	.0610	.0613	.0615	.0683	.0696	.0724
Indkomstskattetryk,gnst, pct	33.4	33.5	33.2	33.7	34.7	34.9	35.5	36.1	36.5
bys10	.2505	.2687	.2820	.2736	.2731	.2694	.2607	.2532	.2458
bys20	.5309	.5416	.5339	.5319	.5316	.5295	.5242	.5193	.5151
bys30	.1497	.1290	.1248	.1325	.1331	.1372	.1472	.1563	.1642
bys40	.0689	.0607	.0592	.0620	.0622	.0639	.0678	.0713	.0749
Indkomstskattetryk,gnst, pct	33.5	33.5	33.1	33.7	34.7	35.0	35.6	36.1	36.6
Forskel til SK.									
bys10	.0013	.0008	.0000	.0004	.0004	.0005	.0006	.0005	.0019
bys20	-.0016	-.0039	-.0032	-.0031	-.0030	-.0028	-.0014	-.0019	-.0023
bys30	.0011	.0034	.0039	.0037	.0036	.0047	.0004	.0030	.0028
bys40	-.0008	-.0004	-.0007	-.0010	-.0009	-.0024	.0005	-.0017	-.0025
Indkomstskattetryk,gnst, pct	-.06	-.01	.01	-.01	-.01	-.04	-.02	-.05	-.13

1) Indkomst og antal personer er for SK niveauført i 1975 - for Yse ca. 2 pct. - på grund af stikprøveusikkerhed på selvangivelsesundersøgelsen.

Tabel 11.b. Parametre til slutskattefunktionen 1975-1983. Sammenligning med SK-modellen.

år	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983
SK-parametre									
bys11	-.0025	-.0027	-.0028	-.0027	-.0027	-.0027	-.0026	-.0025	-.0025
bys21	-.0016	-.0011	-.0010	-.0012	-.0012	-.0013	-.0014	-.0016	-.0030
bys31	.0028	.0027	.0027	.0028	.0028	.0028	.0028	.0028	.0028
bys41	.0012	.0011	.0011	.0011	.0011	.0012	.0012	.0013	.0026
Indkomstskattetryk, marginalt (pct.)	51.1	52.2	52.4	52.6	54.0	54.5	54.7	55.0	58.7
bys11	-.0024	-.0025	-.0025	-.0025	-.0025	-.0025	-.0024	-.0024	-.0023
bys21	-.0013	-.0016	-.0013	-.0017	-.0017	-.0019	-.0020	-.0016	-.0019
bys31	.0027	.0030	.0028	.0030	.0030	.0031	.0031	.0028	.0028
bys41	.0010	.0011	.0010	.0011	.0011	.0012	.0013	.0012	.0014
Indkomstskattetryk, marginalt (pct.)	50.2	51.8	51.0	52.3	53.7	53.6	54.5	54,3	54.9
Forskel til SK									
bys11	-.0001	-.0002	-.0003	-.0002	-.0002	-.0002	-.0002	-.0001	-.0002
bys21	-.0003	.0005	.0003	.0005	.0005	.0006	.0006	.0000	-.0011
bys31	.0001	-.0003	-.0002	-.0002	-.0002	-.0003	-.0003	.0000	.0000
bys41	.0002	.0000	.0001	.0000	.0000	.0000	-.0001	.0001	.0012
Indkomstskattetryk, marginalt (pct.)	0.90	0.40	1.44	0.30	0.33	0.87	0.16	0.67	3.80

Sammenfattende kan det konkluderes, at der til ethvert praktisk ADAM-formål ikke kan spores nævneværdig forskel på SK-fremskrevne parametre og de her fremskrevne. Derimod kan der stilles spørgsmålstegn ved kvaliteten af fremskrivningen, jf tabel 12. Her er angivet de "historiske" parametre for perioden 1973-77 samt et tilsvarende sæt, beregnet ved frem- og tilbageskrivning ud fra 1975. Det understreges dog, at stigningerne i indkomst og antal skattepligtige personer, der ligger til grund for fremskrivningen, er hentet fra skattestatistikken og derfor afviger fra datagrundlaget for de "historiske" parametre, bilag I. Det ses, at forudsætningen om jævnt fordelte indkomststigninger ikke holder, da indkomstfordelingen klart indsnævres over tiden. Resultatet af dette er en systematisk undervurdering af skattetrykket tilbage i tiden og tilsvarende overvurdering frem i tiden. På den anden side er afvigelserne ret små.

Tabel 12. Parametre til slutskattefunktionen. Ex post-forudsigelser ud fra 1975.

år	1973	1974	1975	1976	1977
Historiske tal					
bys10	.2411	.2162	.2505	.2643	.2773
bys20	.4035	.3845	.5309	.5543	.5558
bys30	.1749	.1834	.1497	.1266	.1195
bys40	.1265	.1593	.0689	.0548	.0474
bys50	.0540	.0566	.0000	.0000	.0000
Indkomstskattetryk,[1]					
gnstl. (pct.)	36.5	37.8	33.5	33.5	33.0
marginalt (pct)	54.2	55.1	50.2	51.1	50.7
Simulerede tal					
bys10	.2477	.2209	.2505	.2634	.2747
bys20	.4115	.3931	.5309	.5456	.5396
bys30	.1779	.1849	.1497	.1299	.1260
bys40	.1223	.1529	.0689	.0611	.0597
bys50	.0406	.0483	.0000	.0000	.0000
Indkomstskattetryk,[1]					
gnstl. (pct.)	35.8	37.3	33.5	33.8	33.5
marginalt (pct.)	53.4	54.8	50.2	52.0	51.4

Anm. : 1976-tallene er skønnet som gennemsnittet af værdierne ved en fremskrivning af 1975-tal og en tilbageskrivning af 1977-tal.

1) Ved beregningen er kssy sat til 1.0.

5. Afsluttende bemærkninger.

Til en række normale ADAM-anvendelser vil slutskatteparametre, beregnet efter den her skitserede metode, være fuldt anvendelige, men metoden kan selvfølgelig ikke erstatte den meget detaljerede SK-models evne til skøn over konsekvenserne af forskellige ændringer af skattereglerne. For visse af de mere eksterne brugere, hvis interesse ikke så meget går i denne retning, kan metoden derimod have en betydning. Det afgørende problem, der således mangler en løsning , er etablering af et sammenhængende skøn over forskudsregistreringen. Et sådant kan imidlertid være uhyre vanskeligt at få på benene, og dermed kan samtlige spekulationer i dette papir vise sig at være overflødige.

På den anden side har bestemmelsen af forskudsskatterne også i sit nuværende design vist sig alt andet end problemfri. Ændringer i visse af funktionens instrumentvariable, fx skattesatserne, er inkonsistente med fastholdte værdier af forskudsskatterne. Dette kan - med en smule mangel på omtanke fra brugeren - føre til uforholdsmæssigt store restskatter eller overskydende skatter. Ved multiplikatorberegninger er det heller ikke altid rimeligt at holde forskudsskatterne konstante. Kort sagt er der ikke særlig god symmetri mellem bestemmelsen af forskuds- og slutskatter i den nuværende skattefunktion. Det er til gengæld ikke sikkert, at en sådan symmetri overhovedet kan opnås. Hovedkonklusionen af de fremlagte resultater bliver således, at vi nu har endnu en god grund til at kikke nærmere på forskudsregistreringen en gang ved lejlighed. Men med den tilføjelse, at det bliver tungt.

Tabel 1. Indkomster ved slutligningen.

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
(1) Skattepl. indkomst	75800*	84895	94913	109042	127352	146227	164308	182659
(2) Beregn. fradrag	18800*	22282	23945	26291	27539	36634	43419	50657
(3) bysl	.2480*	.2625	.2523	.2411	.2162	.2505	.2643	.2773

*) Anslået.

Kilde : St.T. : "Skatter og afgifter", 1979: VI , Tabel 4.12

Tabel 2. Beregningsfradrag 1970-1977.

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
(1) Alm. Personfradrag, kr.	5000	5100	5400	5800	6100	9000	10800	12600
(2) Makrofradrag, kr.	6454*	7511	7912	8098	8391	11000	13000*	15024
(3) (2)/(1)	1.291*	1.473	1.465	1.396	1.375	1.222	1.2*	1.192

*) Anslået.

Tabel 3. Makro-progressionsgrænser for skattepligtig indkomst,kr.

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
1./2. trin	7300*	7511	7912	8098	8391	11000	13000*	15024
2./3. trin	24300*	25011	26412	27898	29291	50000	59500	66800
3./4. trin	37300*	38311	40512	42998	45291	90000	107100	120300
4./5. trin	77300*	79511	84112	89598	94591	-	-	-

Kilde : 1. trin: Tabel 2. Øvrige trin: St. T. 1979:VI, tabel 4.1 - 4.5.

Tabel 4. Andelen af skattepligtig indkomstmasse i de enkelte progressionsintervaller 1970-1977.

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
bys1	.2769*	.2625	.2523	.2411	.2162	.2505	.2643	.2773
bys2	.4222*	.4123	.4075	.4035	.3845	.5309	.5543*	.5558
bys3	.1464*	.1622	.1653	.1749	.1834	.1497	.1266*	.1195
bys4	.0959*	.1096	.1188	.1265	.1593	.0689	.0548*	.0474
bys5	.0586*	.0534	.0561	.0540	.0566	-	-	-

Kilde : Første række : Tabel 1. Øvrige : Bilag I, jf. tekst.

Tabel 5. Korrektionsfaktorer til slutskattefunktionen 1970-1977.

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
kssy	1.0067	.9981	.9991	1.0016	.9987	.9925	.9948	.9887

Anm. : Korrektionsfaktoren angiver forholdet mellem faktiske og beregnede indkomstskatter efter Ssy-funktionen. Ved beregningen er anvendt data fra ADAMBANK., hvorfor der er marginale forskelle til værdien i tabel 6.

Tabel 6. Indkomstbeskatningen 1970-1977.

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
(1) Skattepligtig indkomst	75800	84895	94913	109042	127352	146227	164308	182659
(2) Indkomstskat	24045	29108	33404	39979	47967	48544	54729	59493
beregnet	23874	29136	33439	39789	48091	48975	55068	60233
kssy	1.0071	.9990	.9990	1.0048	.9974	.9912	.9938	.9877
Heraf:								
(3) Statsskat	13348	14741	16814	19970	24696	21315	22639	24028
beregnet	13296	14736	16903	19846	24733	21469	22672	24330
kssys	1.0039	1.0003	.9947	1.0062	.9985	.9928	1.0015	.9876
(4) Pensionsbidrag	1636	2443	2773	2208	3839	4420	4877	5301
beregnet	1644	2504	2839	2317	3993	4603	5077	5544
kssyp	.9951	.9756	.9768	.9526	.9614	.9602	.9606	.9562
(5) Kommuneskat	8665	11486	10514	13119	14646	16974	19929	21845
beregnet	8551	11458	10432	13075	14577	16986	19945	22043
kssypk	1.0133	1.0024	1.0077	1.0034	1.0047	.9993	.9992	.9910
(6) Amtsskat	-	-	2818	4161	4206	5170	6457	7411
beregnet	-	-	2768	4055	4192	5151	6528	7392
kssyak	-	-	1.0181	1.0260	1.0033	1.0037	.9891	1.0027
(7) Kirkeskat	396	438	485	521	580	665	827	908
beregnet	384	438	497	497	599	767	846	924
kssyk	1.0310	1.0000	.9759	1.0483	.9683	.8670	.9776	.9827

Anm : kssy´erne er den observerede værdi divideret med den beregnede. Observerede værdier er fra ST.T, tabel 4.12,og marginalt forskellige fra databankens.

Tabel 7. 1. ordens parametre til slutskattefunktionen 1970-1977[1)]

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
bys11	-.0024	-.0023	-.0022	-.0022	-.0020	-.0024	-.0024	-.0025
bys21	-.0018	-.0015	-.0022	-.0016	-.0020	-.0013	-.0016	-.0013
bys31	.0018	.0010	.0009	.0000	-.0001	.0027	.0030	.0029
bys41	.0017	.0022	.0027	.0031	.0031	.0010	.0010	.0009
bys51	.0007	.0006	.0008	.0007	.0010	-	-	-

1) Beregnet ud fra en indkomststigning på 1 pct.

Tabel 8. 1. ordens parametre til slutskattefunktionen 1970-1977[2)]

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
bys11	-.0025	-.0024	-.0023	-.0022	-.0020	-.0024		-.0027
bys21	-.0018	-.0023	-.0022	-.0016	-.0020	-.0023		-.0010
bys31	.0019	.0020	.0010	.0001	-.0003	.0033		.0026
bys41	.0017	.0020	.0027	.0029	.0033	.0014		.0011
bys51	.0006	.0007	.0008	.0008	.0009	-	-	-

2) Beregnet ud fra et indkomstfald på 1 pct.

Tabel 9. Indkomstskattetrykket på skattepligtig indkomst 1970-1977

år	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
Andel af indkomst	-	-	-	-	- pct	-	-	-	-	-
Gennemsnitlig	31.7	34.3	35.2	36.5	37.7	33.2	33.3*	32.6
Marginal	48.1	51.1	53.1	54.3	55.0	49.8	50.8*	50.1
Marginal[1)]	64.4	67.9	71.0	72.0	72.3	66.4	68.3*	67.6

1) 1. ordens parametrene er fordoblede.

Tabel 10. Multiplikatorer fra ADAM, juni 1979.

år	1973	1974	1975	1976	1977
fY (1970-priser)	-63	-76	-45	-50	-49
alternativt	-63	-81	-51	-67	-71
lYd	230	316	479	487	540
alternativt	230	301	461	428	463
Sd	165	169	106	208	232
alternativt	165	181	121	255	296
Q (mand)	-569	-798	-713	-718	-648
alternativt	-569	-828	-762	-834	-812

Anm. : Rlna er hævet med o.ol i 1973. I den alternative kørsel er bys11,...,bys51 fordoblede i forhold til udgangskørselen. Tallene - undtagen Q - er i mill. kr.

Tabel 11.a. Parametre til slutskattefunktionen 1975-1983. Sammenligning med SK-modellen.

år	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983
Yse[1]	146227	164066	182934	201228	221351	240387	262262	286128	311307
skpl. personer (1000)	4133	4164	4195	4227	4258	4290	4323	4355	4388
SK-parametre									
bys10	.2518	.2695	.2820	.2740	.2735	.2699	.2613	.2537	.2477
bys20	.5293	.5377	.5307	.5288	.5286	.5267	.5228	.5174	.5129
bys30	.1508	.1324	.1287	.1362	.1367	.1419	.1476	.1593	.1670
bys40	.0681	.0603	.0585	.0610	.0613	.0615	.0683	.0696	.0724
Indkomstskat-tetryk,gnst, pct	33.4	33.5	33.2	33.7	34.7	34.9	35.5	36.1	36.5
bys10	.2505	.2687	.2820	.2736	.2731	.2694	.2607	.2532	.2458
bys20	.5309	.5416	.5339	.5319	.5316	.5295	.5242	.5193	.5151
bys30	.1497	.1290	.1248	.1325	.1331	.1372	.1472	.1563	.1642
bys40	.0689	.0607	.0592	.0620	.0622	.0639	.0678	.0713	.0749
Indkomstskat-tetryk,gnst, pct	33.5	33.5	33.1	33.7	34.7	35.0	35.6	36.1	36.6
Forskel til SK.									
bys10	.0013	.0008	.0000	.0004	.0004	.0005	.0006	.0005	.0019
bys20	-.0016	-.0039	-.0032	-.0031	-.0030	-.0028	-.0014	-.0019	-.0023
bys30	.0011	.0034	.0039	.0037	.0036	.0047	.0004	.0030	.0028
bys40	-.0008	-.0004	-.0007	-.0010	-.0009	-.0024	.0005	-.0017	-.0025
Indkomstskat-tetryk,gnst, pct.	-.06	-.01	.01	-.01	-.01	-.04	-.02	-.05	-.13

1) Indkomst og antal personer er for SK niveauført i 1975 - for Yse ca. 2 pct. - på grund af stikprøveusikkerhed på selvangivelsesundersøgelsen.

Tabel 11.b. Parametre til slutskattefunktionen 1975-1983. Sammenligning med SK-modellen.

år	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983
SK-parametre									
bys11	-.0025	-.0027	-.0028	-.0027	-.0027	-.0027	-.0026	-.0025	-.0025
bys21	-.0016	-.0011	-.0010	-.0012	-.0012	-.0013	-.0014	-.0016	-.0030
bys31	.0028	.0027	.0027	.0028	.0028	.0028	.0028	.0028	.0028
bys41	.0012	.0011	.0011	.0011	.0011	.0012	.0012	.0013	.0026
Indkomstskattetryk, marginalt (pct.)	51.1	52.2	52.4	52.6	54.0	54.5	54.7	55.0	58.7
bys11	-.0024	-.0025	-.0025	-.0025	-.0025	-.0025	-.0024	-.0024	-.0023
bys21	-.0013	-.0016	-.0013	-.0017	-.0017	-.0019	-.0020	-.0016	-.0019
bys31	.0027	.0030	.0028	.0030	.0030	.0031	.0031	.0028	.0028
bys41	.0010	.0011	.0010	.0011	.0011	.0012	.0013	.0012	.0014
Indkomstskattetryk, marginalt (pct.)	50.2	51.8	51.0	52.3	53.7	53.6	54.5	54,3	54.9
Forskel til SK									
bys11	-.0001	-.0002	-.0003	-.0002	-.0002	-.0002	-.0002	-.0001	-.0002
bys21	-.0003	.0005	.0003	.0005	.0005	.0006	.0006	.0000	-.0011
bys31	.0001	-.0003	-.0002	-.0002	-.0002	-.0003	-.0003	.0000	.0000
bys41	.0002	.0000	.0001	.0000	.0000	.0000	-.0001	.0001	.0012
Indkomstskattetryk, marginalt (pct.)	0.90	0.40	1.44	0.30	0.33	0.87	0.16	0.67	3.80

Tabel 12. Parametre til slutskattefunktionen. Ex post-forudsigelser ud fra 1975.

år	1973	1974	1975	1976	1977
Historiske tal					
bys10	.2411	.2162	.2505	.2643	.2773
bys20	.4035	.3845	.5309	.5543	.5558
bys30	.1749	.1834	.1497	.1266	.1195
bys40	.1265	.1593	.0689	.0548	.0474
bys50	.0540	.0566	.0000	.0000	.0000
Indkomstskattetryk,[1]					
gnstl. (pct.)	36.5	37.8	33.5	33.5	33.0
marginalt (pct)	54.2	55.1	50.2	51.1	50.7
Simulerede tal					
bys10	.2477	.2209	.2505	.2634	.2747
bys20	.4115	.3931	.5309	.5456	.5396
bys30	.1779	.1849	.1497	.1299	.1260
bys40	.1223	.1529	.0689	.0611	.0597
bys50	.0406	.0483	.0000	.0000	.0000
Indkomstskattetryk,[1]					
gnstl. (pct.)	35.8	37.3	33.5	33.8	33.5
marginalt (pct.)	53.4	54.8	50.2	52.0	51.4

Anm. : 1976-tallene er skønnet som gennemsnittet af værdierne ved en fremskrivning af 1975-tal og en tilbageskrivning af 1977-tal.

1) Ved beregningen er kssy sat til 1.0.

En mere præcis beskrivelse af udledningen af bys(i).

Antag, at den skattepligtige indkomst pr. person kan beskrives ved en stokastisk variabel Y^o med kontinuert tæthedsfunktion $f^o(y)$ og fordelingsfunktion $F^o(y) = \int_{-\infty}^{y} f^o(x)dx$.

Problemet er at bestemme de andele af indkomstmassen på makroplan, der kan henføres til de enkelte progressionstrin i statsskatteskalaen. Progressionsgrænserne kan i denne forbindelse opfattes som fraktiler i fordelingen af Y^o, dvs den personelle indkomstfordeling. Fra dette udgangspunkt består den stillede opgave i at konstruere en aggregeringsprocedure, der fører fra en personfordelt til en størrelsesfordelt indkomst.

Vi betragter det i'te progressionsinterval med grænserne t_{i-1} og t_i, fremover repræsenteret ved $]t_{i-1},t_i]$. Til massen af indkomst i intervallet kan henføres to hovedkomponenter:

1) Massen af indkomster af en størrelse mellem t_{i-1} og t_i minus den del af indkomstmassen, der ligger under t_{i-1}. Det sidste led fastlægges som t_{i-1} ganget med hyppigheden af personer med indkomst i intervallet $]t_{i-1},t_i]$. På symbolform fås

(1) $$\int_{t_{i-1}}^{t_i} y f^o(y)dy - t_{i-1}(F^o(t_i) - F^o(t_{i-1})).$$

2) Massen af indkomst i intervallet $]t_{i-1},t_i]$, der stammer fra personer med højere indkomst end den øvre grænse t_i, dvs

(2) $$(t_i - t_{i-1})\cdot(1-F^o(t_i)).$$

Andelen bys(i) findes ved, at indkomstmassen i det i'te interval, (1)+(2), divideres med den gennemsnitlige indkomstmasse $E(Y^o)$. Heraf fås

(3) $$\text{bys}(i) = [\int_{t_{i-1}}^{t_i} y f^o(y)dy + t_i(1-F^o(t_i)) - t_{i-1}(1-F^o(t_{i-1})] / E(Y^o).$$

Vi ønsker nu at undersøge ændringerne i bys(i) ved såvel ændringer af indkomsten som ændringer i grænserne t_i, idet vi dog indskrænker os til at betragte proportionale ændringer i alle indkomster, respektive alle grænser.

Vi forudsætter, at alle indkomster øges med samme koefficient α, således at den nye personelle indkomstfordeling kan beskrives ved variablen $Y^* = \alpha\cdot Y^o$. Y^* har fordelingsfunktionen

(4a) $$F^*(y) = F^o(y/\alpha)$$

og tæthedsfunktionen

(4b) $$f^*(y) = (1/\alpha) f^o(y/\alpha).$$

Det forudsættes yderligere, at progressionsgrænserne t_{i-1} og t_i begge øges med koefficienten β. Af (3) kan vi beregne bys(i):

$$(5) \qquad \text{bys}(i) = \left[\int_{\beta t_{i-1}}^{\beta t_i} y\, f^*(y)dy + \beta t_i(\,1-F^*(\beta t_i)\,) - \beta t_{i-1}(\,1-F^*(\beta t_{i-1})\,)\right]/E(Y$$

Ved indsættelse af (4a) og (4b) samt ved substitution i integralet af $u = y/\alpha$ fås.

$$(6) \qquad \text{bys}(i) = \left[\int_{t_{i-1}\beta/\alpha}^{t_i\beta/\alpha} u\, f^o(u)du + \left(\frac{\beta}{\alpha}\right)(\, t_i(1-F^o(t_i\beta/\alpha) - t_{i-1}(1-F^o(t_{i-1}\beta/\alpha))\,)\right]/E(Y$$

Det ses, at α og β indgår fuldstændig symmetrisk, således at kun forholdet (β/α) har betydning for bys(i). En proportional indkomststigning og en proportional sænkning af progressionsgrænserne har således identisk effekt på bys(i).

BILAG 7.

A. ANTAL SKATTEPLIGTIGE PERSONER, FORDELT EFTER DEN SKATTEPLIGTIGE INDKOMSTS STØRRELSE (1000 KR.)

1000 KR. / ÅR	NEGATIVE OG 0	– 4.999	5 – 9.999	10 – 14.999	15 – 19.999	20 – 24.999	25 – 29.999	30 – 34.999	35 – 39.999	40 – 44.999	45 – 49.999	50 – 59.999	60 – 69.999	70 – 79.999	80 – 89.999	90 – 99.999	100 – 124.999	125 –	I ALT
1970	617.9	490.0	391.1	785.3		663.9		490.2		191.9		74.7	39.2	23.9	15.4	10.3	38.0		3233.3
1971	618.5	459.6	294.6	470.5	336.6	288.8	306.4	300.0	247.9	176.6	112.2	115.8	53.3	31.2	19.8	13.4	19.0	25.4	3291.5
1972	612.0	449.8	273.9	442.8	309.6	272.9	290.8	296.6	271.9	216.0	151.3	161.6	93.5	40.9	25.6	17.3	24.9	33.3	3744.4
1973	914.3		266.6	587.1	317.6	237.2	216.0	251.5	271.8	249.4	200.9	247.2	112.3	58.9	35.3	23.4	75.0		4064.1
1974	453.7	357.1	242.4	328.2	408.5	243.5	197.2	188.4	210.2	234.0	228.3	360.3	207.6	103.4	56.9	34.9	104.9		3953.5
1975	382.9	325.7	209.0	295.0	398.7	252.0	210.1	186.2	166.9	182.4	211.1	490.7	291.1	173.2	93.8	53.7	144.3		3972.[illegible]
1976	381.2	320.4	182.1	183.9	382.0	283.9	201.0	178.9	165.5	154.8	169.3	393.9	354.1	244.4	146.3	82.6	84.9 1)	111.3	4020.5
1977	352.8	305.1	167.9	153.4	254.1	348.2	203.6	182.2	164.5	157.4	152.4	355.8	380.9	301.1	200.0	119.5	115.8 1)	138.5	4052.6

B. SKATTEPLIGTIG INDKOMSTSUM (MILL. KR) FOR SKATTEPLIGTIGE PERSONER, FORDELT EFTER DEN SKATTEPLIGTIGE INDKOMSTS STØRRELSE.

1000 KR. / ÅR	NEGATIVE OG 0	– 4.999	5 – 9.999	10 – 14.999	15 – 19.999	20 – 24.999	25 – 29.999	30 – 34.999	35 – 39.999	40 – 44.999	45 – 49.999	50 – 59.999	60 – 69.999	70 – 79.999	80 – 89.999	90 – 99.999	100 – 124.999	125 –	I ALT
1970	–	1.078	3.067	11.449		16.619		16.843		8.466		4.140	2.524	1.768	1.300	976	7.081		95.351
1971	–	1.026	2.199	5.754	5.902	6.437	8.435	9.731	9.269	7.474	5.312	6.288	3.446	2.335	1.691	1.280	2.116	5596	94.239
1972	–	993	2.029	5.557	5.443	6.102	7.461	9.631	10.169	9.144	7.161	8.765	4.732	3.051	2.167	1.640	2.756	9226	94.025
1973	–	592	1.939	12.794		11.230		18.378		20.075		13.431	7.222	4.385	2.984	2.213	12.429		107.672
1974	÷638	807	1.988	4.113	6.915	5461	5.905	6.123	7.893	9.947	10.832	19.678	13.373	7.696	4.809	3.303	17.002		125.145
1975	÷604	749	1.549	3.809	7.027	5.635	5.766	6.004	6.254	8.018	10.029	21.965	18.813	13.907	7.923	5.079	22.670		144.5[illegible]
1976																	1)		
1977	÷826	711	1236	1938	4531	7722	5582	5913	6166	6667	7241	19.636	24.725	22.499	16.917	11.301	12.557 1)	25.212	180.553

1) 100 – 120.000 KR

ANM: FRA OG MED 1974 OMFATTER MATERIALET KUN FULDT SKATTEPLIGTIGE HELÅRSANSÆTTELSER. NEGATIVE BEØB FRADRAGES IKKE I INDKOMSTEN.

[illegible] INDKOMSTER OG FORMUER [illegible] NY ÅRG. 1970- OG 1973-76 [illegible]

1. Hovedtræk af dagpengelovgivningen 1963-1976.

a. Grundprincipper ~~lovgivningen~~.

Den politiske hovedinteresse i dagpengelovgivningen har siden 1963 ~~har~~ været en sikring af, at hvert fag eller faggruppe har en ensartet ~~og rimelig høj~~ grad af dækning for indtægtstabet ved overgang fra lønnet arbejde til ledighed. ~~Derfor er det egentlige grundlag for dagpengeudbetalingen inden for hver kasse en sats~~, der svarer til kassens (~~evt. faggruppens~~) gennemsnitlige lønniveau. ~~Denne sats~~ Princippet for dagpengeudbetalingen er derfor at hver kasse har en sats bestemmer medlemsbidraget og de udbetalte dagpenge og kaldes i det følgende fastsat sats, ~~fordi~~ da den siden 1967 har været fastsat decentralt af hver enkelt kasse. En ~~ren~~ dagpengebestemmelse udelukkende efter de fastsatte satser har imidlertid nogle uheldige konsekvenser, der har ført til to væsentlige modifikationer af princippet.

For det første må dagpengene ikke incitere til misbrug, dvs. at ingen ~~ledige~~ må kunne opnå indtægtsfremgang ved overgang til ledighed, og at ingen må kunne ~~opnå~~ få indtægtstab ved overgang fra ledighed til beskæftigelse inden for samme fagområde. Dette sikres ved indførelse af en regel om, at ingen kan oppebære dagpenge, der overstiger en bestemt andel (for tiden 90%) af den pågældendes hidtidige indkomst. Den således beregnede dagpengesats kaldes i det følgende individuel sats.

For det andet må dagpengelovgivningen ikke virke for hæmmende på arbejdskraftens mobilitet mellem kasser og faggrupper. ~~og derfor skal der~~ Det skal derfor være et incitament til at søge fra et højtlønnet fag med stor ledighed til et lavere aflønnet fag med bedre beskæftigelsesmuligheder, dvs. at kasser for højtlønnede skal have lavere dækningsgrad end de øvrige. Dette sikres ved, at den fastsatte sats ikke må overstige en lovbestemt grænse, der er bestemt ud fra den gennemsnitlige timeløn for arbejdere i industri og håndværk i det foregående år. Denne grænse kaldes i det følgende maksimalsatsen.

Dagpengebeløbet er altså for det enkelte medlem den mindste af den fastsatte sats og den individuelle sats, idet dog den fastsatte sats ikke kan overstige maksimalsatsen. Dette indebærer, at en stor andel af de ledige - i halvfjerdserne skønsmæssigt 65-75% - vil oppebære maksimalsatsen.

De nævnte principper i lovgivningen er gennemgående for perioden, men reglernes konkrete udformning har været understadig revision. I afsnit b. gives en oversigt over disse ændringer.

8. Oversigt over dagpengereglerne 1963-75.

Hovedgrundlaget for dette afsnit er for perioden 1963-67 lov nr. 191 af 4. juni 1962, for perioden 1967-75 lov nr. 40 af 22. februar 1967. Der gives en kort oversigt over reglerne på de fem områder: fastsat sats, maksimalsats, individuel sats, medlemsbidrag til kasser og finansiering af dagpengeudgifter.

Fastsat sats.

Dagpengesatserne fastsættes hvert år pr. 1. april som 2/3 (for forsørgere dog 4/5) af den gennemsnitlige fortjeneste pr. dag inden for den pågældende faggruppe. Den præcise fremgangsmåde fastsættes af arbejdsdirektøren i hvert enkelt tilfælde. Fra 1. april 1967 fastsættes satsen af hver enkelt kasse og skal være ens for alle medlemmer (hvis kassen er inhomogen dog for hver faggruppes medlemmer). Hvis satsen er fastsat lavt, uden at dette er begrundet i lønniveauet inden for kassens område, kan arbejdsdirektøren gribe ind.

Maksimalsats.

I loven er fastsat et maksimalt og minimalt kronebeløb, der reguleres automatisk hvert år pr. 1. april efter udviklingen i arbejdernes timeløn, la, i april kvartal det foregående år (jf. afsnit). Pr. 1. april 1967 hæves satserne mærkbart. Fra 1. april 1970 (L 114 af 24. marts 1970) defineres maksimalsatsen for en uge som 90 pct. af ugelønnen ved fuld, sædvanlig arbejdstid med timelønnen la i nærmest foregående april kvartal.

Individuel sats.

I det enkelte tilfælde må dagpengene ikke overstige 2/3 (for forsørgere 4/5) af "medlemmets hidtidige arbejdsfortjeneste pr. dag" ifølge arbejdsdirektørens cirkulærer af 20 nov. 1967 og 24. jan. 1968 beregnet som 1/6 af sidste ugeløn udbetalt i et arbejdsforhold af over 5 ugers varighed. Pr 1. april 1967 hævedes dækningsgraden til 80 pct. for alle ledige. Fra 1. april 1972 (L 93 af 21. april 1972) ændres formuleringen til "90 pct. af summen af medlemmets hidtidige arbejdsfortjeneste og beløb, hvormed arbejdsfortjenesten inden for vedkommende fag senere er ændret i kraft af pristalsreguleringen"

Udover det egentlige dagpengebeløb ~~kan~~ KUNNE DER INDTIL SATSJUSTERINGEN 1. APRIL 196 i det enkelte tilfælde ydes særlig hjælp i form af

- børnetillæg (der lønreguleres som maksimalsatsen)
- huslejehjælp (der reguleres efter et boligpristal)
- brændselshjælp (der reguleres efter et ~~dk~~ brændselspristal).

~~Disse særlige tillæg bortfaldt ved satsjusteringen 1. april 1967.~~

Medlemsbidrag.

Medlemsbidraget fastsættes af kassen, således at dens forventede udgifter kan dækkes IND (jf. dog refusionerne fra staten nedenfor). Fra 1. april 1967 ~~fastxxxdetxårligexxx sættesxmedlemsbidragetxixxetxfast forholdxtilxdennxfast-~~ udgør det årlige medlemsbidrag - med små forskelle som ~~sætteesxsatsxudxfraxennxlovfastsatteskalaxxhastemmesxdetxårligexmedlems-~~ følge af afrundinger - ca. 2 gange den fastsatte dagsats. ~~bidragxudxfraxdennxfastsattexdagsatsxvedxhjælpxafxennxlovfastsatteskala.~~

Fra 1. april 1971 udgør det årlige medlemsbidrag 2.25 gange den fastsatte dagsats.

Finansiering.

Staten refunderer en del af dagpengebeløbet, maksimalt 81½ pct., efter en skala, der vokser progressivt med antallet af understøttede dage pr. medlem. Fra 1. april 1967 refunderes alle dagpengeudgifter af staten, der til gengæld skal have indbetalt medlemsbidragene.

Øvrige bemærkninger.

Kredsen af dagpengeberettigede er ~~gennemxtiden~~ i perioden ~~ude~~ jævnligt blevet udvidet. Udover forskellige ændringer i karensregler m.m. kan særligt nævnes, at lovændringen i 1970 åbnede adgang til forsikring og understøttelse af deltidsarbejdende; lovændringen i 1972 gav mulighed for understøttelse af medlemmer, der efter aftale arbejder ~~påxnedsatxtid,xog~~ Udover en række lempelser i reglerne for optagelse af nye medlemmer (særligt for nyuddannede) og karensregler m.m. kan særligt nævnes, at lovændringen i 1970 ~~gav~~ åbnede adgang til forsikring og understøttelse af deltidsarbejdende, og at lovændringen i 1972 gav mulighed for understøttelse af medlemmer, der efter aftale arbejder på nedsat tid. Desuden har man som engangsforanstaltninger fremskyndet reguleringen af satserne til 1. februar i 1974 og

1. januar i 1975.

Den 1. januar 1976 fandt en særlig regulering sted, og efter denne dato reguleres dagpengesatserne halvårligt pr. 1. april og 1. oktober. Maksimalsatsen bestemmes da af la i nærmest foregående april henholdsvis oktober kvartal.

For at give et overblik over tidsforløbet af alle de anførte ændringer er der opstillet en skematisk oversigt herover i bilag . Umiddelbart synes alle lovændringer at trække i retning af en højere gennemsnitlig dagpengesats, men udvidelsen af kredsen af dagpengeberettigede kan trække i den anden retning.

2. Tilpasningsproblemer mellem lovgivning og ADAM.

Udgangspunktet for specifikationen af dagpengerelationen i ADAM har været reglerne for regulering af maksimalsatsen, der principielt bestemmes i kr. pr. understøttet dag. Ved overgang til ADAM's basis af årsdata opstår derfor et problem med omregning til samme tidsenhed. For det første har arbejdsdirektoratet for at undgå problemer med 5- eller 6-dagsuge anvendt en hypotetisk 6-dages uge ved beregning af dagpenge og -satser. Dette skal forstås på den måde, at en dagløn eller -sats defineres som 1/6 af den tilsvarende ugeløn (-sats). Konsekvensen bliver, at ADAM's td må justeres i takt med ændringer i den normale ugentlige arbejdstid det nærmest foregående år. For det andet afhænger omregningen af satser til årsbasis af de understøttede dages fordeling på personer i kraft af ferie- og karensbestemmelser m.m., og derfor er den meget vanskeligt gennemskuelig.

Et andet problem ved omregningen til kalenderårsbasis er, at reguleringen af dagpengesatserne finder sted pr. 1. april (efter 1976 også pr. 1. oktober) og ikke ved kalenderårsskiftet. Efter 1976 giver dette næppe anledning til større fejl, idet den lavere sats i 1. kvartal modsvares af en højere sats i 4. kvartal, men til og med 1975 skulle den gennemsnitlige årssats egentlig findes ved en sammenvejning af satsen i 1. kvartal med satsen i de sidste 3 kvartaler

ud fra det gennemsnitlige ledighedsniveau i disse. Efter denne betragtning kunne dagpengerelationen omskrives som følger:

$$Tdag = td \cdot Uls \cdot (b \cdot la(\div 2) + (1-b) \cdot la(\div 1)) / 25890 ,$$

hvor b er defineret som 1/4 gange det gennemsnitlige antal forsikrede ledige i 1. kvartal divideret med Uls.

Historisk svinger b meget kraftigt. I år med højkonjunktur er b typisk 0.5 og i år med lavkonjunktur ca. 0.3. I år med store bevægelser i ledighedsniveauet kan variationen endda være større. Et mere korrekt lag til lønudtrykket synes altså at skulle svinge konjunkturafhængigt mellem 3/2 og 5/4 år, hvor det i den nuværende ADAM-relation er et år.

Til problemerne med tidsenheden støder yderligere vanskeligheder med anvendelsen af data. Den relevante ledighedsvariabel i dagpengerelationen er antallet af understøttede dage, mens ADAM-relationens ledighedsvariabel er antallet af fuldtidsforsikrede ledige, gennemsnit af ugetal, målt om onsdagen. Det betyder for det første, at det stærkt stigende antal deltidsledige ikke indgår, og for det andet, at ledighedsniveauet i en given uge forudsættes lig med ledighedsniveauet om onsdagen. Derfor vil f. eks. flere deltidsledige eller stigende udbredelse af forlængede week-ends give en undervurdering af de understøttede dage og dermed en overvurdering af td. Slutte lig kan nævnes, at ADAM-variablen la er et årsgennemsnit, mens den relevante størrelse i lovgivningen er gennemsnittet for april kvartal.

I Fig er optegnet maksimalsats og gennemsnitlig fastsat sats (jf bilag) omregnet til årsbasis med opgangning med 6 dage og 52 uger, samt td korrigeret for arbejdstid , kalenderår og dataproblemer som nævnt ovenfor. Det første, der springer i øjnene, er en niveauforskydning. Den gennemsnitlige sats efter ADAM-data er mindst 10 pct. for høj, og selv om data er mangelfulde synes en sådan forskel meget stor. Desuden svinger td uventet kraftigt. Mest markante er tpppene i 1972 og 1973 og det kraftige fald frem til 1976, der ikke lader sig fofklare ved de to øvrige satser. Denne udvikling er i klar modstrid med tolkningen af td som bestemt af lovgivningen.

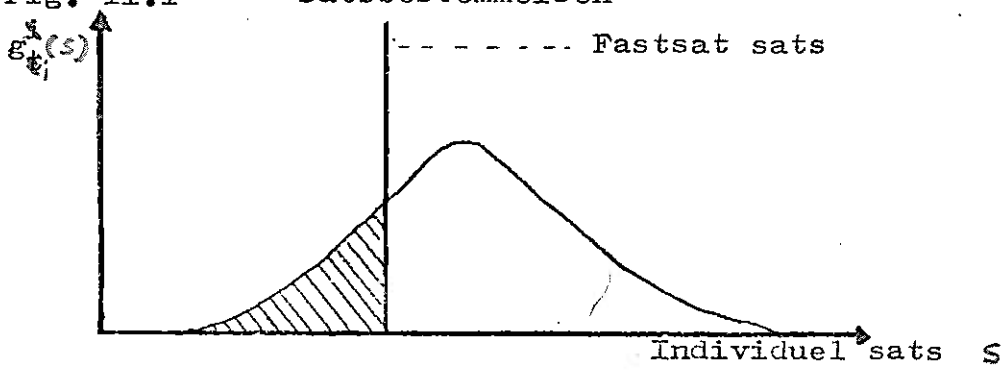
3. Fortolkningsproblemer omkring td.

Da ADAM's td er defineret som et dagpengegennemsnit, deflateret efter udviklingen i den årlige maksimalsats, må tolkningen af td, som lovbestemt afhænge af en hypotese om, at de lediges satsfordeling har samme forløb som maksimalsatsen i en eller anden forstand. For nærmere at analysere dette betragtes i afsnit a. satsbestemmelsen inden for en enkelt arbejdsløshedskasse. I afsnit b. behandles problemerne ved en samlet dagpengebestemmelse for alle kasser under et. I afsnit 4 og 5 gives ud fra de fundne resultater en mere konkret og udtømmende behandling af mulige årsager til faldet i td.

a. Bestemmelse af gennemsnitssatsen for en enkelt A-kasse.

I en given arbejdsløshedskasse bestemmes den gennemsnitlige sats af kassens fastsatte sats og de lediges fordeling efter individuel sats. Problemstillingen kan illustreres ved fig. , hvor $g_i(s)$ er en tæthedsfunktion, der approximerer de lediges fordeling efter individuel sats, s:

Fig. II.1 Satsbestemmelsen



Den fastsatte sats vil typisk ligge til venstre for fordelingens gennemsnit, fordi den ikke kan overstige maksimalsatsen (Maksimalsatsen kan efter loven tolkes som den gennemsnitlige individuelle sats for arbejdere i industri og håndværk i april kvartal <u>året før</u>).

Alle, der har en individuel sats, der er større end den fastsatte sats, vil oppebære fastsat sats, mens de øvrige (det skraverede areal) vil oppebære den individuelle sats. Det vil sige,

at kassens gennemsnitlige sats kan findes som den fastsatte sats gange det uskraverede areal under grafen plus"tyngdepunktet" af det skraverede areal.

Hvis kassens gennemsnitlige dagpengesats skal udvikle sig i takt med maksimalsatsen, må vi altså kræve, at både de individuelle satser og maksimalsatsen den fastsatte sats følger denne udvikling. Dette vil sjældent være tilfældet i praksis, fordi de to satser bestemmes af forskellige faktorer: Den individuelle satsfordeling afhænger af de lediges hidtidige lønninger, mens den fastsatte sats bestemmes af kassen under hensyntagen til medlemsbidrag, ledighedsniveau, maksimalsats m.m.

b. Bestemmelse af den samlede gennemsnitlige dagpengesats.

Hvis hver enkelt kasses gennemsnitssats er kendt, kan den samlede gennemsnitssats i princippet findes ved en sammenvejning af de enkelte satser ud fra antallet af ledige i hver kasse. Det indebærer, at ændringer i de lediges fordeling på kasser - alt andet lige - vil give svingninger i td. Nogle konkrete forklaringer af denne type tages op i afsnit 5. Den mere"indbyggede" effekt af en forskellig udvikling i fastsatte og individuelle satser er derimod vanskeligere at belyse, fordi kasserne har stor frihed til at fastsætte deres satser. Det ville derfor være praktisk, hvis de fastsatte satser kunne reguleres til den mere veldefinerede maksimalsats.

Af bilag fremgår, at den gennemsnitlige fastsatte sats for alle forsikrede udgør en stigende andel af maksimalsatsen frem til 1973, hvorefter de to satser stort set er identiske. Forskellen kan i det væsentligste henføres til delitidsforsikrede. Ydermere er tendensen til at fastsætte maksimal dagpengesats formentlig et resultat af lovgivningen og vil fortsætte fremover.

~~Statens nettoudbetalinger af på dagpengebudgettet er dagpen-~~

~~gebeløbene minus de indbetalte medlemsbidrag~~

Kassens beskæftigede medlemmer vil have fordel af en lille sats og lille medlemsbidrag, mens de ledige selvklart vil have interesse i en høj sats. Den fastsatte sats bestemmes da af de tp gruppers indbyrdes styrkeforhold i kassen samt en eventuel solidaritet mellem beskæftigede og ledige. Begge dele trækker formentlig i retning af, at når ledigheden er høj og af længere varighed vil kasserne fastsætte maksimale satser.

Før 1973 kan ADAM's td altså svinge på grund af forskellige fastsatte satser, men fra 1973 og frem skulle dette ikke være tilfældet. Tolkningen af td som bestemt af lovgivningen kan derfor bedst opretholdes ~~fra 1973 og frem~~ i denne periode, ~~og det er først og fremmest denne periode~~, der ~~behandles i det~~ vil være hovedemne for det følgende.

Hvis alle ~~xxxxxx~~ kasser antages at fastsætte maksimal sats, kan den endelige dagpengefordeling udledes af et diagram, svarende til fig .

(* er det nødvendigt med en gentagelse af figuren? *)

idet g(s) er tæthedsfunktionen for samtlige lediges individuelle satsfordeling. Den gennemsnitlige sats kan bestemmes som for en enkelt kasse ovenfor.

I lyset af argumentationen i dette afsnit er faldet i ADAM's td fra 1973 og frem det alvorligste problem. Disse bevægelser må skyldes ændringer i de lediges satsfordeling, og hypotesen i den følgende gennemgang er, at variationen i td kan opdeles i en "indbygget" effekt som følge af de forskellige kriterier for udviklingen i maksimalsatsen og de individuelle satser, og på den anden side en række udefra givne faktorer, der påvirker den individuelle satsfordeling.

4. Samspillet mellem maksimalsatsen og de individuelle satser.

Udgangspunktet for dette afsnit er en analyse af den "indbyggede" variation i td, der skyldes forskellige satsudviklinger alt andet lige. Til dette formål antages, at den individuelle satsfordeling for alle ledige stiger ens over tiden, svarende til at Lorenz-kurven for den individuelle satsfordeling er konstant. Denne antagelse kan udtrykkes på følgende måde:

Antag, at den individuelle satsfordeling i udgangsåret kan beskrives ved en stokastisk variabel s_o med tæthedsfunktion $g_o(s)$ Den individuelle satsfordeling i år t kan da beskrives ved den stokastiske variabel

$$s_t = \alpha_t s_o \quad , \text{ der har tæthedsfunktionen}$$

$$g_t(s) = g_o(s/\alpha_t)/\alpha_t \quad ,$$

idet α_t er et indeks for den gennemsnitlige udvikling i individuelle satser.

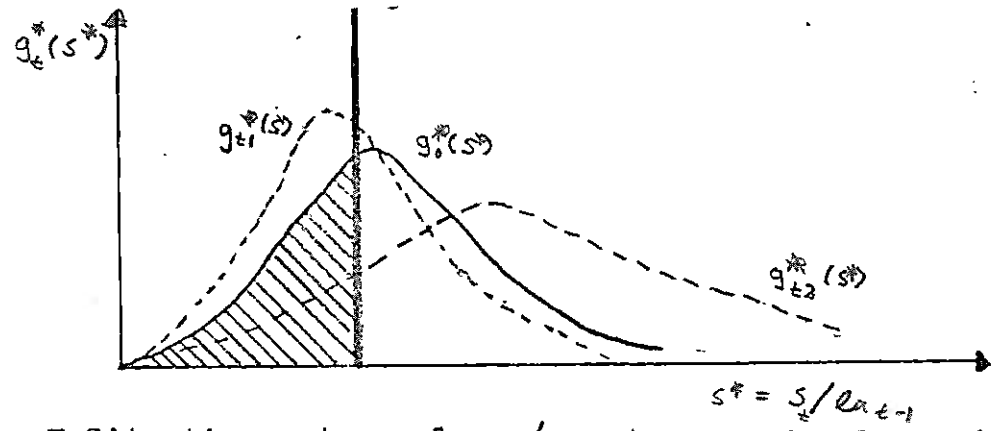
Bestemmelsen af dagpengesatsen kan som før illustreres i et (s , $g_t(s)$)-diagram, hvor den gennemsnitlige sats findes ud fra maksimalsatsen og tæthedsfunktionen for s_t. Da det imidlertid er den deflaterede gennemsnitssats, td, vi er interesserede i, er det en fordel at deflatere både maksimalsatsen og de individuelle satser på samme måde, dvs med la_{t-1}.

Den deflaterede maksimalsats er konstant ($= m_o$) ved uændret lovgivning, og ~~maximal~~ fordelingen af deflaterede individuelle satser vil kunne beskrives ved den stokastiske variabel

$$s_t^* = s_t/la_{t-1} \quad \text{med tæthedsfunktionen}$$

$$g_t^*(s^*) = (la_{t-1}/\alpha_t)\ g_o(\ s\cdot(la_{t-1}/\alpha_t)\ )$$

Den deflaterede, gennemsnitlige dagpengesats kan da findes af fig på samme måde som ovenfor i afsnit 3.



I Situationen t_1 er la_{t-1}/α_t større end 1, og i situationen t_2 er la_{t-1}/α_t mindre end 1. Det ses af figuren, at jo større koefficienten la_{t-1}/α_t er, jo større vil det skraverede areal være, og jo mindre vil td dermed være. Denne sammenhæng medfører, at hvis Rla_{t-1} er større end $R\alpha_t$, er td_t mindre end td_{t-1} og omvendt. Dette resultat tolkes på den måde, at hvis de individuelle satser stiger gennemsnitligt kraftigere end maksimalsatsen, vil flere ledige "vokse ind i loftet" og modtage maksimum, hvorved gennemsnitssatsen må stige.

Imidlertid er den individuelle sats 90 pct. af den lediges hidtidige ugeløn, og derfor må $R\alpha_t$ være et udtryk for den gennemsnitlige stigning i denne løn. Det antyder, at der er en afhængighed mellem Rla_{t-1} og $R\alpha_t$, hvorved td bliver afhængig af den generelle lønstigningstakt. En passende hypotese kunne f. eks. være, at de to udtryk udvikler sig ens, når der korrigeres for den tid, v, der i gennemsnit er gået siden ledigheden indtraf:

$$R\alpha_t = Rla_{t-v}$$

(der ses altså bort fra den indførte dyrtidsregulering af dag-

pengepolitik, der formentlig vil mindske lagget noget). Da v næppe er større end 1, jf bilag og afsnit 5, betyder dette, at alt andet lige vil en lønacceleration betyde en stigning i td, mens en løndeceleration vil betyde et fald i td. Årsagen til dette er, at andelen af ledige med maksimuksats vil samvariere positivt med lønstigningstakten.

Det er meget vanskeligt at vurdere denne effekts betydning kvantitativt, men en sammenligning af fig og fig synes at antyde en sammenhæng. Forskellige forsøg på at "simulere" en gennemsnitssats ud fra antagelserne i dette afsnit tyder på, at svingninger i td af størrelsesordenen 5 pct. kan forklares af denne vej, men resultaterne er meget usikre. Under alle omstændigheder er det klart, at de meget store sving fra 1972 til 1975 må forklares på anden måde, dvs først og fremmest ved "eksogene" ændringer i den individuelle satsfordeling. Disse belyses i afsnit 5.

5.

5. Ændringer i den individuelle satsfordeling.

Den individuelle sats er bestemt som en fast andel af den lediges hidtidige løn. Fordelingen af de ledige efter denne løn kan findes af tre grundlæggende, indbyrdes afhængige fordelinger: En egentlig lønfordeling for alle arbejdsløshedsforsikrede, ledighedsrisikoens fordeling efter løn og de lediges fordeling efter ledighedens varighed. Der findes kun utilstrækkeligt materiale om disse forhold endnu, men alligevel skal et par kommentarer forsøges.

a. De arbejdsløshedsforsikredes lønfordeling.

I modelsammenhænge anvendes ofte antagelser om konstante indkomst- og lønfordelinger. Af de ovenfor nævnte fordelinger synes den samlede lønfordeling for alle arbejdsløshedsforsikrede intuitivt at være den mest egnede for en sådan antagelse. Der har dog i de senere år været markante bevægelser, såvel i kredsen af arbejdsløshedsforsikrede som i lønsatsudviklingen, og disse forskydninger kan måske bidrage til en forklaring af den faldende td.

Kredsen af ~~arbejdsløshed~~ fuldtidsforsikrede er fra 1973 til 1977 steget med 300.000 medlemmer eller ca 40 pct. I det omfang, de nye medlemmer fordeler sig anderledes efter løn end de gamle, ændres lønfordelingen for de forsikrede. I denne forbindelse kan tre forhold nævnes: For det første er antallet af deltidsforsikrede steget kraftigt fra omkring 0 til 10 pct af alle forsikrede. Da deltidsforsikrede næsten udelukkende er kvinder, er deres løn formentlig lavere end gennemsnittet. For det andet er antallet af fuldtidsforsikrede kvinder i perioden steget med 88 pct mod mændenes ~~39~~ 25 pct, og disse vil formentlig også være aflønnet under gennemsnittet. For det tredie

har en række lovændringer udvidet kredsen af dagpengeberettigede med bl.a. lærlinge, nyuddannede og selvstændige, der formentlig er ~~[illegible]~~ lavere lønnede end gennemsnittet. Alle tre forhold trækker i retning af en "tungere" venstre hale i de forsikredes lønfordeling.

Forskydninger i lønsatser har muligvis virket i modsat retning. For det første fik kvinderne i 1973 ligeløn, hvorfor deres gennemsnitlige timeløn i perioden er steget kraftigere end mændenes. For det andet har lønglidningens faldende betydning bevirket en mærkbar lønudjævning, også mellem faglærte og ufaglærte mænd. Begge disse forhold trækker i retning af en mindre lønspredning gennem perioden.

Det er svært at vurdere, hvilken af de to modgående tendenser, der er stærkest, men mon ikke den meget store tilgang af kvinder til kasserne har betydet en tungere venstre hale af de forsikredes lønfordeling, og dermed - alt andet lige - af den individuelle satsfordeling. Effekten heraf skulle blive en faldende td, jf figur , afsnit 4.

b. Ledighedsrisikoens fordeling efter lønnen.

Hvis ledigheden fordelte sig helt ~~jævnt~~ ens på løngrupper over tiden, ville den individuelle satsfordeling alene afhænge af de forsikredes lønfordeling, jf dog afsnit c. I det omfang, man har mistanke om noget andet, må opfattelsen af satsfordelingen revideres. En vurdering af dette problem kan tage udgangspunkt i køns- og faggrupper med traditionelt forskellige lønniveauer. Af arbejdsløshedsstatistikken fremgår, at ledighedsprocenten for kvinder fra at være identisk med mændenes i 1973 er steget til 40 pct. over mændenes i 1977. Specialarbejdernes ledighed udvikler sig ikke væsensforskelligt fra gennemsnittet, mens mu-

rerfaget har højere ledighed i 1974-75 og lavere i 1976-77.

Det kan konkluderes, at en relativt større ledighed for lavtlønnede kvinder formentlig har påvirket den individuelle satsfordeling i retning af en tungere venstre hale og dermed en lavere td. Der er grund til at påpege, at dette ikke kan ses isoleret fra den store tilgang af kvinder til arbejdsløshedskasserne, nævnt i afsnit a.

c. Ledighedens fordeling efter varighed.

Når de forsikredes lønfordeling og ledighedsrisikoens afhængighed af lønnen kendes, mangler kun oplysninger om de ledige personers fordeling efter ledighedens længde, for at den individuelle satsfordeling kan udledes. Betydningen af ledighedens varighed er dog mindsket efter 1972, hvor dagpengegrundlaget dyrtidsreguleres, men der vil altid være tale om et efterslæb.

Der findes meget lidt materiale om ledighedens varighed, men en umiddelbar hypotese kunne være, at den vokser med ledighedsniveauet. Dette ville indebære, at den gennemsnitlige ledighedslængde er steget siden 1973, og at den er steget mest for de lavtlønnede kvinder. Hypotesen kan få et spinkelt grundlag af bilag ,Tabel 1 og 2. Problemet ved gennemsnitsberegningen er, at langtidsledige kun optræder i kategorien "101 dage og derover" og derfor er vanskelige at vurdere. Tabellerne indicerer dog klart en stigende ledighedsperiode siden 1973, og at stigningen er størst for kvinder. Det bemærkes, at funktionærer igennem hele perioden har haft en klart længere ledighedsperiode end gennemsnittet.

Virkningen på td er ret kompliceret. En ensartet stigning i ledighedens varighed for alle grupper vil ikke påvirke Lorenzkurven for den individuelle satsfordeling, men vil betyde, at stigningen i α_t bliver mindre, hvorved td falder, jf. afsnit 4.

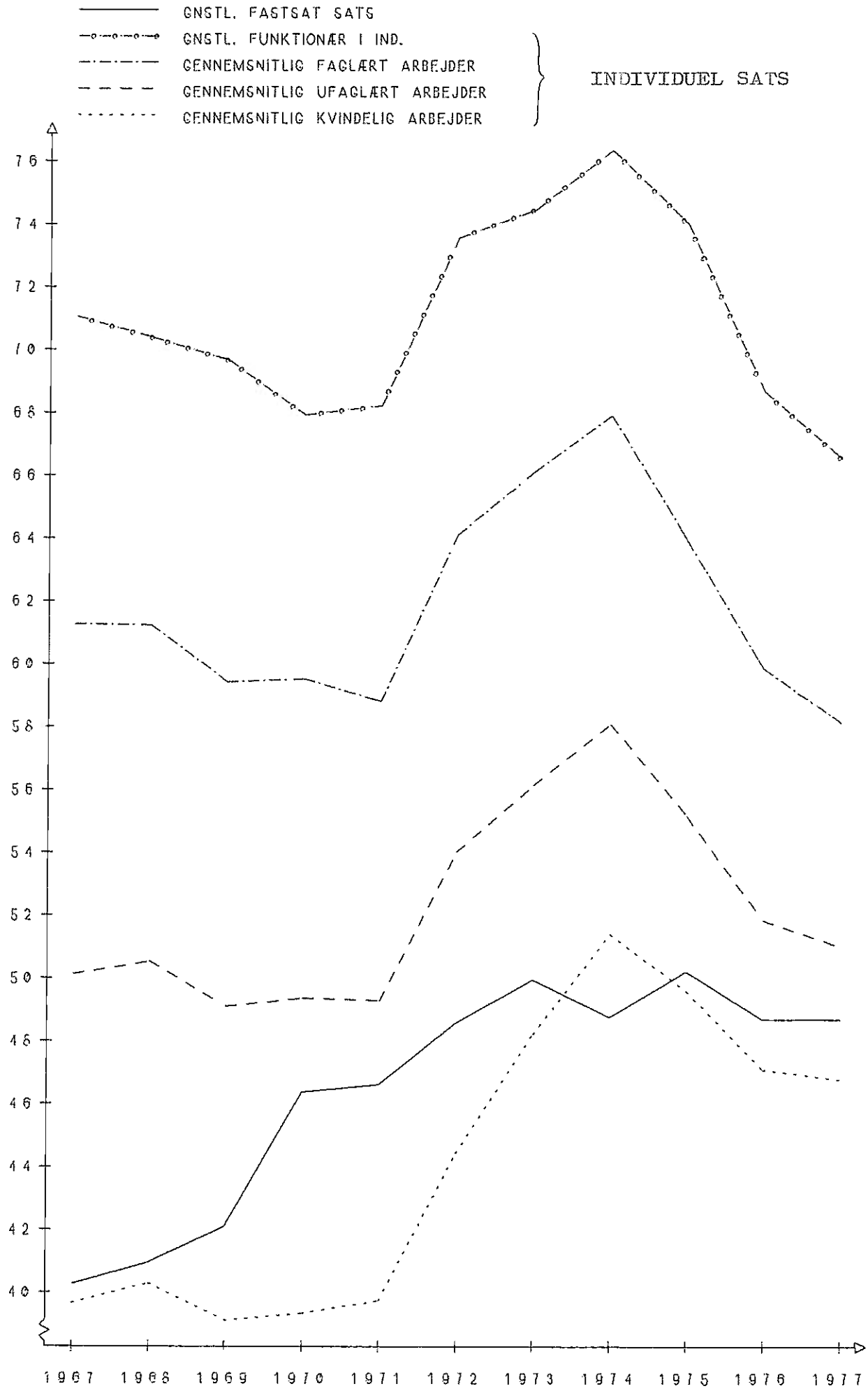
~~Derimødxvikxen~~ Derudover vil en større stigning i ledighedslængden for lavtlønnede yderligere gøre satsfordelingens venstre hale tungere og trække td nedad.

d. Konklusion

Hovedresultatet af gennemgangen i dette afsnit må være, at den store tilgang af kvinder til a-kasserne kombineret med en stigende gennemsnitslængde af ledighedsperioderne har betydet et fald i td i perioden 1973-77. Som i afsnit 4 er den kvantitative vurdering af effekten imidlertid meget vanskelig, omend kvindetilgangen må formodes at være klart den tungest vejende årsag. Fremskrivningen af td synes dog ikke af den grund at være lettet væsentligt. Visse forsøg på at simulere en dagpengesats ud fra nogle hovedgrupper af ledige og en postuleret fordelingsform for deres lønninger tyder på, at en forbedret fremskrivning kan nås af denne vej, men kræver en uforholdsmæssig stor arbejdsindsats.

Fig III.3

ÅRLIGE DAGPENGESATSER I 1975-LØNNIVEAU



Tabel 2.

Indikatorer for udviklingen i ledighedens varighed, udvalgte kasser.

År	Kvindeligt Arbejderf.	Special-arbejdere	HK	Murerfaget	I alt
Ultimo juli --- (ledige i over 100 dage)/(ledige i alt)----------					
1973	2%	2%	16%	4%	6%
1974	3%	3%	16%	6%	6%
1975	14%	18%	27%	25%	18%
1976	28%	19%	30%	6%	22%
1977	32%	22%	34%	13%	26%

Kilde til Tabel 1 og 2 : "Arbejdsløsheden", SM, diverse årgange, Tabel 3.08

(INDSÆTTES I. ST. FOR NEDERST S. 5)

5. a.

Korrektioner for disse forhold synes imidlertid ikke at kunne øge tiltroen til td som instrument. I figur 1 er for perioden 1967-77 optegnet maksimalsatsen og den gennemsnitlige fastsatte sats for samtlige forsikrede, jf. bilag ( ). Først er disse satser omregnet til årsbasis ved opgangning med 52 uger á 6 dage, derefter er de tilpasset kalenderår ved vægtning af kvartaler som beskrevet ovenfor, og sluttelig er begge satser deflateret som td. Det ses, at satserne udviser det forventede stigende forløb, svarende til den række forbedringer af dækningsgraden, der har været gennemført i perioden. Yderligere ses, at de fastsatte satser har nærmet sig maksimalsatsen frem til 1973, hvorefter så godt som alle kasser fastsætter højeste sats (den forskel, der er, kan i det væsentligste henføres til deltidsforsikrede).

Til sammenligning er optegnet en gennemsnitlig sats, svarende til td, men korrigeret for arbejdstidsændringer og deltidsledige samt omregnet til kalenderår som anført ovenfor. Det mest oplagte problem er en niveauforskydning. Den gennemsnitlige sats burde ikke på noget tidspunkt overstige ca. 95 pct. af maksimalsatsen, men i 1973 udgør den godt 105 pct. Dette problem er principielt uforklarligt og må betyde, at såvel Uls som Tdag kan tænkes at være behæftet med betydelige målefejl. Accepteres niveuproblemet, står yderligere nogle kraftige svingninger i den gennemsnitlige sats tilbage som uforklarlige. Frem til 1973 kan stigningen i td henføres til de fastsatte satser, omend td er mærkeligt lav i 1970 og tilsvarende høj i 1972 og 1973. Dette problem kan dog muligvis forklares ved den manglende korrespondance mellem reglerne for maksimal- og individuel sats i regnskabsårene 1970/71 - 1972/73, jf. BILAG 1, kombineret med den meget lave ledighed i disse år, der øger støjniveauet. Fra 1973 og frem til 1976 er td imidlertid faldet støt og kraftigt, uden at dette kan forklares ved udviklingen i maksimal- og fastsatte satser. En forklaring af dette fænomen er ikke mulig inden for rammerne af den hidti-

	63/64	64/65	65/66	66/67	67/68	68/69	69/70	70/71	71/72	72/73	73/74	74/75	75/76	76/77	77/78
FASTSAT SATS (PR KASSE ELLER FAGGRUPPE	FORSØRGERE 80% IKKE-FORSØRGERE 2/3 AF DEN GNSTL. ARBEJDS-FORTJENESTE PR. DAG I PÅGÆLDENDE FAGGRUPPE + DE SÆRLIGE TILLÆG	FASTSÆTTES AF KASSEN (ARBEJDSDIREKTØREN KAN DOG GRIBE IND) PR. 1/4													
MAXIMAL / MINIMAL FASTSAT SATS	BESTEMT I LOVEN. REGULERES PR 1/4 HVERT ÅR EFTER LA FORRIGE APRIL KVARTAL.				I LOVEN ER FASTSAT MINDST 15 OG HØJST 50 KR/DAG. REGULERES EFTER LA SOM HIDTIL.			MAXIMALSATS PR. UGE ER 90% AF UGELØNNEN VED FULD, SÆDVANLIG ARBEJDSTID MED TIMELØNNEN LA FORRIGE APRIL KVARTAL. REGULERES PR 1/4.				SAMME, MEN REGULERING PR 1/4 OG 1/10 EFTER LA I FORRIGE MAV APRIL OG OKTOBER KVARTAL.		
INDIVIDUEL SATS.	FORSØRGERE 80% IKKE-FORSØRGERE 2/3 AF DEN HIDTIDIGE ARBEJDSFORTJENESTE. DERTIL FORSKELLIGE SÆRTILLÆG.				80% AF DEN HIDTIDIGE ARBEJDSFORTJENESTE PR. DAG				90% AF " SUMMEN AF DEN HIDTIDIGE ARBEJDSFORTJENESTE PR. DAG OG BELØB, HVORMED ARBEJDSFORTJENESTEN INDEN FOR VEDKOMMENDE FAG SENERE ER ÆNDRET I KRAFT AF DYRTIDSREGULERINGEN.						
MEDLEMSBIDRAG	FASTSÆTTES AF KASSEN, SÅLEDES AT UDBETALINGERNE KAN DÆKKES				BESTEMMES UD FRA DEN FASTSATTE SATS EFTER EN LOVFÆSTET SKALA			2.25 GANGE FASTSAT SATS							
FINANSIERING AF DAGPENGE	STATEN REFUNDERER EFTER EN LOVFÆSTET SKALA	ALLE UDGIFTER REFUNDERES AF STATEN, DER TIL GENGÆLD SKAL HAVE INDBETALT MEDLEMSBIDRAGENE.													

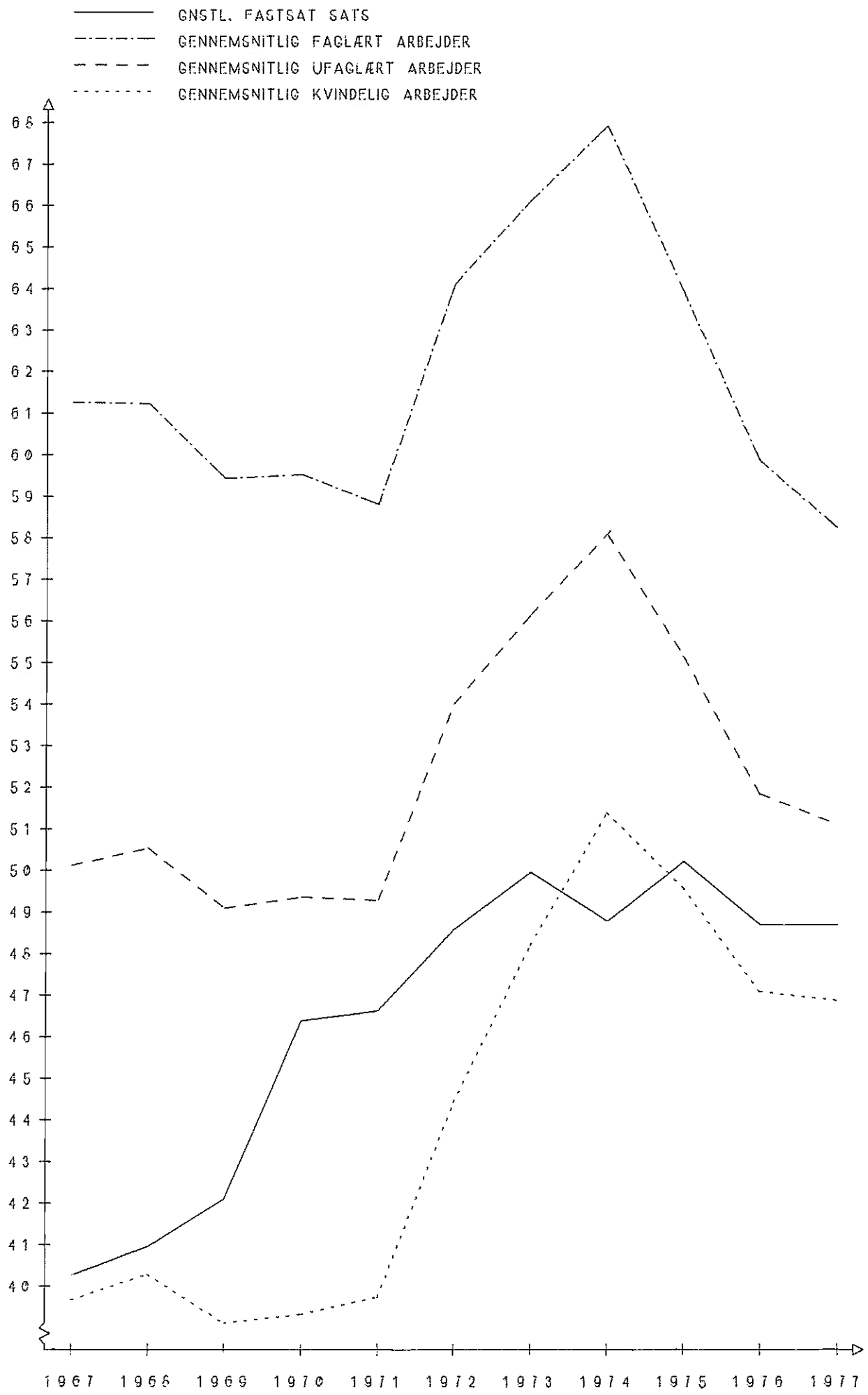
BILAG. 1.

Deltidsforsikrede ledige. Månedsgennemsnit. [illegible]

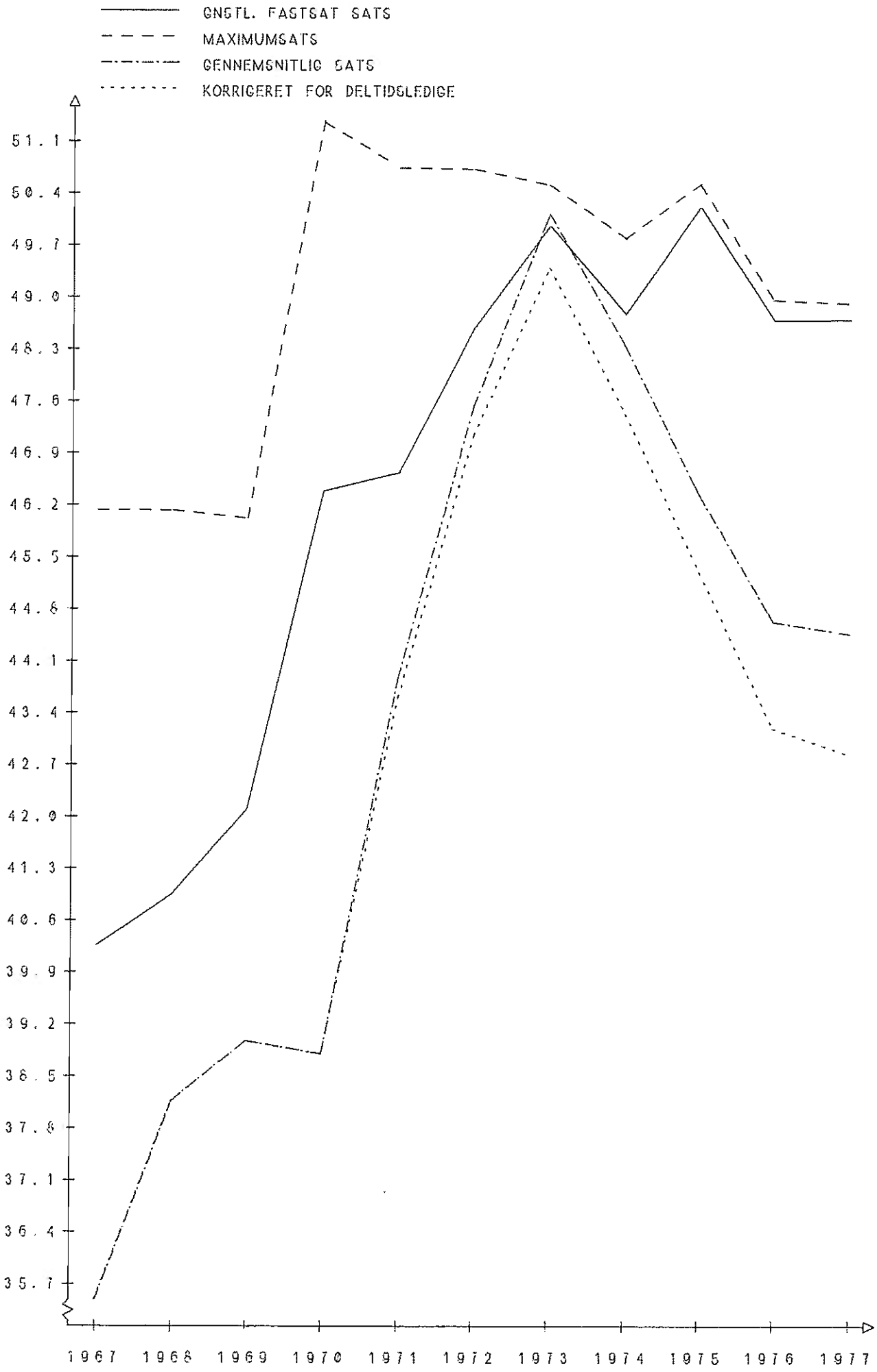
[illegible] fra 4 kt.
7. marts 78

	Januar	Februar	Marts	April	Maj	Juni	Juli	August	September	Oktober	November	December	Året
1971							2[illegible]3	274	316	359	379	[illegible]	353
1972	526	509	503	546	495	404	380	460	497	530	549	630	502
1973	605	590	529	708	559	455	398	468	551	625	708	891	[illegible]
1974	1047	944	927	1189	1600	1343	1270	1652	2126	2657	3116	3470	1730
1975	4169	4075	4294	4569	4505	4378	3230	4701	5205	5582	5800	6435	47[illegible]
1976	6271	6129	6062	6777	6571	6590	6380	7021	7487	8289	8369	9675	7135
1977	8825	8859	8758	9790	9397	9621	8978	10156	10489	11569	11546	12446	10035
1978	12827												

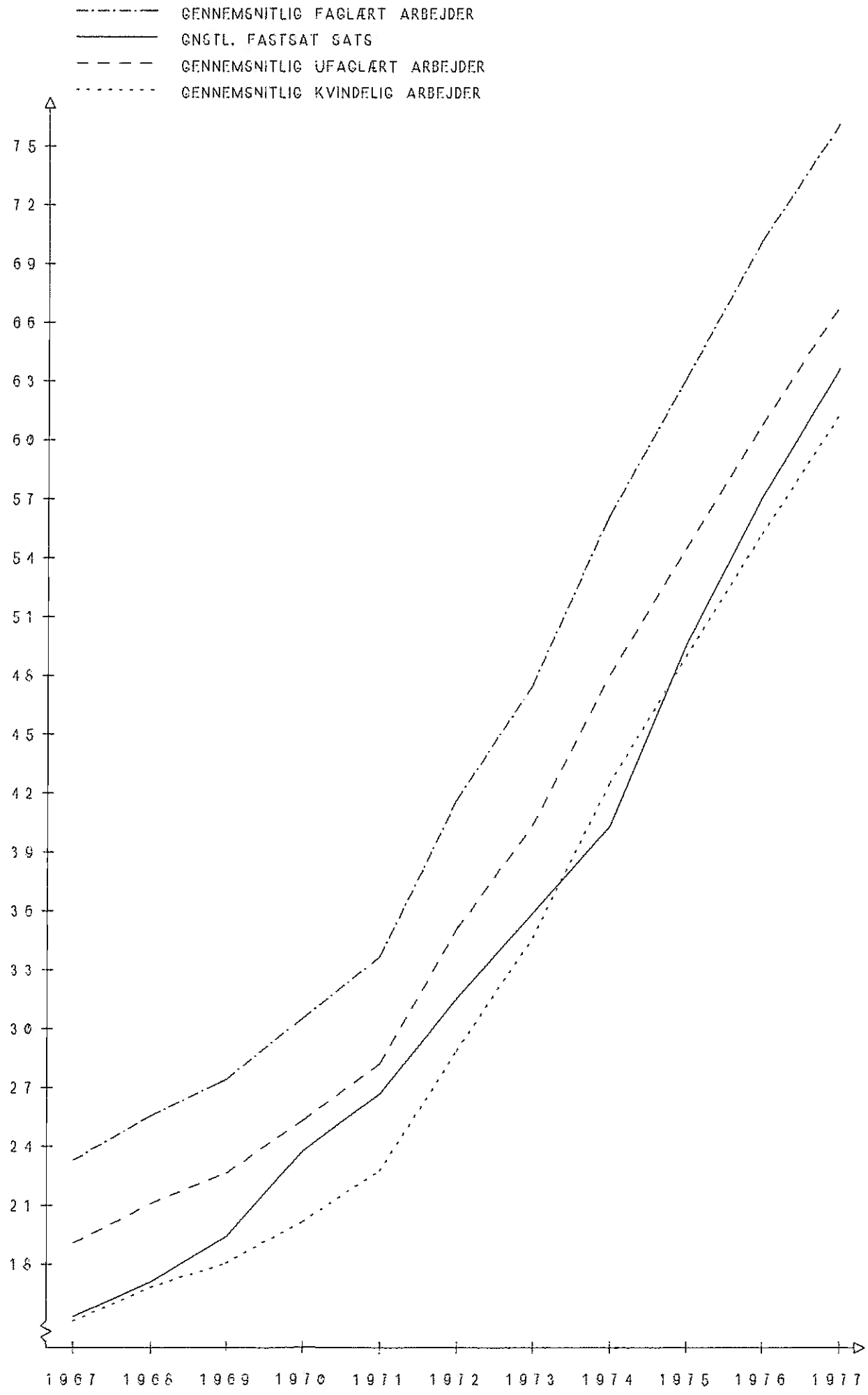
ÅRLIGE DAGPENGESATSER I 1975-LØNNIVEAU



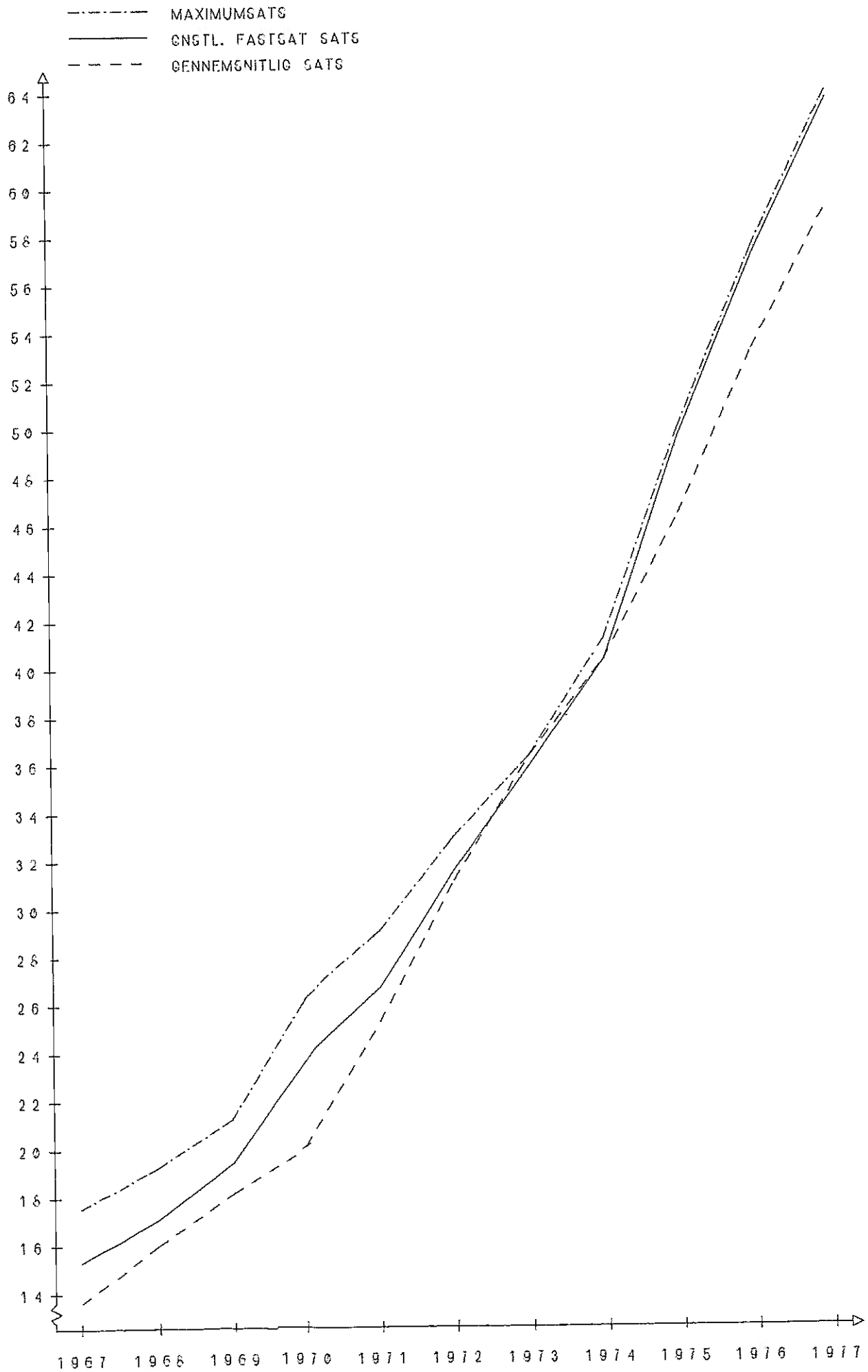
ÅRLIGE DAGPENGESATSER I 1975-LØNNIVEAU



ÅRLIGT DAGPENGEBELØB 1967-77



ÅRLIGE DAGPENGESATSER 1969-77



KARNOV: GÆLDENDE LOV EFTER IKRAFTTRÆDEN AF LOV NR. 93 af 29/3 1972

mer, at der skal gives kassen en yderligere frist for bortfaldet.

■ § 38. Arbejdsministeren kan bestemme, at anerkendelsen af en kasse bortfalder, eller at statens refusion, jfr § 79, stk 1, bortfalder for et regnskabsår:

1. hvis kassens ledelse tilsidesætter reglerne i denne lov eller bestemmelser, der er givet i henhold til loven, eller hvis kassens virksomhed ikke foregår under iagttagelse af fornøden påpasselighed og orden, eller

2. hvis arbejdsdirektøren og landsarbejdsnævnet skønner, at kassen uden direkte at overtræde gældende regler dog i forholdet til medlemmerne eller til andre anerkendte arbejdsløshedskasser virker på en for arbejdsløshedsforsikringen i dens helhed uheldig måde.

■ § 39. Bortfalder en kasses anerkendelse efter §§ 37 eller 38, kan arbejdsministeren bestemme, at kassens medlemmer skal have ret til overflytning til anden anerkendt arbejdsløshedskasse. Bortfalder anerkendelsen efter § 36, kan tilsvarende bestemmelse træffes, når ganske særlige omstændigheder(44) taler derfor.

■ § 40. Den afgørelse, der ved anerkendelsens bortfald træffes om anvendelsen af den del af kassens formue, som ikke vedrører administrationsudgifter,(45) jfr § 77, stk 1, er først gyldig, når afgørelsen godkendes af arbejdsdirektøren. Ingen del af denne formue kan fordeles mellem medlemmerne.

Kap 8. Medlemskab af anerkendte arbejdsløshedskasser

Nydende medlemskab

■ § 41. Ret til optagelse som nydende medlem har personer:

1. som har bopæl her i riget, bortset fra Færøerne og Grønland, jfr dog stk 5,

2. som er mellem 18 og 65 år, og

3. som umiddelbart før begæring om optagelse har haft arbejde som lønmodtager inden for kassens faglige område i mindst 5 uger med en gennemsnitlig arbejdstid på over 30 timer ugentlig, jfr dog kapitel 11, eller som dokumenterer at kunne få sådant arbejde umiddelbart efter optagelsen.

□ Stk 2. Overflytning af et nydende medlem fra anden kasse og overgang fra bidragydende til nydende medlemskab kan ske efter medlemmets fyldte 65. år.

□ Stk 3. Ingen må være nydende medlem af mere end én kasse.

□ Stk 4. Lærlinge, som er omfattet af § 1(46) i lov om lærlingeforhold, har ikke ret til optagelse.

□ Stk 5.(47) Arbejdsministeren kan bemyndige arbejdsdirektøren til efter forhandling med landsarbejdsnævnet under forudsætning af gensidighed at fravige bopælskravet i stk 1, nr 1, for personer, der arbejder her i landet, men har bopæl i udlandet (grænsegængere).

■ § 42. Medlemmer, som tager lønarbejde uden for kassens faglige område, skal lade sig overflytte til anden kasse, jfr § 94, eller lade sig overføre til bidragydende medlemskab eller udtræde af kassen.

□ Stk 2. Et medlem, som ikke længere har bopæl her i riget, skal udtræde af kassen, jfr dog § 41, stk 5.

■ § 43. Medlemmer, som ikke har deres hovederhverv og væsentligste livsophold ved lønarbejde,(48) eller som ikke kan anses for arbejdssøgende til regelmæssigt lønarbejde, skal lade sig overføre til bidragydende medlemskab eller udtræde af kassen.

□ Stk 2. Medlemmer, som må anses for uegnet til regelmæssigt arbejde eller til samarbejde med arbejdsledere eller arbejdskammerater, skal udtræde af kassen.

□ Stk 3. Om tab af medlemsret på grund af restance med medlemsbidrag eller som følge af forseelser mod kassen gælder reglerne i §§ 78, 86 og 87.

■ § 44. Uanset bestemmelserne i §§ 42 og 43 kan arbejdsdirektøren tillade:

1. at et nydende medlem, som tager lønarbejde uden for kassens faglige område, bevarer nydende medlemskab i denne, såfremt der ikke findes anden kasse, hvortil medlemmet kan overflyttes, jfr 94, og

2. at et medlem, som midlertidigt ikke opfylder betingelserne for nydende medlemskab, kan bevare dette i indtil ½ år, dog uden ret til dagpenge. Når medlemmet på ny opfylder betingelserne for nydende medlemskab, indtræder ret til dagpenge, uanset om betingelserne i kapitel 10 er opfyldt, dog først når medlemmet har haft arbejde i det omfang, som er angivet i § 41, stk 1, nr 3. Arbejdsdirektøren kan dog tillade, at der bortses fra denne betingelse.

□ Stk 2. Arbejdsdirektøren kan bestemme, at et medlem, [illegible] ret til fortsat nydende medlemskab der hersker tvivl, i indt[illegible] kan bevare nydende medlemskab af kassen uden ret til dag[illegible].

Bidragydende medlemskab

■ § 45. Personer under 65 år, som henhører under kassens faglige område, kan optages som bidragydende medlemmer.

□ Stk 2. Personer, som har ret til nydende medlemskab,(49) og lærlinge, som er omfattet af § 1 i lov om lærlingeforhold, kan ikke være bidragydende medlemmer.

□ Stk 3. Bidragydende medlemmer har ikke ret til dagpenge.

Kap 9. Beregning af dagpenge mv

■ § 46. Dagpenge ydes(50) for indtil 6 dage om ugen efter reglerne i kapitel 10. Beregning af dagpengene sker for en uge ad gangen. Udbetaling sker ugevis bagud, medmindre(51) andet fastsættes i vedtægten.

□ Stk 2. Dagpengenes størrelse fastsættes af kassen for hvert regnskabsår. Beløbet skal være ens for alle medlemmer, jfr dog kapitel 11. Omfatter kassen grupper af medlemmer med forskellig [illegible] lønning, kan der dog fastsættes et beløb for hver gruppe. Dagpengene skal fastsættes til hele kronebeløb.

■ § 47. Dagpengene kan højst fastsættes til et sådant beløb, [illegible] for en uge svarer til 90 pct af ugeløn ved fuld, sædvanlig arbejdstid med den af Danmarks Statistik offentliggjorte timefortjeneste (inkl dyrtidstillæg, men bortset fra alle andre tillæg) for alle arbejdere inden for håndværk og industri i hele landet i nærmest [illegible]gående april kvartal. Beløbet afrundes til nærmeste hele kronebeløb.

■ § 48. Har en kasse fastsat dagpengene mere end 10 pct under maksimumsbeløbet, uden at dette, jfr herved § 51, er begrundet i lønniveauet inden for kassens område eller inden for de grupper, der hører under dette område, kan en vedtagelse om at forhøje dagpengene først få virkning fra den 1. april, der ligger mindst 1 år efter, at kassen skriftligt har underrettet arbejdsdirektoratet om vedtagelsen. I dette år beregnes medlemsbidraget efter det forhøjede dagpengebeløb.

■ § 49. Arbejdsdirektøren kan pålægge en kasse at forhøje dagpengene, hvis disse, uden at dette, jfr herved § 51, er begrundet i lønniveauet inden for kassens område eller de under dette hørende grupper, er fastsat lavere end maksimumsbeløbet og tillige lavere end fastsat i internationale konventioner, som er tiltrådt af Danmark.

■ § 50. Har en kasse fastsat dagpenge af forskellig størrelse for de grupper, der hører under kassens område, udbetales dagpengene til et medlem, der har skiftet arbejde fra én gruppe til en anden, først efter den nye sats, når arbejdet i den nye gruppe har varet uafbrudt i over 5 uger. Derimod ændres medlemsbidraget straks ved overgangen til den nye gruppe.

■ § 51. Dagpenge kan til det enkelte medlem højst udbetales [illegible] et beløb, der udgør $^{9}/_{10}$ af summen af medlemmets hidtidige [illegible]bejdsfortjeneste og beløb, hvormed arbejdsfortjenesten inden for vedkommende fag senere er ændret i kraft af pristalsreguleringen. Arbejdsdirektøren fastsætter regler om fremgangsmåden ved beregning af arbejdsfortjenesten.

□ Stk 2. Modtager et medlem i anledning af ledighed ydelser, som ikke er omfattet af denne lov, skal dagpengene nedsættes, således at den samlede daglige pengehjælp, medlemmet modtager, ikke overstiger det beløb, der kan udbetales efter stk 1.

□ Stk 3. Et medlem, der ved optagelsen har eller senere erhverver ret til ydelser af den art, som er nævnt i stk 2, skal straks underrette kassens ledelse herom.

□ Stk 4. Dagpenge, der nedsættes efter stk 1 eller 2, afrundes til nærmeste hele kronebeløb.

■ § 52. Et medlem, som:

1. i henhold til fremmedlovgivningen har pligt til at være nydende medlem af arbejdsløshedskasse,

2. er ledig og berettiget til dagpenge fra kassen og

3. efter et skøn over beskæftigelsesforholdene ikke vil kunne få anvist arbejde inden for en rimelig tid,

har ret til af kassen at få betalt udgiften(52) ved rejse til sit hjemland.

□ Stk 2. Nærmere regler, herunder om hjemrejseudgiftens beregning, fastsættes af arbejdsdirektøren.

---

44) F eks hvis kassen omfatter flere fagområder, og det kan ses, eller det må antages, at de medlemmer, som stemmer imod beslutningen, hører til et bestemt af disse fagområder.

45) Dvs alene kassens »forsikringsformue«.

46) Dvs lærlinge, hvis læreforhold er påbegyndt før det fyldte 18. år eller er en fortsættelse af et sådant læreforhold. De pågældende lærlinge har efter lærlingeloven en særlig beskyttet retsstilling, hvorfor de ikke har behov for medlemskab af en arbejdsløshedskasse. »§ 1-lærlinge« kan i medfør af bestemmelsen i § 45, stk 2, ej heller optages som bidragydende medlemmer i en anerkendt arbejdsløshedskasse. Voksenlærlinge har ret til medlemskab af en arbejdsløshedskasse på lige fod med andre lønmodtagere.

47) Bestemmelsen har særlig betydning i forhold til den vesttyske og den svenske arbejdsløshedsforsikring.

48) Der stilles ikke krav om ubemidlethed.

49) Deltidsforsikrede, jfr kap 11, som har ret til nydende medlemskab, kan ikke være bidragydende medlemmer.

50) Efter dansk rets almindelige regler om modregning antages det, at en anerkendt arbejdsløshedskasse vil have adgang til at modregne medlemsbidragsrestancer i dagpenge.

51) Bestemmelsen kan benyttes af arbejdsløshedskasser inden for områder, hvor månedsaflønning eller aflønning hver 14. dag er det sædvanlige.

52) Hjælpen, der udbetales af vedkommende anerkendte arbejdsløshedskasse, ydes som betaling for udgiften til rejsen til hjemlandet med offentligt transportmiddel samt i form af et beløb, der svarer til dagpenge for det antal dage rejsen varer.

BEKENDTGØRELSE AF
LOV NR. 142 af 28/4. 1969 (UDDRAG)

Stk. 4. De af direktøren i medfør af nærværende paragrafs stk. 2 og 3 trufne afgørelser kan indankes for arbejdsnævnet efter reglerne i § 34, stk. 3, jfr. § 35, stk. 5.

§ 12. Understøttelse i tilfælde af arbejdsløshed ydes af kassen som dagpenge.

Stk. 2. Dagpenge udbetales for indtil 6 dage ugentlig. Restancer til kassen kan modregnes i dagpengene efter regler, der fastsættes i vedtægten.

Stk. 3. Dagpengenes størrelse fastsættes af kassen for tiden 1. april—31. marts. Beløbet skal være ens for alle medlemmer. Omfatter kassen flere faggrupper, kan der dog fastsættes et beløb for hver faggruppe. Beløbene skal kunne deles med 50 øre.

Stk. 4. Dagpengene kan ikke fastsættes lavere end 15 kr. og ikke højere end 50 kr. Såfremt den af Danmarks Statistik offentliggjorte gennemsnitlige timefortjeneste (inkl. dyrtidstillæg, men bortset fra alle andre tillæg) i april kvartal for alle arbejdere inden for håndværk og industri i hele landet stiger eller falder 1 pct. i forhold til den tilsvarende timefortjeneste i april kvartal 1965, forhøjes eller nedsættes dagpengenes maksimumsbeløb fra den følgende 1. april med 1 pct. For hver yderligere stigning eller fald i timefortjenesten med 2 pct. i forhold til april kvartal 1965 forhøjes eller nedsættes maksimumsbeløbet ligeledes pr. 1. april med yderligere 2 pct. af det oprindelige beløb.

Stk. 5. Dagpenge kan til det enkelte medlem højst udbetales med et beløb, der udgør $^4/_5$ af medlemmets hidtidige arbejdsfortjeneste pr. dag. Dagpengebeløbet afrundes til det nærmeste beløb, der kan deles med 50 øre.

Stk. 6. Arbejdsdirektøren træffer bestemmelse om fremgangsmåden ved beregning af den i stk. 5 nævnte arbejdsfortjeneste.

Stk. 7. Har en kasse fastsat dagpengene mere end 10 pct. under maksimumsbeløbet, uden at dette er begrundet i lønniveauet inden for kassens område eller inden for de faggrupper, der hører under dette område, kan en vedtagelse om at forhøje dagpengene først få virkning fra en 1. april, der ligger mindst 1 år efter, at kassen skriftlig har underrettet arbejdsdirektøren om vedtagelsen. I dette år beregnes medlemsbidraget efter det forhøjede dagpengebeløb.

Stk. 8. Dagpenge, som, uden at dette er begrundet i lønniveauet inden for kassens område eller de under dette hørende faggrupper, af kassen er fastsat lavere end maksimumsbeløbet og tillige lavere end fastsat i internationale konventioner, som trådt af Danmark, kan arbejdsdirektøren fordre forhøjet.

Stk. 9. Har en kasse fastsat dagpenge af forskellig størrelse for de faggrupper, der hører under kassens område, udbetales dagpengene til et medlem, der har skiftet arbejde fra én faggruppe til en anden, først efter den nye sats, når arbejdet i den nye faggruppe har varet uafbrudt i over 5 uger. Derimod ændres medlemsbidraget straks ved overgangen til den nye faggruppe.

Stk. 10-12. (Ophævet ved lov nr. 248 af 13. juni 1968).

Stk. 13. Afgørelser, der træffes af arbejdsdirektøren i henhold til stk. 5-6, kan indankes for arbejdsnævnet efter reglerne i § 34, stk. 3, jfr. § 35, stk. 5.

§ 13. Medlemsbidraget for nydende medlemmer udgør følgende beløb pr. år. Hvis kassen for vedkommende år har fastsat dagpengene til 15 kr., betales 28 kr. Udgør dagpengene

over 15 kr.,	men højst	20 kr.,	betales	36 kr.
— 20 -	—	— 25 -	—	45 -
— 25 -	—	— 30 -	—	54 -
— 30 -	—	— 35 -	—	63 -
— 35 -	—	— 40	—	72 -
— 40 -	—	— 45 -	—	81 -

Sidstnævnte beløb forhøjes med 10 kr. for hver påbegyndt 5 kr., dagpengene udgør over 45 kr.

Stk. 2. Medlemsbidraget for bidragydende medlemmer udgør halvdelen af bidraget for nydende medlemmer.

Stk. 3. a) Når en værnepligtig forretter militærtjeneste, er han fritaget for medlemsbidrag, idet dog fritagelse under frivillig tjeneste er begrænset til de af arbejdsministeren efter forhandling med forsvarsministeren og arbejdsnævnet særlig fastsatte kategorier af værnepligtige. Fritagelsen gælder endvidere alene i tilfælde, hvor den militære pengeløn beregnet pr. dag er mindre end de dagpenge, der kunne ydes vedkommende som arbejdsløs gennem arbejdsløshedsforsikringen, og kun inden for

[illegible] arbejdsministeren efter forhandling [illegible] forsvarsministeren og arbejdsnævnet [illegible] fastsat tidsrum omfattende såvel [illegible] som den frivillige tjenestetid.

[illegible] Medlemmer, som deltager i faglige [illegible], der efter deres art kan modtage [illegible] i henhold til denne lov eller anden [illegible]hedslovgivning, er under deres [illegible] i kursuset fritaget for medlems-[illegible]

[illegible] Endvidere bevares medlemsret i ar-[illegible]hedskassen uden medlemsbidrag i [illegible], efter at den arbejdsløses under-[illegible]muligheder gennem arbejdsløs-[illegible] er udtømt, såfremt vedkom-[illegible] fortsat er arbejdsløs i nævnte tids-[illegible]

[illegible] 4. Kassens udgifter til administra-[illegible] kan ikke afholdes af de foran nævnte [illegible]bidrag.

[illegible] 5. En kasse, som har indtægter ud [illegible] medlemsbidrag, eller som ejer formue, [illegible]tiget til at anvende indtægterne og [illegible] tillige højst 10 pct., i regnskabsåret [illegible] dog indtil 15 pct., af kassens pr. [illegible] 1967 opgjorte formue til dækning [illegible]ministrationsudgifter og til nedsættelse [illegible] bidrag, der ellers i henhold til stk. 1 [illegible] skulle være betalt af medlemmerne.

[illegible] 6. I en kasses vedtægt skal det fast-[illegible] at undladelse af at betale skyldigt [illegible]bidrag i 4 uger i træk (for måneds-[illegible] 1 måned) medfører slettelse af kas-[illegible] Hvor særlige forhold inden for et fag [illegible] væsentlige vanskeligheder for med-[illegible] ved at overholde den i 1. punk-[illegible] angivne restancefrist, kan arbejds-[illegible] tillade, at denne frist fraviges i [illegible], hvori de særlige forhold gør det [illegible]digt, og en kasse kan, når omstæn-[illegible] taler derfor, tilstå syge og ar-[illegible] medlemmer, der ikke modtager [illegible], foreløbig yderligere udsættelse [illegible] betaling af medlemsbidrag for den tid, [illegible] de har været uden arbejde.

[illegible] 7. Kassens indtægt og formue skal [illegible] strengt afsondret fra andre for-[illegible] midler og må hverken som lån eller [illegible] andre foreninger eller anvendes [illegible] nvedkommende øjemed.

§ 14. Staten yder hver af de anerkendte arbejdsløshedskasser refusion af de udgifter til understøttelse, som kassen i det foregående finansår har afholdt efter § 12.

Stk. 2. Til en kasse, som ikke råder over tilstrækkelige reserver til at afholde understøttelsesudgifterne for hele finansåret, ydes der a conto refusion ved arbejdsdirektørens foranstaltning.

Stk. 3. Efter hvert regnskabsårs udløb indbetaler kassen, evt. ved modregning i refusionen, de medlemsbidrag efter § 13, stk. 1 og 2, der i løbet af regnskabsåret er betalt af medlemmerne eller dækket af kassen efter § 13, stk. 5.

Stk. 4. Et nydende medlems opholdskommune er berettiget til uden samtykke af højere myndighed at yde et tilskud til bestridelse af hans medlemsbidrag for det løbende regnskabsår, når det sociale udvalg skønner, at vedkommende vanskelig vil kunne udrede hele det ham påhvilende bidrag, og at det ikke skyldes hans uordentlige livsførelse eller uforsvarlige økonomi, at han ikke kan udrede bidraget. Til et medlem, der har eller kan få arbejde, kan tilskuddet ikke ydes, medmindre der foreligger forhold, der efter § 48 i lov om offentlig forsorg berettiger til at supplere arbejdsløn med hjælp efter nævnte lov. Tilskuddet, der ikke må udgøre over halvdelen af medlemsbidraget, konteres som hjælp i henhold til kapitel VI i lov om offentlig forsorg. Dersom betingelserne for ydelse af hjælp efter andre bestemmelser i nævnte lov er til stede, konteres tilskuddet som hjælp efter disse bestemmelser.

Stk. 5. (Ophævet ved lov nr. 142 af 1. april 1969 § 1).

Stk. 6. En kasse, hvis offentlige anerkendelse er bortfaldet efter den 1. april 1966, har først ret til refusion efter stk. 1, når der er forløbet fulde 4 regnskabsår efter meddelelse af ny anerkendelse, og der for denne tid er indbetalt medlemsbidrag efter stk. 3.

§ 15. En kasse skal inden en frist, som fastsættes af arbejdsministeren, tilsende arbejdsdirektøren:

□ Stk 3. Hjælpen kan dog kun ydes, såfremt overflytningen af arbejdskraft anses for ønskelig ud fra en samlet vurdering af stedlige og faglige behov på arbejdsmarkedet.

■ § 18.(33) Starthjælp ydes(34) til arbejdssøgende(35) som hjælp til dækning af udgifter i forbindelse med overtagelse af arbejde af mindst 1 måneds forventet varighed i en sådan afstand fra hjemstedet, at de pågældende er henvist til at tage ophold uden for dette. De nærmere regler(36) herom fastsættes af arbejdsdirektøren efter forhandling med landsarbejdsnævnet. Bestemmelsen i § 17, stk 3, finder tilsvarende anvendelse.

■ § 19.(33) Etableringshjælp ydes(37) som hjælp til dækning af udgifter i forbindelse med flytning til forsørgere, som har overtaget arbejde af mere end midlertidig karakter i en sådan afstand fra hjemstedet, at de er henvist til at skifte bopæl, og som med deres familie indflytter i selvstændig bolig på arbejdsstedet. De nærmere regler(38) herom fastsættes af arbejdsdirektøren efter forhandling med landsarbejdsnævnet. Bestemmelsen i § 17, stk 3, finder tilsvarende anvendelse.

Kap 5. Forskellige bestemmelser

■ § 20. Når anvisning af arbejdskraft har fundet sted, giver arbejdsformidlingskontoret straks meddelelse herom til arbejdsgiveren. Kommer arbejdsforholdet ikke i stand, eller afbrydes det umiddelbart efter overtagelsen, påhviler det arbejdsgiveren straks at give meddelelse herom til arbejdsformidlingskontoret. Kontoret underretter derefter vedkommende arbejdsløshedskasse samt arbejdsdirektoratet om den modtagne meddelelse.

□ Stk 2. En arbejdsgiver, der afviser den til ham anviste arbejdskraft, er pligtig til at godtgøre rejseudgifter, der i anledning af anvisningen måtte være afholdt af arbejdsformidlingskontoret – såfremt afvisningen skyldes antagelse af anden arbejdskraft og arbejdsgiveren ikke har underrettet kontoret derom på et sådant tidspunkt, at rejse til arbejdsstedet kunne være undgået.

■ § 21. Når en til arbejdsformidlingskontoret tilmeldt arbejdssøgende selv har skaffet sig arbejde eller af andre grunde ikke længere ønsker kontorets medvirken til anvisning af arbejde, påhviler det ham straks at give meddelelse herom til kontoret.

■ § 22. Arbejdsformidlingskontoret må ikke give uvedkommende adgang til at gøre sig bekendt med de for kontoret foreliggende oplysninger om tilmeldte arbejdssøgende.

□ Stk 2. Arbejdsformidlingskontoret skal efter anmodning give en arbejdsgiver oplysning om, hvorvidt bestemte personer, som arbejdsgiveren ønsker anvist til arbejde, er tilmeldt som arbejdssøgende. Finder kontoret, at der er anledning til at afslå anmodningen, kan arbejdsgiveren indbringe sagen for arbejdsdirektøren. Direktørens afgørelse kan ikke indbringes for anden administrativ myndighed.

■ § 23. Når en faglig organisation skriftligt har sendt et arbejdsformidlingskontor fyldestgørende oplysning om, at en virksomhed er omfattet af strejke eller lockout, må kontoret ikke anvise arbejdskraft til virksomheden, førend konflikten er hævet eller kendt ulovlig.

AFSNIT II. PRIVAT ARBEJDSANVISNING MV(39)

Kap 6.

■ § 24. Arbejdsministeren kan efter indstilling fra arbejdsdirektøren og efter forhandling med vedkommende arbejdsgiver- og lønmodtagerorganisationer tillade personer og foreninger at foretage privat arbejdsanvisning inden for enkelte faglige eller stedlige områder, hvor der skønnes at være ganske særligt behov herfor.

□ Stk 2. Tilladelser til privat arbejdsanvisning, der er meddelt i henhold til § 1 i lov nr 249 af 13. juni 1968 om privat arbejdsanvisning, er fortsat gyldige.

□ Stk 3. Arbejdsministeren kan, hvor der inden for faglige eller stedlige områder skønnes at være behov derfor, efter indstilling fra arbejdsdirektøren og efter forhandling med vedkommende arbejdsgiver- og lønmodtagerorganisationer tillade udøvelse af virksomhed, der består i udlejning af arbejdskraft. hvis ansættelse hos udlejeren kun omfatter det enkelte udlejningsforhold.

□ Stk 4. Inden for handels- og kontorområdet er den i stk 3 beskrevne virksomhed indtil videre tilladt på de hidtil gældende vilkår.(40)

■ § 25. Tilladelse efter § 24 kan tilbagekaldes. hvis et vilkår for tilladelsen overtrædes. Med mindst 3 måneders varsel kan tilladelsen endvidere tilbagekaldes, når der ikke længere skønnes at være behov for den pågældende virksomhed.

■ § 26. Arbejdsdirektøren fører tilsyn med privat arbejdsanvisning og udlejning af arbejdskraft, der udøves i henhold til § 24.

□ Stk 2. Arbejdsministeren kan fastsætte nærmere regler om tilsynet efter stk 1.

■ § 27. (Ophævet ved lov nr 104 af 25. marts 1971).

■ § 28. Det påhviler arbejdsformidlingskontorerne at have opmærksomheden henvendt på avertering i dagbladene mv om tilbud om arbejde og foretage indberetning til arbejdsdirektøren om annoncer, der må formodes at tilsigte en omgåelse af reglerne i dette afsnit.

■ § 29. For anvisning af sygeplejersker gælder fortsat reglerne i § 8 i lov nr 127 af 25. maj 1956 om sygeplejersker.

AFSNIT III. ARBEJDSLØSHEDSFORSIKRING

Kap 7. Anerkendte arbejdsløshedskasser

Anerkendelse

■ § 30. Ved en arbejdsløshedskasse forstås i denne lov en forening af lønmodtagere, der har sluttet sig sammen alene med det formål at sikre sig(41) økonomisk bistand i tilfælde af ledighed.

■ § 31. Arbejdsministeren meddeler efter begæring anerkendelse til arbejdsløshedskasser, der opfylder betingelserne i § 32.

□ Stk 2. Findes der en anerkendt arbejdsløshedskasse for et fag, jfr § 32, kan arbejdsministeren dog nægte at anerkende en ny arbejdsløshedskasse for faget.

■ § 32. En arbejdsløshedskasse kan kun anerkendes,(42) hvis

1. den optager medlemmer fra et eller flere bestemte fag inden for handel, kontorvirksomhed, industri, håndværk, landbrug mv, (43) fiskeri, beværternæring, transportvirksomhed og anlægsvirksomhed eller fra sådanne andre erhvervsområder, som arbejdsministeren sidestiller med de nævnte fag,
2. den har mindst 1.000 nydende medlemmer og
3. dens vedtægt er i overensstemmelse med § 34.

■ § 33. Begæring om anerkendelse indsendes til arbejdsdirektoratet ledsaget af:

1. et eksemplar af kassens vedtægt,
2. fortegnelser henholdsvis over de nydende og over de bidragydendende medlemmer med angivelse af alder og stilling,
3. udskrift af den beslutning, i henhold til hvilken anerkendelsen søges, samt
4. for så vidt kassen ikke er nyoprettet, det sidste års regnskab.

Vedtægter

■ § 34. En anerkendt arbejdsløshedskasses vedtægt skal være i overensstemmelse med en standardvedtægt,(43a) som udarbejdes af arbejdsdirektøren efter forhandling med landsarbejdsnævnet og godkendes af arbejdsministeren.

□ Stk 2. Vedtægten skal indeholde oplysninger om:

1. Kassens navn, hjemsted, formål og faglige område.
2. Kassens ledelse og de enkelte organers myndighed samt om urafstemning.
3. Medlemmernes optagelse, rettigheder og pligter.
4. Regnskabsvæsen, kasseeftersyn og revision samt anbringelse af kassens midler. Af kassens revisorer skal mindst én være statsautoriseret revisor.
5. Regler om vedtægtsændringer og om formuens anvendelse ved anerkendelsens bortfald.
6. Regler om den dokumentation, der skal foreligge, for dagpenge kan udbetales.

■ § 35. Ændring af en anerkendt arbejdsløshedskasses vedtægt er først gyldig, når ændringen godkendes af arbejdsdirektøren.

□ Stk 2. Vedtægtsændring, hvorved det bestemmes, at deltidsarbejdende kan optages som nydende medlemmer af kassen, jfr kapitel 11, er dog kun gyldig, når ændringen godkendes af arbejdsministeren.

Bortfald af anerkendelse

■ § 36. Anerkendelse af en kasse bortfalder, når beslutning herom træffes af kassens øverste myndighed med mindst ¾ af de afgivne stemmer og beslutningen derefter, ligeledes med mindst ¾ flertal af de afgivne stemmer, godkendes ved almindelig afstemning (urafstemning) blandt alle kassens medlemmer.

■ § 37. Hvis en kasse ikke mere opfylder betingelserne for at blive anerkendt, jfr § 32, bortfalder anerkendelsen med udgangen af vedkommende regnskabsår, medmindre arbejdsministeren bestem-

---

33) Bestemmelserne i § 18 og § 19 skal begge give mulighed for at yde dækning for sådanne udgifter, ud over de i §§ 14–17 nævnte, som almindeligvis vil være forbundet med skift af bopæl, herunder give de pågældende mulighed for at kunne skaffe sig kost og logi på tilflytningsstedet uden dér at skulle anmode om lønstøtte.

34) Det er en betingelse for hjælpens ydelse, at overflytningen anses for ønskelig ud fra en samlet vurdering af de stedlige og faglige behov på arbejdsmarkedet.

35) Såvel forsørgere som ikke-forsørgere.

36) Se note 13.

37) Her gælder samme betingelse som anført i note 34.

38) Se note 13.

39) Se note 1 til L 68 249 (13.6.) om privat arbejdsanvisning.

40) Se bkg 70 163 om vikarbureauer inden for handels- og kontorområdet.

41) Med de gældende regler om medlemsbidrag og statstilskud er der ikke tale om, at medlemmerne gensidigt sikrer hinanden hjælp.

42) Kun arbejdsløshedskasser, som omfatter hele landet, med undtagelse af Færøerne og Grønland, vil kunne anerkendes.

43) F eks skovbrug og gartneri.

43a) I medfør af bestemmelsen er af arbdir udarbejdet »Standardvedtægt for danske statanerkendte arbejdsløshedskassers virksomhed«, 1972.

Kap 10. Betingelser for ret til dagpenge

■ § 53. Ret til dagpenge opnås efter 12 måneders nydende medlemskab af en anerkendt arbejdsløshedskasse. For et medlem, som er overgået fra bidragydende til nydende medlemskab, og som herefter har været nydende medlem i mindst 6 måneder, medregnes halvdelen af den tid, medlemmet har været bidragydende.

□ Stk 2. Har et medlem i mindst 2 år forud for begæring om optagelse som nydende medlem ikke opfyldt betingelserne for sådant medlemskab som følge af udøvelse af selvstændig virksomhed, deltagelse i uddannelse eller arbejdsudygtighed, opnås ret til dagpenge dog efter 6 måneders nydende medlemskab. Når et sådant medlem er overgået fra bidragydende til nydende medlemsskab og herefter har været nydende medlem i mindst 3 måneder, medregnes halvdelen af den tid, medlemmet har været bidragydende.

□ Stk 3. Et bidragydende medlem, som overgår til nydende medlemskab ved det fyldte 18. år, opnår ret til dagpenge efter en samlet medlemstid på 12 måneder.

□ Stk 4. Medlemstid, i hvilken et medlem er fritaget for at betale medlemsbidrag efter § 76, medregnes i medlemstiden efter stk 1–3.

[illegible] til dagpenge opnår medlemmet dog tidligst, når han har be[illegible] bidrag med et beløb, som svarer til bidraget for nydende medlemmer for 3 måneder.

■ § 54. Den, der som lærling har været afskåret fra nydende medlemskab i henhold til § 41, stk 4, opnår ret til dagpenge 1 måned efter optagelsen som nydende medlem, såfremt begæring om optagelse som medlem af kassen fremsættes inden 2 uger efter læretidens udløb.

□ Stk 2. Til den, som har opnået ret til dagpenge efter stk 1, kan dagpenge inden for det første år efter læretidens udløb højst udbetales med beløb, som sammenlagt svarer til dagpenge for 180 dage.

■ § 55. Ret til dagpenge er betinget af, at medlemmet forud for hver udbetaling af dagpenge har haft arbejde som lønmodtager i en tid, som sammenlagt svarer til arbejde i fagets fulde, sædvanlige arbejdstid i mindst 26 uger inden for de sidste 3 år.

□ Stk 2. For et medlem, hvis ret til dagpenge er bortfaldet som følge af, at betingelsen i stk 1 ikke længere er opfyldt, er generhvervelse af retten til dagpenge betinget af, at medlemmet har haft arbejde som lønmodtager i det omfang, som er nævnt i stk 1, inden for de sidste 18 måneder.

□ Stk 3. For et medlem, som er under 22 år, skal arbejdskravet efter stk 1 være opfyldt inden for de sidste 18 måneder og arbejdskravet efter stk 2 være opfyldt inden for de sidste 12 måneder.

■ § 56. I arbejdsperioderne efter § 55 medregnes tidsrum, hvori medlemmet har været indkaldt til aftjening af værnepligt samt tidsrum, hvori han har forrettet frivillig tjeneste ifølge kontrakt med forsvaret.

□ Stk 2. Arbejdsdirektøren fastsætter efter forhandling med landsarbejdsnævnet regler om arbejdsperiodernes beregning for medlemmer, der som følge af sygdom, arbejdsudygtighed, deltagelse [illegible]ursus eller af tilsvarende årsager har været uden arbejde.

□ Stk 3.(53) For et medlem, som er afskediget med pension på grund af alder eller svagelighed, medregnes arbejdsperioder før afskedigelsen ikke i arbejdsperioderne efter § 55. Har medlemmet efter afskedigelsen haft arbejde i en tid, som sammenlagt svarer til arbejde i fagets fulde, sædvanlige arbejdstid i mindst 13 uger inden for en periode af højst 26 uger, kan arbejdsperioder før afskedigelsen dog medregnes.

■ § 57. Dagpenge kan kun udbetales til et medlem, som er ledigt.

□ Stk 2. Et medlem, som vil begære dagpenge udbetalt, skal straks ved ledighedens indtræden henvende sig(54) personligt til arbejdsformidlingen for at søge arbejde. I ledighedsperioden skal medlemmet lade sig afkontrollere(55) hos arbejdsformidlingen.

□ Stk 3. Nærmere regler(56) om kontrollen fastsættes af arbejdsdirektøren efter forhandling med landsarbejdsnævnet. For et fag eller en del af et fag kan der i ganske særlige tilfælde fastsættes regler, hvorefter kontrollen foregår andetsteds end hos arbejdsformidlingen.

■ § 58. Efter forhandling med landsarbejdsnævnet fastsætter arbejdsdirektøren regler om udbetaling af dagpenge for søgnehelligdage samt om retten til dagpenge for et medlem:

1. som under ledighed har bibeskæftigelse som lønarbejder eller ved selvstændig virksomhed, eller hvis ægtefælle driver selvstændig virksomhed, eller
2. som ikke får løn for tidsrum, hvori arbejdet indstilles på grund af vejrliget.

□ Stk 2.(57) Arbejdsdirektøren kan fastsætte regler om udbetaling af dagpenge til et medlem, som bliver ledig på Færøerne, i Grønland eller i udlandet.

■ § 59. Når et ledigt medlem, som er arbejdssøgende(58) til arbejde i fuld, sædvanlig arbejdstid, opnår arbejde af kortere varighed, nedsættes dagpengene. Nedsættelsen sker efter forholdet mellem medlemmets arbejdstid i vedkommende uge og fuld, sædvanlig arbejdstid.(59) Inden for områder, hvor nedsættelse ikke kan foretages på grundlag af arbejdstiden, sker nedsættelsen under hensyn til arbejdslønnen.

□ Stk 2. Særregler om nedsættelse af dagpengene kan fastsættes for arbejdsområder, hvor forholdene muliggør, at et ledigt medlem opnår særlig høj arbejdsløn i en begrænset arbejdstid.

□ Stk 3. Arbejdsdirektøren fastsætter nærmere regler efter forhandling med landsarbejdsnævnet.

■ § 60. Har et medlem inden for de sidste 9 måneder forud for et arbejdsophør haft en løn, der i forbindelse med eventuelle dagpenge fra kassen for denne periode svarer til hans eller fagets gennemsnitlige daglige arbejdsfortjeneste for mere end 9 måneder, udbetales der ikke dagpenge for det overskydende antal dage (ventetid). Ventetiden kan højst være 45 dage. Der fastsættes dog ikke ventetid efter denne bestemmelse, hvis ventetiden er mindre end 3 dage. Hvis arbejdet er foregået uden for medlemmets hjemsted og derfor har medført særlige udgifter til kost eller logi, uden at der er ydet ham tilskud efter § 16, eller hvis arbejdet i øvrigt har medført særlige udgifter, fradrages disse ved ventetidens beregning.

□ Stk 2. Ventetiden efter stk 1 kan nedsættes med det antal dage, hvori medlemmet i løbet af perioden har været sygemeldt ifølge lægeerklæring eller attest fra sygekassen. De nærmere regler fastsættes af arbejdsdirektøren efter forhandling med direktøren for sygekassevæsenet.

■ § 61. Dagpenge må ikke udbetales til et medlem, hvis ledighed skyldes, at han er omfattet af strejke eller lockout (konflikt).

□ Stk 2. Som omfattet af konflikt anses et medlem, der:

1. ved konfliktens iværksættelse er beskæftiget på den konfliktberørte virksomhed eller
2. i de sidste 8 uger før konfliktens iværksættelse sidst har været uafbrudt beskæftiget i over 3 uger i virksomheden.

□ Stk 3. Såfremt mindst 65 pct af de medlemmer af en kasse eller en afdeling deraf, som er i arbejde ved konfliktens iværksættelse, efter stk 2 anses for omfattet af konflikten, skal der normalt lukkes for udbetaling af dagpenge til kassens (afdelingens) øvrige medlemmer. Nærmere regler herom fastsættes for 3 år ad gangen af arbejdsministeren efter forhandling med arbejdsdirektøren, Dansk Arbejdsgiverforening og Landsorganisationen i Danmark.

■ § 62. Dagpenge må ikke udbetales til et medlem:

1. som er syg eller i øvrigt arbejdsudygtig,
2. som aftjener værnepligt eller unddrager sig denne, eller
3. som ved domstols- eller administrativ afgørelse er berøvet sin frihed, eller som forsørges på anstalt.

■ § 63. Dagpenge må ikke udbetales til et medlem:

1. som uden fyldestgørende grund vægrer sig ved at overtage et passende arbejde, der anvises ham af arbejdsformidlingen, og for hvilket lønnen ikke er lavere end den, som efter overenskomst mellem arbejdsgivere og lønmodtagere gælder for tilsvarende arbejde, eller
2. som uden fyldestgørende grund forlader sit arbejde, eller hvis ledighed skyldes utilbørlig adfærd på arbejdspladsen.

□ Stk 2. Et medlem kan ikke med rette, jfr stk 1, nr 1, vægre sig ved at overtage arbejde, som ligger uden for hidtidigt fagområde, når der på det sted, hvor arbejdet skal udføres, er behov for overførsel af arbejdskraft fra andre fagområder, når medlemmet har evner og kræfter til at udføre arbejdet, og når muligheden for at vende tilbage til det hidtidige fagområde ikke forringes væsentligt. Dette sidste gælder dog kun i tilfælde, hvor medlemmets tilknytning til det hidtidige fagområde påviseligt er således bevaret, at det er rimeligt at tage hensyn hertil.

□ Stk 3. For et medlem af en kasse, som i henhold til § 24 har tilladelse til at foretage privat arbejdsanvisning, finder reglen i stk 1, nr 1, tilsvarende anvendelse, når kassen anviser medlemmet arbejde.

---

53) Bestemmelsen må ses i forbindelse med reglerne i § 64 angående pensionisters adgang til dagpenge.

54) Formålet med fremmødet på arbejdsformidlingskontoret er i første række at gøre det ledige medlem bekendt med de foreliggende arbejdsmuligheder, eventuelt de foreliggende muligheder for omskoling o lign, samt i det hele i ledighedsperioden at skabe en løbende kontakt mellem den arbejdssøgende og kontoret.

55) Medlemmet tilkendegiver gennem sit fremmøde, at han fortsat er ledig og arbejdssøgende og således står til rådighed for arbejdsmarkedet.

56) Se arbdircirk 69 22.

57) Bestemmelsen i § 41, stk 1, nr 1, hvorefter det er en betingelse for medlemskab, at vedkommende er bosat her i riget, bortset fra Færøerne og Grønland, er ikke til hinder for, at en person, som midlertidig har ophold andetsteds, men har bevaret bopælen her, kan opretholde nydende medlemskab. Det antages dog, at det må være en forudsætning, at der på vedkommende sted er etableret en arbejdsanvisningsvirksomhed i dansk regie, som i fornødent omfang sikrer mulighed for anvisning af arbejde til ledige medlemmer.

58) Vedkommende skal være tilmeldt arbejdsformidlingen, jfr § 57, stk 2, således at han må afgå fra arbejdet, hvis der anvises ham andet arbejde i fuld arbejdstid.

59) Forekommer der i understøttelsesugen søgnehelligdage, for hvilke medlemmet ikke er understøttelsesberettiget, eller sygedage, fridage mv, betragtes sådanne dage ved beregningen af nedsatte dagpenge som arbejdsdage.

Danmarks Statistik
6. kontor

4/9 1978
JAO/jao

Referat af modelgruppemødet 11/8 1978.

Til stede var AMC, EA, EV, HB-H, HD, HJ, JAO, LH, LM, LO, PUD og TG

Ad 1. (valg af referent)

JAO kåredes.

Ad 2. (kommentarer til sidste referat).

HJ skulle udarbejde en populær udgave af sit papir af 12/6. Det vedtoges, at beholdninger er kønnest ultimo.

Ad 3. (aktuel kørselssituation)

Der er stille i modelgruppen, men på slotsholmen køres en del. Der må etableres en grundkørsel efter datarevisionen.

Ad 4. (in/ekstern kommunikation)

Lidt diskussion om brugen af SK- modellen. Nogle mener, at den har for få eksogene variable og for mange parametre.

Ad 5. (diverse papirer)

a) (LH 6/7 om multiplikatorer)

Papiret toges til efterretning. AMC gjorde opmærksom på Loseeffekten, der består i forskellig virkning på fIp af ændringer i fIb og fIo. Det skyldes, at kun fIb indgår i fIn.

b) (HJ 13/7 og 14/7 om data)

AMC påpegede, at afrundingsfejl er uvæsentlige, men uskønne.

c) (AMC 27/7 om SIMTAB)

Den tilkomne dokumentation blev modtaget med lettelse. AMC nævnte, at man i BD-regie arbejder på et interaktivt tabelprogram til Wisconsin-TSP.

d) (LO 28/7 om valgfunktioner)

EA mente bestemt, at s og ikke R^2 burde indgå.

e) (EA juli 78 og 1/8 78 samt HD 9/8 om beskæftigelsen)

Udgangspunktet må være, at ADAM-data og NR-data for beskæftigelsen harmonerer i 1975 og frem. Derfor plager forskelle i O- og B sektorerne. HD blev pålagt at søge disse forhold afklaret. Hvis og når en overensstemmelse nås, kan de gamle niveauer løftes. En diskussion opstod mellem EA og PUD om anvendelsen af produktionsstatistikkens oplysninger og NR-data.

f) (AMC 7/8 om aggregering i log-lineære relationer)

Papiret fastslår, at i den skitserede sammenhæng er logaritmen til summen bedre end summen af logaritmerne. EA mente dog, at papiret går uden om det virkelige problem, der er priseffekten.

g) (PUD 7/8 om nomenklatur)

Papiret blev modtaget med tilfredshed. Dog blev det nærmest vedtaget at droppe A for arbejdstimer og det ene af de to bogstaver for arbejdstid (G), samt - efter nogen diskussion - Z for bruttofaktorindkomst. Spørgsmålet om kvoter er ikke rigtig afklaret, ligesom Yd bør skifte navn.

Ad 6 (ny mødedato)

Fredag 8/9 1978.

Referat af mødet i modelgruppen 9. nov. 1979 kl. 14.00

Til stede var EA,PIv,JAO,AMC,EV,PUD,HD,LH og LM.

Ad 1. JAO kåredes.

Ad 2. Referentens forslag til banknavn bemærkedes med interesse.

Ad 3. Udgangskørsel foreligger. Bortset fra mindre tekniske problemer er tabellerne klar.

Ad 4. Rapport 4 og SEPT79-notat er næsten færdigtrykt. På kort sigt må en nytårsrevision forberedes, muligvis også af gamle tal. Et data-setup er allerede under udarbejdelse. Revisionen kan måske slås sammen med indarbejdelse af "endelige" 1975-tal. De varslede rettelser tilbage til 1966 vil først komme med 1976-tallene. Samtidig vil NR overgå til 1975-priser.

Ad 5. PUD til konference om skatter, HD og EV til forbrugssession med Somermeyer og AMC til AUC. Rækken af udvidede onsdagsmøder fortsætter og forventes afluttet med en øskeseddel i starten af december.

Ad 6. HJ 1/6-79 Referat af Young-møde.
EA mente, at der primært var to dele: Det vi ikke har data til, og det vi ikke kan li. Langsigtsegenskaber er gode at have, men svære at definere. Må i givet fald ligne CLEO's. Forbruget afventer Somermeyer; det erkendtes, at funktionerne er lidt korte. Sluttelig debatteredes en endogenisering af landbruget. Produktionen skal ikke være efterspørgselsbestemt, snarere en udbudsfunktion via nettoeksporten.

HJ 29/10-79 ADAMIO74.
Det vedtoges at udnytte informationen i HJ's IO-tabeller bedre end p.t. Dette kan gøres ved RAS-afstemninger med nulrestriktioner for 1966-74.

EV 30/10-79 Forbrugsfunktionerne i ADAM.
Under et onsdagsmøde rejstes spørgsmålet om et snævrere indkomstbegreb (fratrækning af afskrivninger). Det bør prøves. Det er uskønt, at afskrivningsraten i fCb er ca 50 pct. mod kun ca 10 pct. i bilparken. Det er Stone-Rowe-transformationen, der er urimelig. Den er også unødvendig, når bilparken haves.

AMC 6/11-79 Kapitalintensiteten i ADAM. (-)

HD 6/11-79 Beskæftigelsesrelationerne..
Timeproduktiviteten hjælper mod forventning ikke til forklaring af de korte produktivitetssvingninger. 1972 er stadig et vildt år for b-sektoren.

Ad 8. Ny mødedato 7. dec. 1979.

Danmarks Statistik
6. kontor

31/7 -81
JAO/jao

Referat af modelgruppemødet fredag d. 19/6 1981

Til stede var AMC, PUD, EA, HD, BT, LA , LH, PT og JAO.

Ad. 2. (gl. referat). Der opstod en mindre diskussion om frekvensen af skift af basisår i Nationalregnskabet. FN vil ikke skifte mellem 1980 og 1990.

Ad 3. -

Ad 4. (intern kommunikation). Det blev indskærpet, at dørene til terminalrum skal være aflåst. Det er på et møde med Skak fastslået, at modelgruppepræsidiet skal indkaldes. Der er ikke kommet svar fra SAS, men i stedet var der stemning for bedre terminalfaciliteter til RECKU.

Der er problemer med nye nationalregnskabstal. PUD mente, at vi kunne være tilgodeset bedre. Der DQS-es med T-tal.

Henning ansættes som juniorakademiker i stedet for HD pr. 1. august.

Ad 6. Diverse papirer

HD 13/5 og PT 16/6 (udg. sys) "State" oversættes med tilstand. "Finansielle" s. 2. midt stryges. Systemet lægger meget kraftige bånd på nyttefunktionens udseende. Egenpriselasticiteterne ser ud til at være gode nok; de store elasticiteter, fx fCb, har en tendens til også at variere kraftigt over tiden. AMC mener, at skitsen kan køre, idet dog grupperne c, b og r må lægges sammen på en eller anden måde, evt i en hierakisk struktur. Problemet omkring frostdøgn ogekstravariable i øvrigt var oppe at vende. Frostdøgnene falder ud af makroforbrugsfunktionen, så de må være inde på en eller anden måde. Det nytter ikke at hive brændselsforbruget ud, for "man kan ikke være halvt rigoristisk"(EA). EA ville spørge Christen Sørensen, om der kan puttes flere variable på.

Der var stemning for at invitere Christen og Søndergård fra smilets by til et møde; i hvert fald sendes papiret til Hovedlandet for at blive rettet.

HD 28/4 og JAO 5/6 (aggregering). HD-papiret er behandlet før og blev taget til efterretning. AMC mente, at spørgsmålet om lodret aggregering på det nuværende stadium nærmest er et empirisk spørgsmål. Dog mente han, at for megen lodret aggre-

ring vil give kp-problemer, i hvert fald så længe egenleverancerne ikke hives ud. Konkret mente AMC, at opdelingen i metal/elektro- og jernvareindustri var overflødig, mens at træindustrien burde være hevet ud, hvilket forfatteren tiltrådte. Der er nok brug for at overveje, hvornår leverancer kan nulstilles: skal de betragtes relativt til rækketotalen, søjletotalen eller begge to?.

BT anførte, at en af grundene til de mange småleverancer i råvarematricen er udspredningen af "uspecificerede tjenester".

JMJ 15/6 (sociale pensioner)

Papiret blev lidt kavalerisk behandlet grundet JMJ's fravær, dagsordenens længde samt ferieøl. På det foreliggende grundlag så 6 og 6.a bedst ud.

AMC 27/5 (marts 81). Samme behandling som JMJ's. PUD havde en del småretteIser, som han ville behandle i udvalg. EA savnede en samlet variabelliste.

TMP 17/6 (ADAM's sektor- og forbrugsopdeling). Papiret blev taget til efterretning med samme forbehold som for JMJ's.

Ad 7 (udsendelse). Tyge og Niels Lyn får JAO-papiret. Andre papirer går ud som normalt.

Ny mødedato: 21. august.

Danmarks Statistik
6. kontor

27/4 1982
JAO/jao

Referat af modelgruppemødet den 16. april 1982

PT havde meldt afbud

Ad. 1. Referent: D.s.s.s.

Ad 2. Kommentarer til forrige referat:

Ad ad 5: Efter "rentestrømme" indsættes "og -satser".

Ad 3. Aktuel kørselssituation:

LA har foretaget en historisk simulation, der dog ikke er dokumenteret endnu.

Ad 4. Intern kommunikation:

Rapporterne fra Modelgruppen vil fremover have en lige rød og lige kedelig forside.

Terminerne omkring datarevision og hardware-opstilling ser ud til at holde. Det er dog tvivlsomt,om den anskaffede printer kan bringes til at fungere tilfredsstillende.

Noget tyder på, at EF stiler mod at skifte basisår for nationalregnskaberne en gang i kvartalet. Vi bør i den anledning prøve at gøre vores synspunkter på skift af basisår gældende i et papir til Skak.

Ad 5. Ekstern kommunikation:

Arbejdsudvalget fortsætter planmæssigt sit udvalgsarbejde. Næste møde er om investeringsmatricer og -funktioner.

AMC har været til nordisk møde i Finland og Uffe har været til verdensmøde i Newørkeløse. Begge steder var pessimismen fremherskende. Under beretningen fra LINK-mødet var der spredte optræk til diskussioner, da TMP spurgte, hvilken gavn vi har af projektet.

Privatbanken har med trommer og piber meddelt, at de har konstrueret en kortsigtsmodel for Danmark. Den vil rimeligvis allerede nu kunne blive et hit på en vandreudstilling i Brede.

Ad 6. Diverse papirer:

HJ 16/3 -82: Papiret viser de kapitaltal, der ligger implicit i vores nuværende afskrivningsrelationer. EA var rystet over tallenes overensstemmelse, mens AMC anførte, at estimationerne i sig selv garanterer, at serierne ikke løber i forskellige retninger. Kapitalkvoterne er alt andet end konstante i papiret. EA mente, at det først og fremmest skyldtes sektorforskydninger, mens AMC fra gammel tid havde en formodning om, at maskinafskrivningerne er for små. I hvert fald må

formuleringen af investeringsrelationerne tages op til overvejelse. Hvis trenden i kapitalkvoterne er af reel art, må et user cost-ystryk være svaret.- vi vil bare ikke have en neoklassisk model. Mere teknisk: output bør defineres som værditilvæksten.

JMJ 26/3 -82: Problemstillingen i papiret er, hvorledes vægtene til reguleringspristallet i ADAM kan beregnes ud fra de officielle pristalsvægte. Da denne omregning ikke påvirkes af værdierne af ADAM's endogene variable, kan den passende foretages i en formodel.

AMC 5/4 -82: Nulstillingen af små IO-celler har været et stort arbejde og bliver ikke gjort om. EA synes, det er fantastisk, at det kan lade sig gøre. Der udtryktes i det hele taget tilfredshed med arbejdet, og vi afventer, at PT beviser nulstillingens manglende betydning for matricens egenskaber.

Under dette punkt blev det vedtaget, at forsikringsselskaberne fremover hører hjemme i qf-sektoren; vi sætter dog ingen dato på overflytningen.

Ad 7. Ny databanker og ny modelversion:

I REVBK. ligger de reviderede IO-tabeller (på gammelt aggregeringsniveau). Ellers ingen grund til kommentarer.

Ad 8. Udsendelse: Alt

Ny mødedato fredag d. 28. maj .

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

17/3 -82

Hans Mølgaard, Skattedepartementet

Vedlagt til orientering de vigtigste arbejdspapirer fra vort arbejde med ADAM's skattefunktion i de seneste år. Poul Uffe Dam's papir af 12/8 -80 giver en oversigt over principper og intentioner bag skattefunktionen i ADAM (en mere teoretisk gennemgang af slutskattedelen findes i kapitel 4 i min store opgave "Aggregeringsproblemer i empirisk modelarbejde", oktober 1981; hvis du er interesseret i det samlede ligningssystem for forskuds- slut- og restskatter kan du blot slå på tråden). Indkomstfordelingen kommer ind i billedet, når vi skal beregne andelen af den skattepligtige indkomstmasse i de forskellige trin på statsskatteskalaen, bys1,..,bys5. Til dette formål bruger vi den særlige formodel, jeg har givet det beskedne navn MISKMASK (som dog hverken hentyder til dens effektivitet eller præcision), jf. mit papir af 2/11 1980. Papiret er udformet som en brugervejledning til et EDB-program på RECKU, men det skulle også give en oversigt over principper og definitioner bag beregningerne. Bemærk, at tabellerne fra jeres statistikregister kan bruges direkte som input til MISKMASK (i er meget velkomne til evt. at afprøve modellen, så vi kan få yderligere bidrag til vurdering af dens nøjagtighed)

Da de to ovennævnte papirer blev skrevet, havde vi endnu ikke taget fast stilling til, hvilke serier for den skattepligtige indkomst og antallet af skatteydere vi konkret ville anvende. Valget af indkomstbegreb blev afklaret med mit papir af november 1980 om indkomster og fradrag, hvor en række forskelle mellem de tilgængelige tal for indkomster og fradrag afklares og forsøges vurderet. Vi valgte systematisk at anvende Indkomststatistikkens tal internt i MISKMASK, mens vi fortsat anvender Skattestatistikkens indkomsttal i den centrale ADAM-model (overgangsproblemer mellem de to statistiksystemer fanges så af korrektionsfaktoren kssy i slutskattefunktionen). Dette valg gav dog problemer med at finde en serie for antallet af skatteydere (Usy) i ADAM, idet en sådan serie kun findes i Indkomststatistiksystemet. Dette problem er løst i mit papir af 17/3 1981 ved, at

Indkomststatistikkens tal "løftes" til Skattestatistikkens niveau på en sådan måde, at den gennemsnitlige (positive) skattepligtige indkomst pr. skatteyder er identisk i de to systemer. Dette indebærer, at de delvist skattepligtige skatteydere omregnes til en slags "fuldtids"-skatteydere. Et sådant skatteyderbegreb kan lyde lidt uldent, men vi har fx haft en forbløffende succes med at fremskrive det på en enkel måde ud fra ADAM's arbejdsudbud og en pensionistserie. Din oplysning forleden om, at den samlede skattepligtige indkomst fra Skattestatistikken er opgjort uden nulstilling af negative indkomster, kan muligvis medføre en revision af vores serie for antallet af skatteydere, idet vi jo kun har anvendt de positive indkomster ved omregningen, jf. 17/3 -81, tabel 2, nr. (3). I den forbindelse vil jeg godt spørge, om den manglende nulstilling af negative indkomster kun omfatter den ansatte skattepligtige indkomst, eller om den også omfatter den afrundede skattepligtige indkomst, jf. fx. vedlagte udskrift fra Skattedirektoratet.

I øvrigt er vi interesserede i kommentarer eller korrektioner til papirernes oplysninger og konklusioner. Mange af disse er mundtligt bekræftede gæt, som vi har kanoniseret i mangel af mere præcis information, og det ville være rart med mere præcis viden. Det bliver nu nok nødvendigt at tage kontakt til Birkerød om disse forhold, når vores ønskeseddel ligger lidt mere fast - men mon ikke I og vi har sammenfaldende interesser i udformningen af denne?

UNIVERSITY of PENNSYLVANIA

PHILADELPHIA 19104

LAWRENCE R. KLEIN
Benjamin Franklin Professor of Economics

DEPARTMENT OF ECONOMICS
3718 LOCUST WALK CR

January 29, 1979

Dr. Anders Møller Christensen
Danmarks Statistik
Sejrøgade 11
DK-2100 København Ø
Denmark

Dear Dr. Møller Christensen:

Thank you for your response to my letter about Danish participation in Project LINK. I am very much interested in our incorporating ADAM in the system. I have already instructed one of our staff members to prepare a separate row and column for Denmark in our world trade matrix. It had previously been included in "rest of the world."

We would want equations from you for

M01 imports of merchandise in SITC 0,1 in either current or constant prices depending on your interpretation of what is appropriate structure

M24 imports of merchandise in SITC 2,4

M3 imports of merchandise in SITC 3

M5-9 imports of merchandise in SITC 5-9

PX01 price index of Danish exports in SITC 0,1

PX24 price index of Danish exports in SITC 2,4

PX3 price index of Danish exports in SITC 3 - this may well be negligible and exogenous

PX5-9 price index of Danish exports in SITC 5-9

Equations for X01, X24, X3, and X5-9; PM01, PM24, PM3, PM5-9 are useful but not essential. These variables are generated in our system through computations with the world trade matrix. We would want, however, your data series for these variables.

The equations should all be designed to express your best thinking and estimates of Danish behavior. If possible, they should conform to standard economic thinking about homogeneity; they should have activity effects that are generated by variables within ADAM; they should show sensitivity to relative prices and exchange rates; they should allow for singular events (embargoes, strikes, government regulations, tariffs, etc.). They should be dynamic, where appropriate.

The next LINK meetings will be at the United Nations, N.Y., March 13-15, 1979. I would be extremely pleased if you could participate. A memorandum on local arrangements will be distributed soon. A short summary statement (about 2 - 3 pages) about Danish economic prospects for 1979-1981 would be welcome, together with tables and charts showing the numerical projections for the main economic magnitudes. The other model operators in LINK will all bring similar materials.

I enclose a summary of our meeting of last October in Athens, and some other project materials. I'm terribly sorry about the address mistakes, but we have it right now. Hans Hansens' correspondence file with his former office address should have been used for guidance, but a letter from his file with the home address was inadvertently withdrawn for use with your letter.

Sincerely,

Lawrence R. Klein

LRK:md
Enc.
cc: Dr. Johan Lybeck

DANMARKS STATISTIK
Sejrsgade 11
Postboks 2550
2100 København Ø
Telf. (01) 29 82 22 - Telex 1 62 36

Journal nr.
133-5.14-219
(Bedes anført ved henvendelse)

Datering
15th January, 1979.

Dr. Lawrence R. Klein,
Department of Economics,
3718 Locust Walk Cr,
University of Pennsylvania,
Philadelphia, Pa. 19104,
USA.

AMC/ac

Deres brev og reference

Henvendelse

Dear Professor Klein,

We are pleased to receive your proposal of Nov. 20th of ADAM being incorporated in Project LINK.

Concerning the modelstructure, we will be able to meet most of your requirements. We do not think there will be major difficulties in estimating the four merchandise import equations and the four export price equations mentioned. We think the main problem in this area will be the export price equation for SITC-group 0,1 (food, beverages, tobacco), as the prices are determined mainly by the EEC. We would also like to point out that the Danish export of SITC-group 3 (mineral fuels) are of negligible size. Equations leading up to net exports of goods and services and the current account balance are included in ADAM allready.

For the time being we do not have an endogeneous explanation of the monetary sector in ADAM. Concerning the exchange rates we are not sure, however, whether this is needed, because of the close link between Denmark and Germany in the "snake" and eventually in the EMS-system. For exchange rate purposes a tie between Denmark and Germany seems to be the most suitable.

In the near future we will be making large revisions in the model due to the fact, that our national account system has been substantially revised. Adapting the import- export,-groupings to your requirements will obviously most conveniently be included in that revision, but we want to stress that we can include them in the present system too. In the short run we will guide our efforts to building a model, which in broad lines will be comparable with the pre

sent ADAM. Therefore we have no plans on building a monetary sector in the now foreseeable future. For the reasons stated above we do not think that this will present problems for an endogeneous explanation of exchange rates in the LINK-system.

We hope that you will still be interested in incorporating ADAM in the LINK-system with this piece of information in mind.

We will be able to deliver a version of ADAM meeting the imports-exports needs of LINK on a rather short notice. For that purpose we should need a convention for the form of the model and the data.

Summarizing we are most interested in participating in project LINK. Before we can give a definitive positive answer on behalf of Danmarks Statistik we need to know, however, which sorts of obligations, we are entering.

Concerning the LINK-meetings we think we can raise funds to enable us to participate.

For our possible attending the meeting at the United Nations in march 1979 we should need more details before too long.

For further correspondence it would be convenient if you write to us on the address below, as the address in your letter was a combination of my name, and Hans Hansens home-address, delaying the correspondence a bit.

Sincerely,

Anders Møller Christensen
Danmarks Statistik
Sejrøgade 11,
DK-2100 København Ø,
Denmark.

Danmarks Statistik
6. kontor

6/9 1978
JAO/jao

Arbejdsløshedsdagpengene i ADAM - en oversigt.

(foreløbig endelig version)

I. Dagpengereglerne 1963-76, kort fortalt

Indledning.

Siden 1963 har de udbetalte dagpenge ved arbejdsløshed i princippet været lønreguleret ved lov. Ud fra et modelsynspunkt indebærer dette et ønske om at inddrage dagpengereguleringen i modellen, fordi der ellers kan opstå inkonsistenser ved fremskrivninger under alternative antagelser om lønudviklingen. Den følgende gennemgang vil derfor koncentrere sig omkring denne regulering.

Dagpengebestemmelsen kompliceres af at den omfatter tre agenter med ikke nødvendigvis sammenfaldende interesser: Den ledige, arbejdsløshedskassen og staten. Den lediges interesse er dækning af et indtægtstab, men for A-kassen er problemet mere kompliceret, fordi dagpengesatsen principielt også bestemmer medlemsbidragets størrelse. Statens - eller den politiske om man vil - interesse i dagpengebestemmelsen er temmelig indviklet.

Det bærende princip i den aktuelle periode synes at være, at sikre en nogenlunde ensartet procentdækning for alle, dog med væsentlige modifikationer:

1) Undgåelse af misbrug må sikres ved, at ingen kan opnå indtægtsfremgang ved ledighed, og at ingen kan få indtægtstab ved overgang fra ledighed til beskæftigelse inden for samme fagområde.
2) Der skal være et incitament til at søge fra et højtlønnet fag med stor ledighed til et lavere aflønnet fag med bedre beskæftigelsesmuligheder.

Disse til dels modstridende ønsker har ført til, at dagpengene fastsættes på tre planer:

1) Hver kasse (eller faggruppe, hvis kassen er inhomogen) har en fælles sats, der mere eller mindre eksplicit skal være i overensstemmelse med kassens (gruppens) gennemsnitlige lønniveau. Intet medlem kan oppebære en sats, der overstiger denne fælles sats, som i resten af dette papir bliver benævnt fastsat sats.
2) Den fastsatte sats kan ikke overstige en lovbestemt grænse, der er bestemt ud fra den gennemsnitlige timeløn for arbejdere i industri og håndværk (for nemheds skyld i det følgende kaldt 1a)i det foregående år. Denne grænse kaldes i det følgende for maximalsatsen.
3) Intet medlem kan oppebære en dagpengesats, der overstiger en bestemt procent af medlemmets hidtidige dagløn. Denne sats kaldes i det følgende individuel sats.

Den faktiske dagpengesats er således aldrig større end maximalsatsen og altid den mindste af individualsatsen og den fastsatte sats.

Selv om de nævnte principper i lovgivningen er gennemgående, er der dog omfattende ændringer i 1967, 1970 og 1976 samt en mængde småjusteringer. I det følgende afsnit vil jeg forsøge at give en nogenlunde sammenhængende beskrivelse af udviklingen på de fem hovedområder fastsat sats, maximalsats, individuel sats, medlemsbidrag og finansiering. Jeg vil dog arbejde med en opdeling af perioden i 1963-67 og 1967-76, da lovændringen i 1967 var fundamental.

Dagpengereglerne 1963-67. (L 191 af 4/6 1962)

Fastsat sats.

Dagpengesatserne fastsættes pr. 1/4 hvert år som 2/3 (for forsørgere dog 4/5) af den gennemsnitlige fortjeneste pr. dag inden for den pågældende faggruppe. Den præcise fremgangsmåde fastsættes af arbejdsdirektøren i hvert enkelt tilfælde.

Maximalsats.

I loven er fastsat et kronebeløb som maximalsats, der hvert år pr. 1/4 reguleres efter udviklingen i arbejdernes timeløn i industri og håndværk i april kvartal det foregående år (Der er desuden fastsat et minimalt kronebeløb, der reguleres på samme måde).

Individuel sats.

I hvert enkelt tilfælde må dagpengene dog ikke overstige 2/3 (for forsørgere 4/5) af medlemmets hidtidige arbejdsfortjeneste pr. dag.

Forskellige tillæg.

Udover den egentlige dagpengesats kan i hvert enkelt tilfælde ydes særlig hjælp i form af

- Børnetillæg (der lønreguleres som maximalsatsen)
- Huslejehjælp (der reguleres efter et boligpristal)
- Brændselshjælp (der reguleres efter et brændselspristal)

Medlemsbidrag.

Medlemsbidraget fastsættes af kassen således at dens forventede udgifter kan dækkes (jfr. dog finansiering)

Finansiering.

Staten refunderer en del af dagpengebeløbet efter en progressivt voksende skala.

Dagpengereglerne 1967-75. (L 40 af 22/2 1967 m. fl.)

Fastsat sats.

Dagpengesatsen fastsættes pr. 1/4 hvert år af hver enkelt kasse og skal i princippet være ens for alle medlemmer (hvis kassen er inhomogen dog for hver faggruppes medlemmer).

Hvis satsen er fastsat lavt uden at dette er begrundet i lønniveauet inden for kassens område, kan arbejdsdirektøren gribe ind.

Maximalsats.

Satserne kan maximalt fastsættes til 50 kr. og minimalt til 15 kr. Disse beløb reguleres dog efter la som hidtil. Fra 1/4 1970 (L 114 af 24/3 1970) defineres maximalsatsen pr. uge som 90% af ugelønnen ved fuld, sædvanlig arbejdstid med timelønnen la i nærmest foregående april kvartal.

Individuel sats.

I hvert enkelt tilfælde må dagpengene ikke overstige 80% af medlemmets hidtidige arbejdsfortjeneste pr. dag (iflg. arb.dir. cirkulærer af 20/11 1967 og 24/1 1968 beregnet som 1/6 af sidste ugeløn udbetalt i et arbejdsforhold af over 5 ugers varighed). Fra 1/4 1972 (L 93 af 21/3 1972) ændres formuleringen til "90% af summen af medlemmets hidtidige arbejdsfortjeneste og beløb, hvormed arbejdsfortjenesten inden for vedkommende fag senere er ændret i kraft af pristalsreguleringen".

Forskellige tillæg.

De særlige tillæg nævnt i forrige afsnit bortfalder.

Medlemsbidrag.

Medlemsbidraget sættes i forhold til dagpengesatsen ud fra en lovbestemt skala. Fra 1/4 1971 fastsættes medlemsbidraget til 2.25 gange den fastsatte sats.

Finansiering.

Alle dagpengeudgifter refunderes af staten, der til gengæld skal have indbetalt medlemsbidragene.

Øvrige bemærkninger.

Kredsen af dagpengeberettigede er i perioden udvidet betydeligt. Udover lempelser i karensregler m.m. kan nævnes, at lovændringen i 1970 åbnede adgang til understøttelse for deltidsarbejdende, lovændringen i 1972 åbnede mulighed for understøttelse til medlemmer, der efter aftale arbejder på nedsat tid, og at reglerne for dagpenge til nyuddannede ledige er lempet betydeligt. Desuden fremskyndedes dagpengereguleringen i 1974 til 1/2 og i 1975 til 1/1.

Senere ændringer.

Fra og med 1/1 1976 (hvor en særlig regulering fandt sted) reguleres dagpengene (dvs fastsat sats og maximalsats) halvårligt pr 1/4 og 1/10 med la i nærmest foregående april hhv. oktober kvartal. Fra 1976 åbnes mulighed for arbejdsløshedsforsikring for selvstændige.

Oversigt.

Det kan være temmelig indviklet at holde rede på tidsforløbet af alle disse ændringer, og for at afhjælpe dette har jeg opstillet dem skematisk i bilag 1. Umiddelbart synes alle lovændringer at være forbedringer, dvs trække i retning af en større gennemsnitlig dagpengesats, men udvidelsen af kredsen af dagpengeberettigede (navnlig 1970 og 1973) kan trække i den anden retning. Også ændringen af finansieringsreglerne kan påvirke dagpengefastsættelsen, men mere herom senere.

II. Dagpengebestemmelsen i ADAM.

Det fundamentale problem ved dagpengebestemmelsen har været at sikre en rimelig konsistens mellem modellens indkomstoverførsler T og modellens ledigheds- og lønniveauer. En tilbagevendende svaghed i denne forbindelse var overgangen fra ADAM's begrænsede arbejdsmarked til et mere relevant for dagpengebestemmelsen. I de første udgaver af dagpengerelationen i versionerne ADAM, maj 1976 og ADAM, august 1976 anvendtes et udtryk for det relative ledighedsniveau og udviklingen i ADAM-variablen lna (der kun omfatter arbejdere i industrien) som bestemmende variable, jfr i øvrigt Rapport 3, kap. 6 afsnit 6. Denne type relation havde to hovedmangler:

1) Den opfangede ikke virkningerne af de ret store bevægelser i arbejdsløshedskassernes medlemstal
2) lna udviser historisk en noget kraftigere stigningstakt end den relevante (efter loygivningen) variabel la.

Efter forslag fra Budgetdepartementet specificeredes ledighedsudtrykket i stedet som et absolut antal forsikrede ledige, og la søgtes bestemt ved hjælp af lna i en slags sammenbindingsrelation. Bestemmelsen af de forsikrede ledige foregik ret problematisk ud fra de ADAM-ledige (Unb - Qnb), men efter opstillingen af april 1978- versionen er den - isoleret set - problemløs. Resultatet blev relationen

(1) $$Tdag = td \cdot 0.1 \cdot Uls \cdot (la(\div 1)/2589),$$

hvor
- Tdag er arbejdsløshedsdagpenge udbetalt (mill. kr.)
- td er gennemsnitlig årlig dagpengesats i 1975-lønniveau (1000 kr./mand)
- Uls er forsikrede ledige (100 mand, årsgnst. af ugetal)
- la er den gennemsnitlige timeløn for arbejdere i industri og håndværk (inkl. dyrtidstillæg, ekskl. alle andre tillæg) (øre/time, årsgnst.)

Relationen opfattes sådan, at den i ex post- situationer bestemmer td, mens den ex ante bestemmer Tdag for exogene værdier af td. Tolkningen af td er derfor af central betydning for relationens anvendelighed.

Forudsætninger for dagpengerelationen.

Relationen er tydeligt specificeret efter reglerne for regulering af maximalsatsen. Dette rejser umiddelbart to problemer:

1) Fra 1970 beregnes maximalsatsen (formentlig under indtryk af den omsiggribende femdagesuge) ud fra en ugentlig indkomst ved timelønnen la og fuld, sædvanlig arbejdstid forrige år. For dagpengerelationen får vi den konsekvens, at td må justeres i takt med ændringer i den normale, ugentlige arbejdstid forrige år, eller relationen omspecificeres under dette hensyn.
2) Den lovbestemte maximalsats er en dagsats, mens td er en årssats. Den nødvendige omregning involverer hensyntagen til feriebestemmelser, karensbestemmelser m.m., hvis betydning afhænger af de understøttede dages fordeling på personer. Ydermere kompliceres omregningen af, at dagpenge udbetales ud fra en hypotetisk seksdagesuge.

Det er min overbevisning, at hvis dette papir skulle mangle omtale af relevante faktorer, må de søges i den under 2) nævnte omregning, der er svært gennemskuelig. I det følgende ses imidlertid bort fra disse vanskeligheder, da de formentlig ikke har større betydning.

Når relationen er specificeret efter udviklingen i den årlige maximalsats, må td være konstant, hvis alle satser udvikler i takt med maximalsatsen. Denne forudsætning kan udtrykkes ved hjælp af satsfordelingsfunktionen F_t:

er konstant, må vi altså også kræve, at det skraverede areal er konstant. Ellers vil den gennemsnitlige sats variere. For at sikre dette kunne vi vælge dobbeltforudsætningen

(F. 2) a) Alle individuelle satser udvikler sig ens, dvs

$$G_t(s) = G_o(s/lu_t).$$

b) lu_t udvikler sig i takt med maximalsatsen (la_{t-1}).

Også denne forudsætning er imidlertid svær at tolke fornuftigt, fordi de lediges fordeling på hidtidig indkomst ikke er en "veldefineret" indkomstfordeling. Den afhænger af

1) En egentlig indkomstfordeling af A-kassens medlemmer.
2) En fordeling af A-kassens ledige på indkomstgrupper
3) En fordeling af de ledige efter den tid, der er gået siden ledigheden indtraf.

Selv inden for en enkelt kasse kan det altså være svært at opretholde forudsætningen om konstant relativ satsfordeling.

b. Aggregering af kasser.

Antag, at den relative satsfordeling er konstant inden for alle kasser. For at bestemme den totale gennemsnitlige dagpengesats, må hver kasses gennemsnitlige sats vægtes med antallet af ledige inden for kassen. Det dil sige, at hvis td skal være konstant, må vi yderligere forudsætte

(F. 3) Den relative fordeling af de ledige på kasser er konstant

Denne forudsætning er klart urealistisk. Den kan dog svækkes, hvis vi strammer forudsætning (1.a) til

(F.1.b) Alle kasser fastsætter højeste sats (maximalsatsen).

Herved bliver den kritiske fraktil ens for alle kasser, og vi kan simpelt hen aggregere de enkelte satsfordelinger for kasser med formodet fælles udvikling. Man kan indvende, at vi bare begraver aggregeringsproblemet i satsfordelingens udseende, men i praksis (også datamæssigt) forenkles problemet betydeligt. Det er klart, at (F.2) og (F.3) nu må gælde aggregaterne indbyrdes i stedet for kasser indbyrdes. Dette behandles i afsnit III.

Kritik af dagpengerelationen

Forudsætningerne om satsfordelingen er vanskelige at belyse ud fra tilgængeligt statistisk materiale. Derimod findes der rimeligt gode oplysninger om forholdet mellem maximal- og fastsatte satser, jfr. bilag 2 . Det ses, at den gennemsnitlige fastsatte sats udgør en stigende andel af maximalsatsen frem til 1973, hvorefter de to satser stort set er identiske (forskellen kan stort set henføres til deltidsforsikrede).

Fra og med 1973 kan forudsætning 1.B altså opretholdes, og vi kan dermed aggregere kassernes satsfordelinger efter ønske. For at vurdere holdbarheden af forudsætningen i fremskrivningsperioder kan følgende lille kunststykke opstilles:

Antag, at det for A-kasserne gælder om at maximere statens underskud på dagpengeregnskabet. Efter 1972 bestemmes det årlige medlemsbidrag som 2.25 gange den fastsatte sats. Idet S betegner en gennemsnitlig fastsat sats for alle kasser fås

U = statens underskud = dagpenge - medlemsbidrag ≈

$300\text{dage} \cdot S \cdot Uls - 2.25 \cdot S \cdot Uu \approx S \cdot Uu(300kb - 2.25)$.

Det ses, at $\partial U/\partial S$ er større end nul, hvis kb er større end ca 1%.

Nu fører kasserne i praksis næppe en så usolidarisk politik over for skatteyderne, men mon ikke man kan antage, at i perioder med høj ledighed - og det vil sige i hvert fald i den nærmeste fremtid - vil kasserne fastsætte deres satser så højt som muligt.

Af det ovenstående fremgår, at vi ikke skal tolke td for bogstaveligt før 1973. Dertil kommer, at kun kalenderårene 1968,-69 og -73 er fri for virkninger af lovændringer. Vurderingen af dagpengerelationens kvalitet kan derfor ikke foretages ud fra kriteriet om konstans af td, men snarere om td bevæger sig i den forventede retning uden at svinge for voldsomt. Som grundlag for dette kan anvendes serierne for maximal- og gennemsnitlig fast-

sat sats fra bilag 2, omregnet til årsniveau (jeg har simpelthen ganget dagsatsen op med 52 uger a 6 dage). Resultatet fremgår af Fig II.2, hvor de beregnede satser, deflateret med la(÷1) er optegnet med td. Det understreges, at satserne er pr. 1/4, mens td er årsgennemsnit. Hovedkonklusionerne af figuren er:

1) Forbedringen i 1970 slår bemærkelsesværdigt lidt igennem. Det kan dog delvis forklares ved, at den fastsatte sats ikke følger maximalsatsen helt, og at individualsatserne ikke hævedes.
2) td synes urimeligt høj i 1973. Det må her bemærkes, at opgangningen af dagsatserne givet er for kraftig.
3) td er faldet støt siden 1973, uden at dette kan forklares ved udviklingen i de beregnede satser.

Ud fra forudsætningerne ovenfor er problemerne fra og med 1973 de alvorligste, og de vil være emnet for afsnit III og IV, der begge bygger på forudsætningen om, at alle kasser fastsætter højeste sats.

III. Mulige forklaringer på den faldende td.

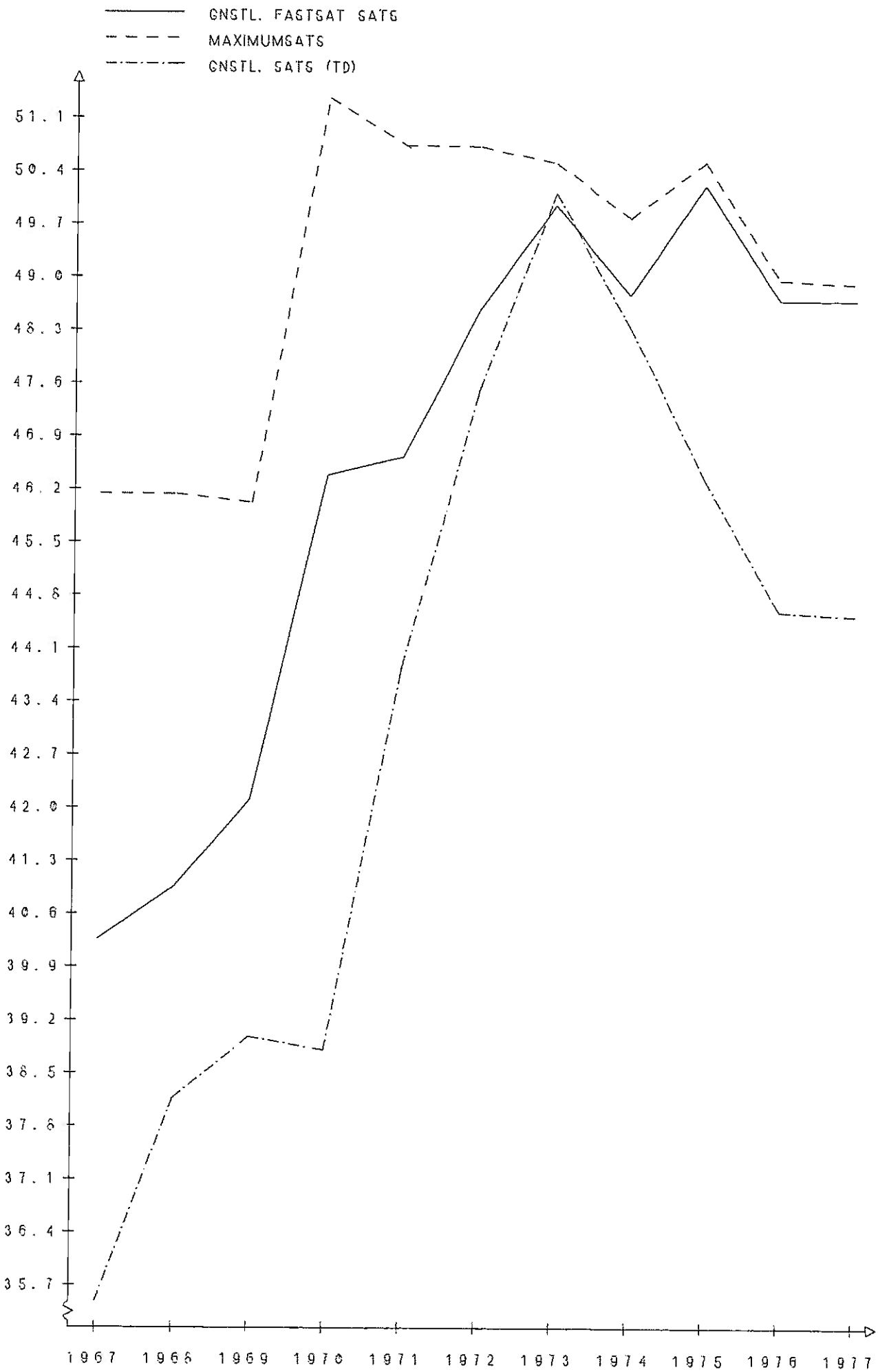
I dette afsnit vil forskellige mere eller mindre prosaiske forklaringsmuligheder på den faldende dagpengesats blive undersøgt. Hovedproblemet er, som før nævnt, at flere af disse forhold er mangelfuldt dækkede af eksisterende statistik. Vi er derfor ofte henvist til brug af indikatorer eller vage fornemmelser, ligesom brug af klart urealistiske antagelser kan være nødvendig for at rendyrke forskellige argumenter.

A. Forkert afgrænsede data.

Ved udformningen af dagpengerelationen har visse tillempninger af de relevante variable været nødvendig, dels af hensyn

Fig. II.2

DAGPENGESATSER I 1975-LØNNIVEAU



til ADAM, dels af hensyn til de datamæssige begrænsninger. Derved opstår selvfølgelig fejlkilder.

Indholdsmæssige tillempninger.

1) Uls, der bestemmes i ADAM, er antallet af fuldtidsforsikrede ledige, mens Tdag er det totale udbetalte dagpengebeløb, herunder dagpenge til deltidsforsikrede. Af fig III.1 fremgår imidlertid, at en korrektion for dette ikke løser problemet - snarere tværtimod.

2) la er i ADAM et årsgennemsnit, mens det ifølge lovgivningen er gennemsnittet for april kvartal, der anvendes. Af bilag 3 fremgår, at de to størrelser ikke afviger væsentligt fra hinanden, hvorfor dette heller ikke kan tillægges nogen betydning.

3) Lidt mere filosofisk skal det bemærkes, at Tdag er en strømstørrelse (måles pr. tidsenhed), mens Uls i princippet er en stokstørrelse (måles på et givet tidspunkt). Da Uls er et årsgennemsnit af ugetal (målt om onsdagen), synes inkonsistensen ikke overvældende, men den er der i det omfang, det gennemsnitlige ugentlige ledighedsniveau afviger fra niveauet om onsdagen. F. eks. udbredelsen af arbejdsfordeling (forlængede weekender?) kan virke forstyrrende ind her.

Selv om intet skal forsværges er det dog min fornemmelse, at det ikke er her, problemets kerne ligger. Der er ingen fornuftig grund til at ledigheden siden 1973 skulle være blevet stadig større om onsdagen i forhold til resten af ugen.

Tillempninger af dynamikken.

Et mere betdningsfuldt problem er lagget i lønreguleringen. I følge lovgivningen er lagget af et års varighed, men miseren er, at reguleringen finder sted pr 1/4 (efter 1976 også 1/10) og ikke ved kalenderårsskiftet. Efter 1976 giver dette næppe

anledning til større fejl, idet den lavere sats i 1. kvartal modsvares af en højere sats i 4. kvartal, men til og med 1975 må den gennemsnitlige årssats findes ved en sammenvejning af satsen i 1. kvartal med satsen i de sidste 3 kvartaler ud fra ledighedsniveauet i disse. Ud fra denne betragtning kan dagpengerelationen omskrives til den mere korrekte

$$Tdag = td \cdot Uls \cdot (b \cdot la(\div 2) + (1-b) \cdot la(\div 1))/25890 ,$$

hvor b er defineret ved (forsikrede ledige i 1. kvartal)/(4·Uls).

b svinger historisk meget kraftigt. I år med højkonjunktur er den ca. 0.5 og i år med lavkonjunktur ca. 0.3. I år med store bevægelser i ledigheden kan den variere mere. Konklusionen er, at et mere korrekt lag på lønudtrykket vil svinge konjunkturafhængigt mellem ca (÷3/2) og (÷5/4), hvor det i ADAM i øjeblikket er (÷1). Af fig III.1 fremgår imidlertid, at dette ikke ændrer billedet væsentligt. Her er såvel de beregnede satser som td omregnet til kalenderår.

Det synes således ikke muligt at forklare faldet i td ud fra de forskellige tillempninger af data. Det må være modelforudsætningerne, der knirker.

B. Forskydninger i de lediges satsfordeling.

Den relevante forudsætning, der altså tilsyneladende ikke holder, var en konstant relativ satsfordeling af de ledige

$$F_t(s) = F_o(s/lu_t)$$

eller, udtrykt i tæthedsfunktionen

$$f_t(s) = f_o(s/lu_t)/lu_t$$

, hvor lu_t er den gennemsnitlige udvikling i dagpengesatsen.

Problemet er, at maximalsats og individuel sats reguleres efter forskellige kriterier, det vil sige, at vi på forhånd ikke kan forvente forudsætningen opfyldt. Det interessante er nu, om en hensyntagen til dette forhold kan bidrage til en forklaring af faldet i td.

1. Samspillet mellem individual- og maximalsats.

Maximalsatsen reguleres efter lønnen foregående år, mens individualsatsen reguleres efter hidtidig indkomst, dvs også en slags løn. Dette antyder, at den gennemsnitlige dagpengesats vil være afhængig af lønstigningstakten. Det skal illustreres og uddybes ved en lille model:

Udgangspunktet er

(1) En maximalsats, der er reguleret efter timelønnen la i det foregående år (la opfattes i denne forbindelse som et indeks):

$$M_t = M_o \cdot la_{t-1}$$

(2) En individualsats, der fastlægges ud fra den lediges hidtidige timeløn l_t:

$$S_t = s_o \cdot l_t$$

Vi ønsker at bestemme td, defineret som den gennemsnitlige udbetalte dagpengesats divideret med la_{t-1}.

Lad os betragte udgangsåret t=0. Vi antager

(3) De lediges fordeling efter hidtidig timeløn kan beskrives ved en stokastisk variabel L_o med kontinuert tæthedsfunktion $f_o(l)$. Herved kan den individuelle sats beskrives ved den stokastiske variabel S_o med tæthedsf. $g_o(s) = f_o(s/s_o)/s_o$.

$k_{t1} > k_{t2} \Leftrightarrow (la_{t1-1}/lu_{t1}) > (la_{t2-1}/lu_{t2}) \Leftrightarrow R^{12}la_{t-1} > R^{12}lu_t$.

eller, hvis t1 = t og t2= t-1, $K_t > k_{t-1} \Leftrightarrow Rla_{t-1} > Rlu_t$.

Dette betyder, at td på en eller anden måde hænger sammen med lønstigningen. Hvis vi antager

(6) $$Rlu_t = Rla_{t-v} ,$$

dvs de to lønudtryk udvikler sig ens, når der korrigeres for den tid, der i gennemsnit er gået siden ledigheden indtraf, fås

(7) $$Rla_{t-1} > Rla_{t-v} \Rightarrow td_t < td_{t-1}.$$

Da v næppe er større end en (jfr. nedenfor),kan vi konkludere, at under antagelserne (1),(2),(3),(4) og (6) vil en lønacceleration medføre, at td stiger, mens en løndeceleration omvendt vil betyde et fald i td. Et mere rigoristisk bevis overlades til den interesserede læser (evt. modelgruppens mikrosektion).

Den foregående analyse viser ikke, hvor meget ændringer i lønstigningstakten betyder, men en sammenligning af fig. III.1 og fig. III.3 mere end antyder en sammenhæng. Ræsonnementet byggede imidlertid på nogle meget restriktive forudsætninger om den individuelle satsfordeling (relativ konstans, udvikling som i 1a). Rimeligheden af disse og konsekvensen af en opgivelse af dem vil blive diskuteret i afsnit 2.

2. Den individuelle satsfordeling.

Som nævnt i afsnit II afhænger den individuelle satsfordeling af en række faktorer, hvoraf de vigtigste er: De forsikredes indkomstfordeling, ledighedens sammensætning på indkomstgrupper og ledighedens fordeling efter varighed. Det turde være overflødigt at nævne, at der findes meget lidt materiale om dette,

og at de nævnte faktorer hænger komplekst sammen. Alligevel skal jeg forsøge med nogle kommentarer hertil.

a. De forsikredes indkomstfordeling.

De forsikredes relative indkomstfordeling er intuitivt den, man helst vil antage konstant. Dog må følgende forhold bemærkes:

Ændringer i kredsen af arbejdsløshedsforsikrede

Der har i de senere år været betydelige forskydninger i kredsen af arbejdsløshedsforsikrede på grund af vækst i arbejdsstyrken, øget forsikringstilbøjelighed i eksisterende kasser og oprettelse og anerkendelse af nye kasser. Fra 1973 til 1977 steg antallet af fuldtidsforsikrede medlemmer med 300.000 eller ca 40%. I det omfang, tilgangen fordeler sig anderledes på indkomster end de gamle medlemmer, ændres den relative indkomstfordeling for de forsikrede. Hertil kan bemærkes

1) Deltidsforsikrede er steget kraftigt til ca 10% af alle sikrede. Da det næsten udelukkende er kvinder, er deres løn formentlig lavere end gennemsnittet.
2) En meget betydelig del af tilgangen i øvrigt er gifte kvinder, der typisk vil være tilknyttet lavtlønnede kasser.
3) En række lovændringer har udvidet kredsen af dagpengeberettigede med bl.a. lærlinge, nyuddannede og selvstændige, der formentlig i gennemsnit er lavere lønnede end de forsikrede som helhed.

Nettoresultatet af disse ændringer må være en"tungere" venstre hale af de forsikredes indkomstfordeling siden 1973.

Forskydninger i lønsatser.

Udviklingen i lønsatser antages normalt at være ens, men to forhold, der kan være af betydning, skal fremhæves:

1) Kvinderne fik i 1973 ligeløn, og de er i perioden steget væsentligt kraftigere i gennemsnitlig timeløn end mænd, jfr. fig. III.3

2) Dyrtidsportionernes stigende andel af den totale lønstigning har bevirket en mærkbar udjævning, også mellem faglærte og ufaglærte mænd, jfr. igen fig III.3.

Begge disse forhold trækker i retning af en mindre lønspredning igennem perioden, dvs at indkomstfordelingens venstre hale er blevet lettere.

Effekten på td.

For at vurdere effekten på td kan vi vende tilbage til diagramtankegangen fra fig III.2. Det springende punkt er, om arealet til venstre for M_o er blevet "tungere" igennem perioden end hvis den relative fordeling havde været konstant.

Det er svært at vurdere, hvilken af de to modstridende tendenser nævnt ovenfor, der er stærkest, men mon ikke kvindernes markant større tilgang har betydet en tungere venstre hale og dermed en faldende td?

b. Ledighedens fordeling på indkomstgrupper.

Hvis ledigheden fordelte sig fuldstændig ens på indkomstgrupper over tiden, ville den individuelle satsfordeling kun afhænge af de forsikredes indkomstfordeling, jfr dog afsnit c. I det omfang, man har mistanke om noget andet, må opfattelsen af den individuelle satsfordeling revideres.

Der findes desværre ingen statistik til belysning af dette problem, men en tilnærmelse må kunne tage udgangspunkt i køns- og faggrupper med traditionelt forskellige lønniveauer. Af Tiårsoversigten fremgår, at ledighedsprocenten for kvinder fra at være identisk med mændenes i 1973 er steget til 40% over mændenes i 1977. Specialarbejderne udvikler sig ikke væsensforskelligt fra gennemsnittet.

Vi kan konkludere, at en relativt større ledighed for lavtlønnede kvinder må påvirke den individuelle satsfordeling i retning af en tungere venstre hale og dermed en lavere td. Der er grund til at påpege, at dette ikke kan ses isoleret fra den store tilgang af kvinder, nævnt i punkt a, men at det formentlig er to sider af den samme sag.

c. Ledighedens varighed.

Den sidste faktor, der kan påvirke den individuelle satsfordeling, er ledighedens varighed, idet grundlaget for dagpengeberegningen er den "hidtidige indkomst". Problemet er formentlig mindre udtalt efter 1972, hvor indkomstgrundlaget dyrtidsreguleres, men der kan jo alligevel blive tale om et efterslæb.

En umiddelbar hypotese kunne være, at ledighedens varighed hænger sammen med ledighedsniveauet. Dette ville implicere at

1) Den gennemsnitlige ledighedslængde er steget siden 1973
2) Den gennemsnitlige ledighedslængde for lavtlønnede (kvinder) er steget mere end for alle ledige under et.

Der findes kun ufuldstændigt materiale til at underbygge en sådan hypotese. Et fingerpeg kan dog fås fra bilag 4, tabel 1.a og 2. Problemet er, at langtidsledige kun optræder i kategorien "101 dage og derover". Derfor bliver det temmelig arbitrært, hvor mange dage, der tillægges denne gruppe som gennemsnit.

Desuden er tallene ultimo juli, hvilket også er arbitrært.

Alligevel indicerer tabellerne klart en stigende ledigheds-periode siden 1973, og at stigningen er størst for kvinder. Det bemærkes at funktionærer igennem hele perioden har haft en klart længere ledighed end gennemsnittet.

Virkningen på td er ret kompliceret. En ens stigning i ledighedens varighed for alle grupper vil ikke påvirke den individuelle satsfordeling relativt, men vil betyde en mindre stigning i "lu_t" og dermed en faldende td. I det omfang lavt-lønnede kvinder har størst stigning i ledighedslængden, vil den individuelle satsfordelings venstre hale yderligere blive "længere" og td dermed mindre.

C. Konklusion.

Man kan med rette hævde, at analysen ovenfor ikke har gjort os væsentlig klogere med hensyn til fremskrivninger af td. Ud over muligheden af datafejl - td synes mærkværdigt høj 1972-74 - har opmærksomheden koncentreret sig om tre punkter:

1) td samvarierer positivt med lønstigningstakten
2) Ændringer i den relative individuelle satsfordeling (på grund af flere kvinder) kan have bidraget til faldet i td.
3) td samvarierer negativt med ledighedens gennemsnitlige varighed.

Selv om de to første punkter nok vejer klart tungest, er det vanskeligt at udnævne en enkelt af disse årsager til at være dominant. Sammenhængen er på en eller anden måde kompleks og vanskelig at vurdere.

For at forsøge at trænge igennem denne problemstilling har jeg prøvet et helt andet udgangspunkt, der måske kunne tage hensyn til de nævnte svagheder. I det foregående er allerede præsenteret en række data, der måske ikke dækker, men i hvert fald antyder udviklingen i de relevante variable. Det eneste, der i og for sig mangler, er en håndfast opfattelse af fordelingsformen for de lediges hidtidige indkomst.

Ideen er, at denne måske ikke er voldsomt central for de brede udviklingstendenser, og at en postuleret, simpel fordeling vil kunne frembringe nogle af de observerede bevægelser. Et forsøg på en sådan beregning og dets resultater gennemgås i afsnit IV.

IV. En slags simulation af td.

Der er foretaget to sæt af beregninger: Et under forudsætning af, at den totale, individuelle satsfordeling er konstant, (dvs at kun samspillet mellem maximal- og individuel sats ved ændringer i lønstigningen opfanges) og et med en opsplitning på fire grupper (funktionærer, kvinder, ufaglærte arbejdere og faglærte arbejdere) med konstante satsfordelinger. Dette sker for at prøve at isolere de to effekter.

Princippet i beregningerne er ens, bortset fra at der opstår et sammenvejningsproblem ved disaggregeringen. Min redegørelse for metoden vil derfor tage udgangspunkt i det første beregningssæt, hvorefter et lille tillægsafsnit om opsplitningen skulle være tilstrækkeligt. Til slut redegøres for de lidt nedslående resultater.

1. Totalberegningen.

Ud fra betragtningerne i afsnit II og III kræver bestemmelsen af td kendskab til maximalsatsen og den individuelle satsfordeling, dvs en indkomstfordeling for de forsikrede og en fordeling af de ledige efter indkomst og ledighedens varighed. I disse beregninger har jeg dog i stedet for maximalsatsen anvendt den gennemsnitlige fastsatte sats, hvorved man med lidt heroisme godt kan tolke resultaterne før 1973. Den individuelle satsfordeling specificeres som følger:

De forsikredes indkomstfordeling.

En specifikation af denne kræver

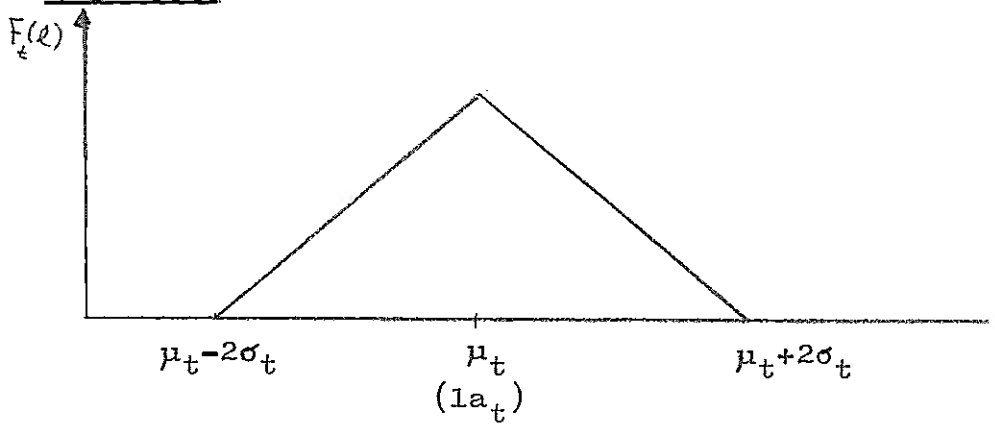
1) En middelværdi μ_t

2) En varians σ_t^2

3) En fordelingsform.

Som middelværdi ved totalberegningen har jeg brugt la_t (den var nemmest at få fat i). Variansen fastlægges ud fra en hypotese om, at variationskoefficienten μ_t/σ_t er konstant. Fastlæggelsen kompliceres dog af, at der stort set intet materiale findes om størrelsen af denne. I Kjeld Bjerkes "Indkomst- og lønfordelinger"(1955) opgøres variationskoefficienten for arbejdere i industri og håndværk i hovedstadsområdet i 1953 til 0.26. Hvordan det er gået siden, og hvad der sker, hvis alle forsikrede inddrages, kan man kun gisne om. Jeg har derfor udført beregningerne for værdierne 0.20, 0.25, 0.30 og 0.35. Som fordelingsform har jeg af beregningstekniske grunde valgt en simpel trekant med top i μ_t og nulpunkt i $\mu_t \pm 2\sigma_t$

Fig. IV.1



Da den "sande" fordeling givetvis er venstreskæv, vil en sådan fordelingsform undervurdere arealer til venstre for μ_t.

Indkomstfordelingen for de ledige.

Af nemhedshensyn forudsættes de ledige ligeligt fordelt efter indkomstgruppe og efter ledighedens varighed. Derfor findes de lediges indkomstfordeling ved at de forsikredes indkomstfordeling lagges med den gennemsnitlige varighed af ledigheden som i bilag 4, tabel 1.a.

Bestemmelsen af td.

Ud fra lovgivningen kan den individuelle satsfordeling nu beregnes. Bestemmelsen af td foregår da ud fra den gennemsnitlige fastsatte sats som illustreret i fig. II.1. Dog anvender jeg af beregningstekniske grunde medianen af satser til venstre for loftet i stedet for gennemsnittet.

2. Den disaggregerede beregning.

Udgangspunktet er en opdeling af de ledige i 4 hovedgrupper: Kvinder, funktionærer, ufaglærte arbejdere og faglærte arbejdere. Den opmærksomme læser vil bemærke, at disse grupper hverken er veldefinerede eller -afgrænsede, og tilknytningen af data til dem er tit mere end almindeligt ad hoc- prægede. For hver af disse grupper beregnes en gennemsnitlig sats som i afsnit 1. Til slut vejes disse satser sammen med antallet af ledige inden for hver gruppe. I det følgende redegøres nærmere for de anvendte data.

De forsikredes indkomstfordeling.

Som middelværdier har jeg tillagt funktionærerne årslønnen 1nf fra ADAMBANK., mens grupperne kvinder, ufaglærte og faglærte tillægges timelønninger som i DA's lønstatistik (samme kilde som 1a) opregnet til årsniveau. Alle grupper tillægges samme variationskoefficient, der som i totalberegningen tillægges værdierne 0.2,0.25,0.3 og 0.35. Bemærk at variationskoefficienten bør falde ved disaggregering.

De lediges indkomstfordeling.

Af nemhedshensyn har jeg forudsat jævn fordeling af ledigheden inden for grupperne og en fælles gennemsnitlig ledighedsperiode (det sidste er klart urealistisk).

Bestemmelsen af td.

På samme måde som i afsnit 1 bestemmes en gennemsnitlig sats for hver gruppe. Disse satser må nu vejes sammen efter andelen af ledige i hver gruppe. Rent ad hoc har jeg anvendt

Kvinder: Det antal ledige, der fremgår af Tiårsoversigten.

Ufaglærte: Antal ledige specialarbejdere

Faglærte : Halvdelen af resten

Funktionærer: Den anden halvdel af resten.

3. Resultater.

Det turde være indlysende, at man ikke på dette grundlag kan forvente en præcis beskrivelse af noget som helst, men visse tendenser kunne måske opfanges. Selv ud fra dette grundlag må resultaterne siges at være mindre end en halv succes. En vurdering af modellens rimelighed må foretages ud fra den disaggregerede beregning. I fig. IV.2* er optegnet den gennemsnitlige fastsatte sats, td korrigeret for datatillempningerne og den beregnede td ud fra alternative antagelser om variationskoefficienten. Det ses, at forklaringsgraden ikke er overvældende. Den fastsatte sats vejer tydeligvis alt for tungt i beregningerne, hvilket også var i vente med den anvendte fordelingsform. Af fig IV.3 fremgår, at disaggregeringen ikke giver noget væsentligt bidrag til forklaringen, idet den stort set kun har betydning for niveauet. Også dette kan måske henføres til den anvendte fordelingsform.

Alligevel er der positive træk ved resultaterne. Figurerne snyder lidt, fordi man forvirres af de åbenlyse niveauproblemer. Det væsentlige er imidlertid, om beregnimgerne kan bidrage til en bedre vurdering af udviklingen i td. For at få dette klarere frem har jeg i fig IV.4 optegnet udviklingen i td og "beregnet td" relativt til den gnstl. fastsatte sats. Figuren viser, at selv om udsvingene er for små i den beregnede td, har de dog som hovedregel den rigtige retning. Trenden synes også

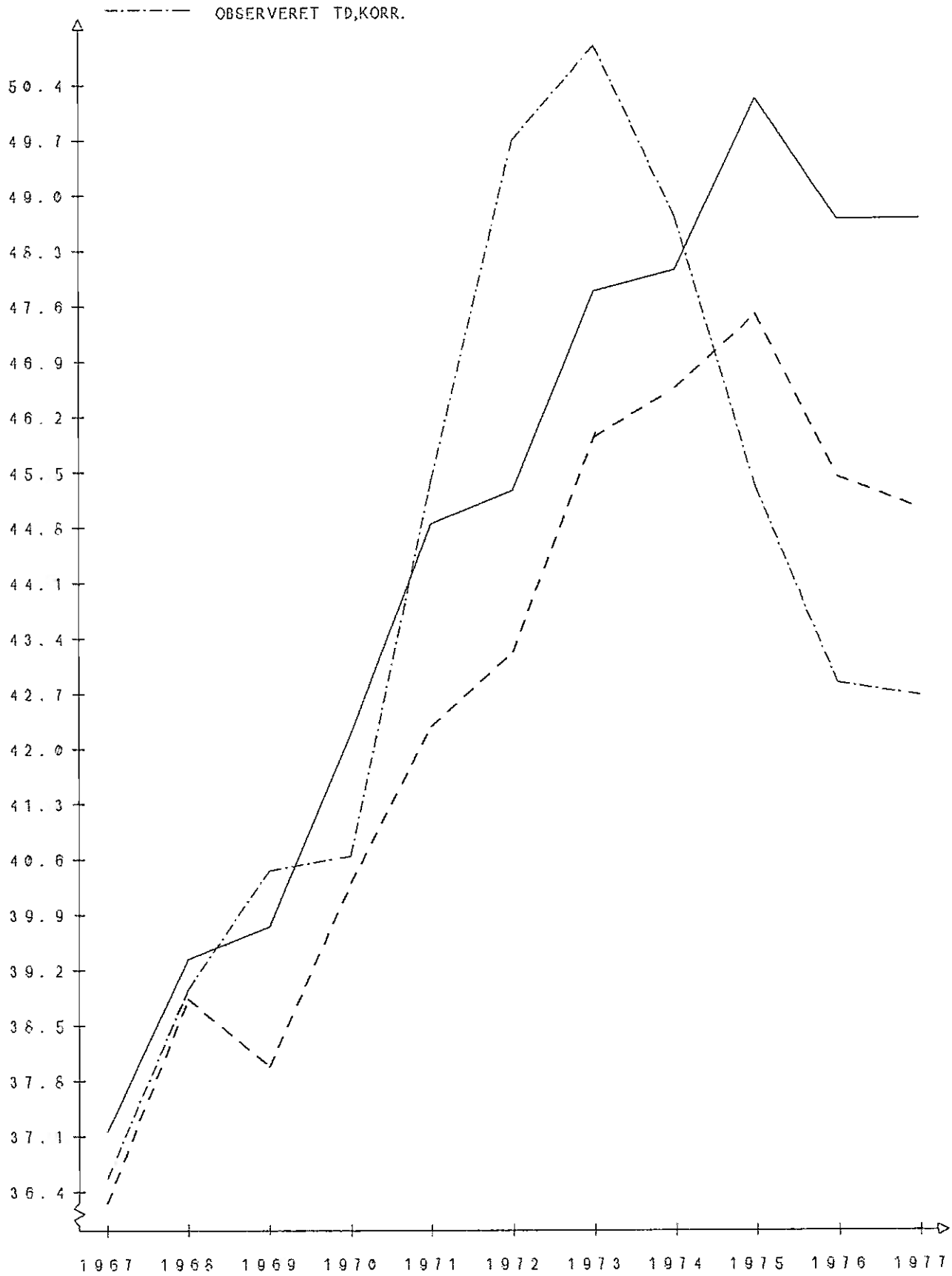
---

*) På grund af skæbnens (dvs RECKU's) tilsnigelser forelå fig IV.2 og IV.3 ikke ved afslutningen af redaktionen af dette papir, men vil blive omdelt senere som tillæg. I stedet er indsat en figur, hvor kun beregningen med variationskoefficient 0.25 er indtegnet. Der tabes dog næppe noget væsentligt herved, da denne koefficient ser ud til at være rimeligst.

ÅRLIGE DAGPENGESATSER I 1975-LØNNIVEAU

Fig IV.2

(foreløbig)



ÅRLIGE DAGPENGESATSER I 1975-LØNNIVEAU

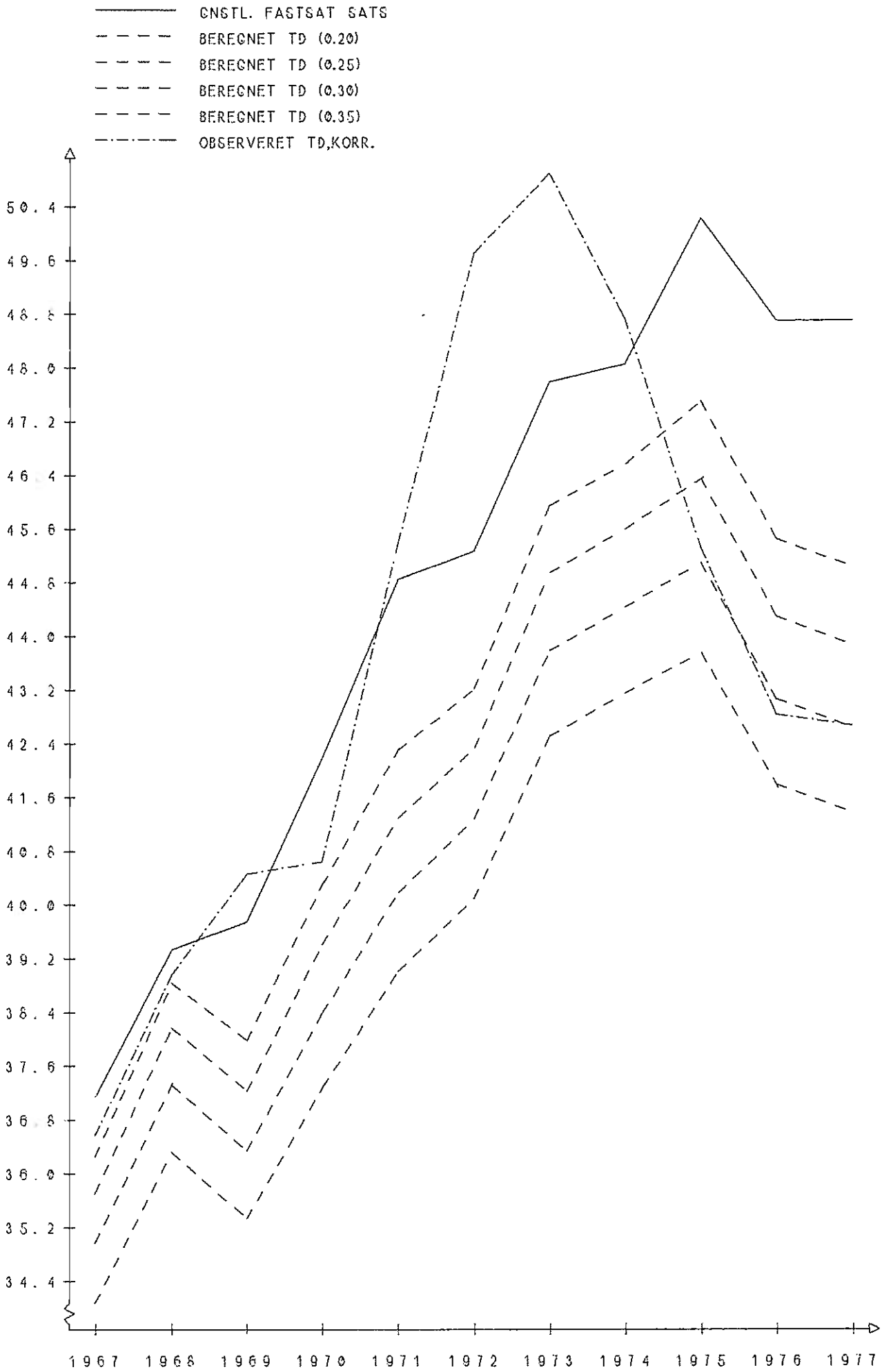
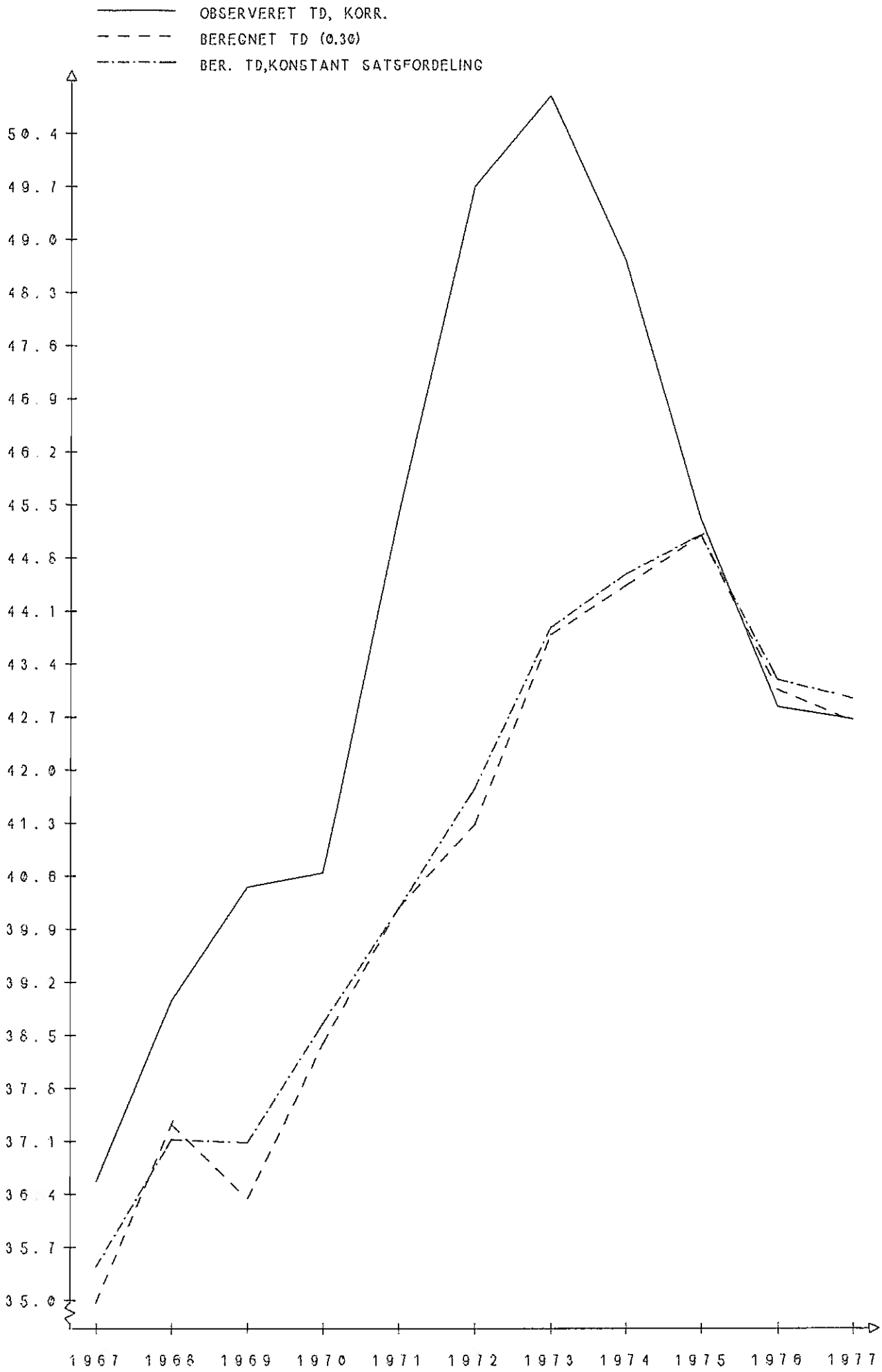


Fig. IV.3

ÅRLIGE DAGPENGESATSER I 1975-LØNNIVEAU



med lidt god vilje at være korrekt. Dette viser, at fremskrivninger efter den skitserede metode trods alt nok havde været bedre end en simpel antagelse om konstant satsfordeling (dvs. en vandret linie).

Selv om det ville være en lille sag er det nu nok ikke nødvendigt at anvende det skitserede beregningsprincip som en formodel for td.

	la		la^2/la
1963	732.9	732	.998636
1964	790.9	788	.996207
1965	884.9	879	.993220
1966	993.9	989	.994970
1967	1084.9	1085	1.000000
1968	1204.9	1197	.993361
1969	1339.9	1325	.988806
1970	1490.9	1461	.979879
1971	1695.9	1687	.994693
1972	1875.9	1858	.990405
1973	2159.9	2108	.975926
1974	2588.9	2554	.986481
1975	3085.9	3067	.993843
1976	3337.9	3415	1.023068

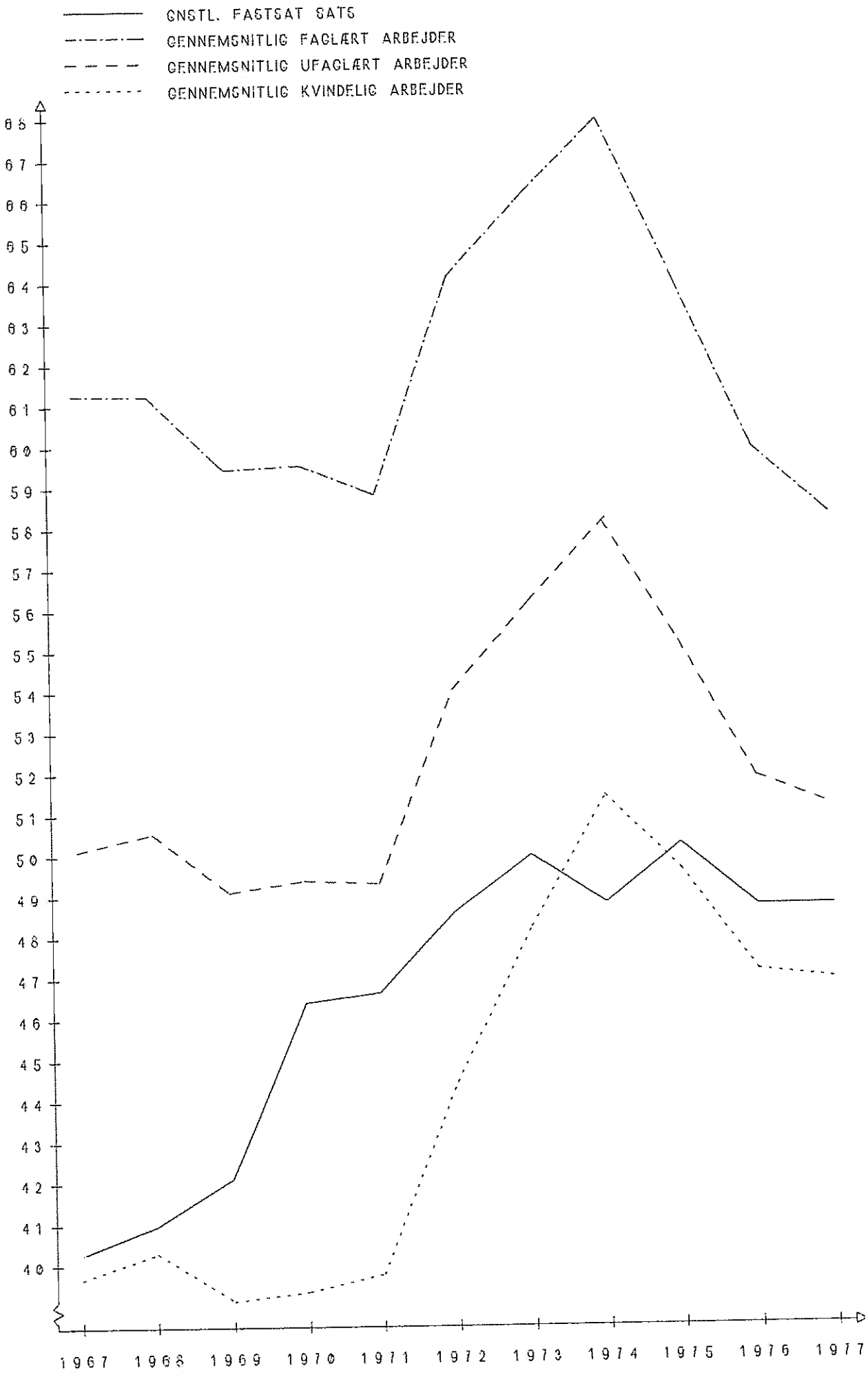
	Uls^1	Uls	b
1963	698	322	.541925
1964	436	185	.589189
1965	292	161	.453416
1966	426	183	.581967
1967	298	218	.341743
1968	588	387	.379845
1969	579	312	.463942
1970	471	239	.492678
1971	422	300	.351667
1972	530	299	.443144
1973	290	201	.360697
1974	323	445	.181461
1975	1136	1037	.273867
1976	1234	1070	.288318

Anm: Toptegn angiver kvartaler (1..4)

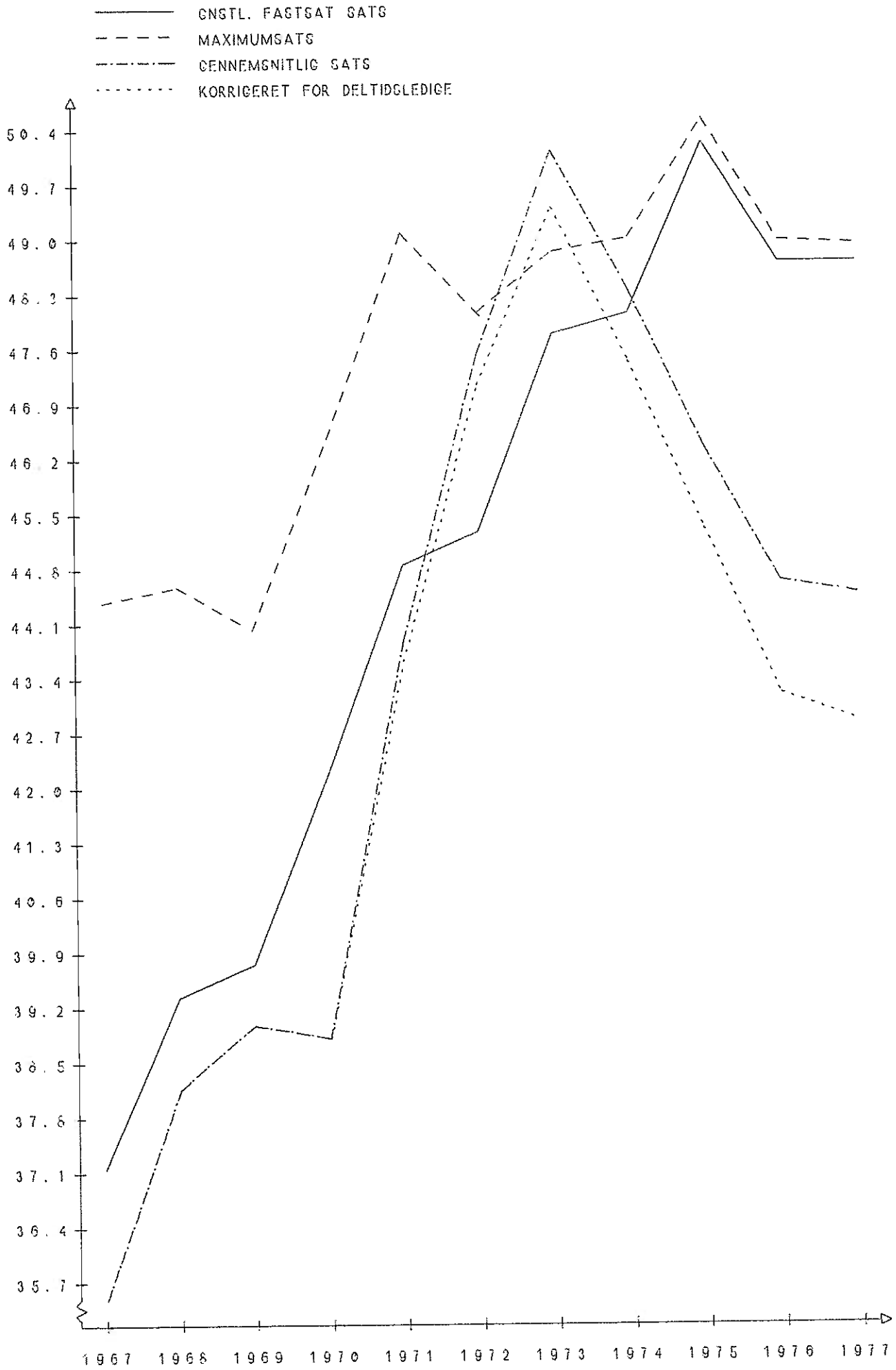
$(b = Uls^1/(4 \cdot Uls))$

BILAG 3

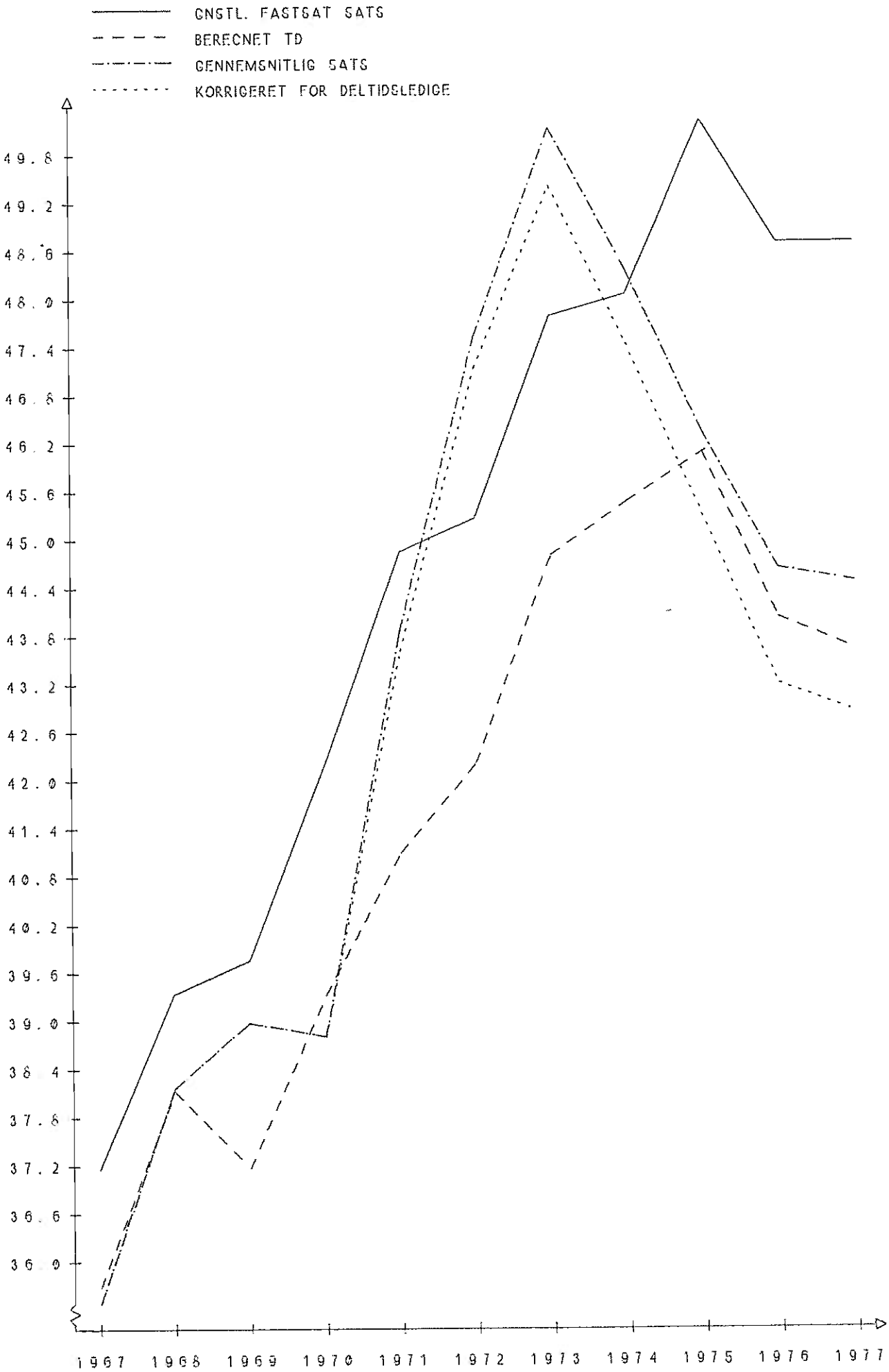
ÅRLIGE DAGPENGESATSER I 1975-LØNNIVEAU



ÅRLIGE DAGPENGESATSER I 1975-LØNNIVEAU



ÅRLIGE DAGPENGESATSER I 1975-LØNNIVEAU



Danmarks Statistik
6. kontor

29/3 1978
JAO/jao

Status vedrørende de nye lønrelationer.

I den nye modelversion skal opstilles relationer for

lnf - funktionærernes gnstl. årsløn i industrien (kr/funktionær)

lo - den gnstl. årsløn til offentligt ansatte (kr/ansat)

lq - den gnstl. årsløn til ansatte i q-sektoren (kr/ansat).

Alle tre lønninger søges forklaret ved hjælp af udviklingen i arbejdernes gnstl. årsløn i industrien. Til denne brug må ADAM-timelønnen lna ganges op med et udtryk for den gennemsnitlige årlige arbejdstid, hvoraf vi kan vælge mellem

Gn - Den gnstl årlige arbejdstid i industrien (præsterede arbejdstimer/ antal arbejdere)

Hnc- Den årlige normalarbejdstid i industrien (kan opfattes som trenden i Gn)

Ha - Den årlige aftalte arbejdstid i industrien.

Hvert af disse tre mål har svagheder:

Ved opgangning med Gn indbefattes en del svingninger p.g.a. strejker, forskelligt antal søgnehelligdage m.m., der er uheldige i relation til serier for månedslønnede funktionærer og tjenestemænd.

Ved opgangning med Hnc udelades svingninger i overtidsarbejde, og serien bliver i det hele taget ret trendmæssig.

Ved opgangning med Ha tages ikke hensyn til tendensen til øget deltidsbeskæftigelse og til svingninger i overtidsarbejde.

Alle regressioner er derfor i første omgang udført med alle tre lønudtryk (lnagn, lnahnc og lnaha) som regressorer. I overensstemmelse med hidtidig praksis er specifikationen forsøgt i relative ændringer, men i lyset af de dårlige resultater burde det måske overvejes, om ikke trenden fastlægges bedre gennem en relation i niveauer, hvis der stort set ikke kan påvises en sammenhæng mellem de relative ændringer.

1. lnf- relationen

Lad os starte med det kønneste. En optegning af Rlnf mod f. eks. R(lnahnc) viser en rimelig sammenhæng med visse ubehagelige træk: Rlnf er større end R(lnahnc) i perioden 1953-60, men gennemgående lavere i perioden 1961-75. Samtidig kan store residualer næppe undgås.

Uanset valget af estimationsperiode og arbejdstidsudtryk giver et lag på 1/4 år den bedste tilpasning. 1/2 års lag giver kun marginalt dårligere R^2, men da der ikke er væsentlig forskel på residualmønsteret og koefficientestimaterne er de følgende estimationer baseret på 1/4 års lag.

Der er forsøgt med tre estimationsperioder: 1951-69, 1961-75 og 1951-75. I alle tilfælde gav 1951-69 dårligst fit (R^2 ca. 0.55) og laveste koefficienter til lønudtrykket (ca. 0.65). De to øvrige estimationsperioder giver omtrent samme fit (R^2 ca. o.8), men den "nye" periode, 1961-75, gav de største koefficienter til lønudtrykket (ca. 0.8) og synes derfor bedst.

Efter disse indledende øvelser fås følgende tre relationer:

(1) $$Rlnf = 0.01669 + 0.7756R(lnagn)(\div 1/4)$$

$$n = 15 = 1961\text{-}75 \quad s = 0.01386 \quad R^2 = 0.8373 \quad DW = 2.528$$

(2) $$Rlnf = 0.00743 + 0.8581R(lnahnc)(\div 1/4)$$

$$n = 15 = 1961\text{-}75 \quad s = 0.01467 \quad R^2 = 0.8177 \quad DW = 1.889$$

(3) $$Rlnf = 0.00545 + 0.8304R(lnaha)(\div 1/4)$$

$$n = 15 = 1961\text{-}75 \quad s = 0.01479 \quad R^2 = 0.8148 \quad DW = 1.971$$

For et syns skyld er der forsøgt estimationer med inddragelse af overenskomstdummyen Ddo, men disse giver ingen signifikant koefficient bortset fra

(1a) $$Rlnf = 0.00487 + 0.8170R(lnagn)(\div 1/4) + 0.0018\ Ddo$$

$$n = 15 = 1961\text{-}75 \quad s = 0.01082 \quad R^2 = 0.9085 \quad DW = 2.271$$

Ved forsøg med længere estimationsperioder forsvinder signifikansen af koefficienten til Ddo, så den skyldes rimeligvis en tilfældighed.

2. lo-relationen

lo er en kraftigt svingende serie med ekstraordinært store stigninger i 1961 og 1970. Det sidste kan formentlig tilskrives den såkaldte børnehavekorrektion og bør derfor fanges ved indførelse af Ddbh som regressor. Da stigningen i 1961 tydeligvis ikke kan forklares ud fra udviklingen i lønudtrykkene, kunne man overveje at fjerne den fra estimationen ved en dummy.

Uanset valget af estimationsperiode og arbejdstidsudtryk er tilpasningen bedst for et lag på 0 (faktisk kunne Fig. 1 i bilag 2 antyde et lead i 60'erne), og de følgende estimationer er baseret på dette.

Uanset valget af estimationsperiode er resultatet nærmest hæsligt. Da tal for år efter 1973 er meget foreløbige, er de ikke medtaget. Dette giver dog det problem, at x-observationerne kommer til at ligge meget tæt i forhold til svingningerne i y-observationerne, og regressionslinien bliver derfor højst usikker (en slags en- dimensional muko), jfr Fig. 3 i bilag 2. Navnlig ved korte estimationsperioder er dette et problem. (perioden 1961-73 giver i nogle tilfælde negativ koefficient til lønudtrykket). Perioden 1951-73 er anvendt i det følgende.

Vi får:

(2.1) $Rlo = 0.0222 + 0.7720R(lnagn)$

$n = 23 = 1951-73 \quad s = 0.04866 \quad R^2 = 0.20 \quad DW = 2.32$

(2.2) $Rlo = 0.01672 + 0.8164R(lnahnc)$

$n = 23 = 1951-73 \quad s = 0.04585 \quad R^2 = 0.29 \quad DW = 2.13$

(2.3) $Rlo = 0.02184 + 0.7324R(lnaha)$

$n = 23 = 1951-73 \quad s = 0.04602 \quad R^2 = 0.28 \quad DW = 2.06$

Med de nævnte dummies fås:

(2.1a) $Rlo = 0.0160 + 0.7060R(lnagn) + 0.1504Dd60(+1) + 0.117Ddbh$

$n = 23 = 1951-73 \quad s = 0.02955 \quad R^2 = 0.73 \quad DW = 2.29$

(2.2a) $Rlo = 0.255 + 0.5874R(lnahnc) + 0.1396Dd60(+1) + 0.102Ddbh$

$n = 23 = 1951-73 \quad s = 0.03095 \quad R^2 = 0.71 \quad DW = 2.26$

(2.3a) $Rlo = 0.0299 + 0.5179R(lnaha) + 0.1371Dd60(+1) + 0.106Ddbh$

$n = 23 = 1951-73 \quad s = 0.03130 \quad R^2 = 0.70 \quad DW = 2.24$

Relationerne med dummies synes at have urealistisk små koefficienter, og de er kendetegnet ved meget konstante fittede værdier over tiden (dvs stort set kun trend forklares).

3.lq-relationen

lq-serien ser ved første øjekast ikke så hæslig ud som lo. Fig. 2. i bilag 2 synes at vise en betydelig (relativt til lo) samvariation med lnaha. Dog fås en del gåsehud over afvigelserne i 1959-60, 1964 og 1969-71.

Uanset valget af estimationsperiode og arbejdstidsvariabel fås mindst dårlig tilpasning for et lag på 1/2 år, og dette anvendes i det følgende.

Koefficienten til lønudtrykket er ikke så tidsafhængig som i de to foregående estimationer, og ud fra dette er den lange estimationsperiode valgt(1951-73).

Vi får:

(3.1) $Rlq = 0.0185 + 0.7763R(lnagn)(\div\frac{1}{2})$

$n = 23 = 1951-73 \quad s = 0.03064 \quad R^2 = 0.33 \quad DW = 1.55$

(3.2) $Rlq = 0.0211 + 0.7345R(lnahnc)(\div\frac{1}{2})$

$n = 23 = 1951-73 \quad s = 0.03026 \quad R^2 = 0.34 \quad DW = 1.46$

(3.3) $Rlq = 0.0223 + 0.6965R(lnaha)(\div\frac{1}{2})$

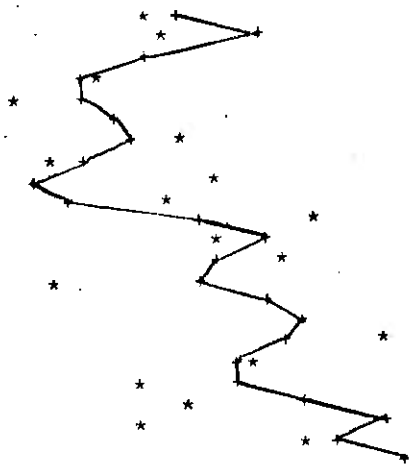
$n = 23 = 1951-73 \quad s = 0.02914 \quad R^2 = 0.39 \quad DW = 1.51$

Der synes ikke her at være "bid" i børnehavedummyen.

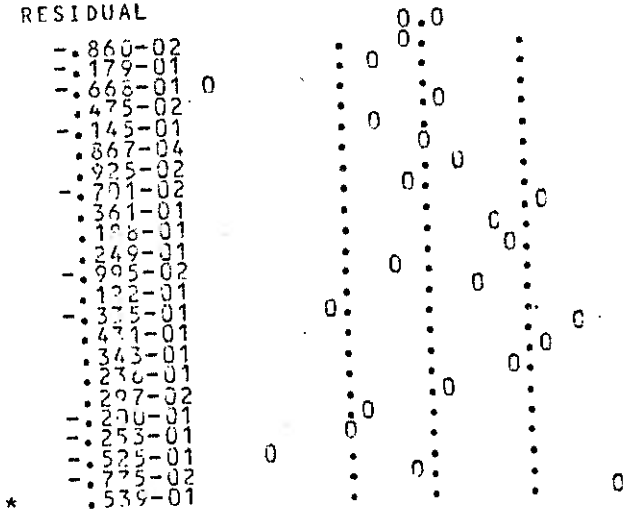
RELATION 3.2

ID	ACTUAL	FITTED
1951	.6800-01	.7660-01
1952	.7360-01	.6153-01
1953	.1494-02	.6628-01
1954	.5736-01	.5261-01
1955	.4041-01	.5487-01
1956	.6266-01	.6258-01
1957	.7485-01	.6560-01
1958	.4642-01	.5343-01
1959	.6087-01	.4480-01
1960	.7123-01	.5244-01
1961	.1041	.7915-01
1962	.8779-01	.6375-01
1963	.9595-01	.9380-01
1964	.4674-01	.8026-01
1965	.1754	.9228-01
1966	.1350	.1007
1967	.1167	.9517-01
1968	.8797-01	.8500-01
1969	.6613-01	.8611-01
1970	.7511-01	.1004
1971	.6377-01	.1163
1972	.1035	.1083
1973	.1741	.1202

PLOT OF ACTUAL(*) AND FITTED(+) VALUES



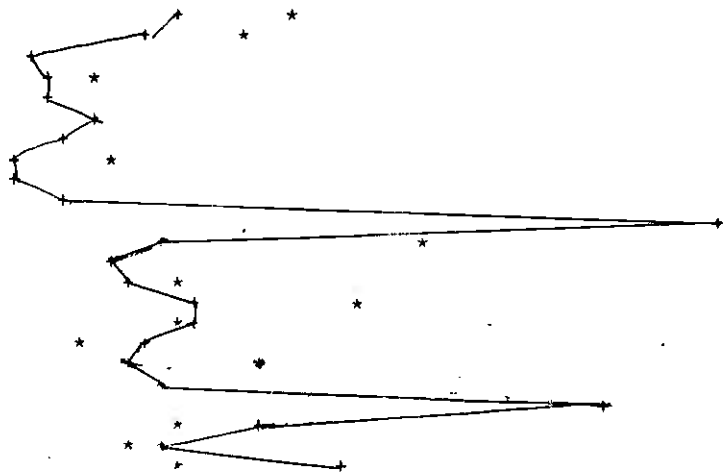
PLOT OF RESIDUALS(O)



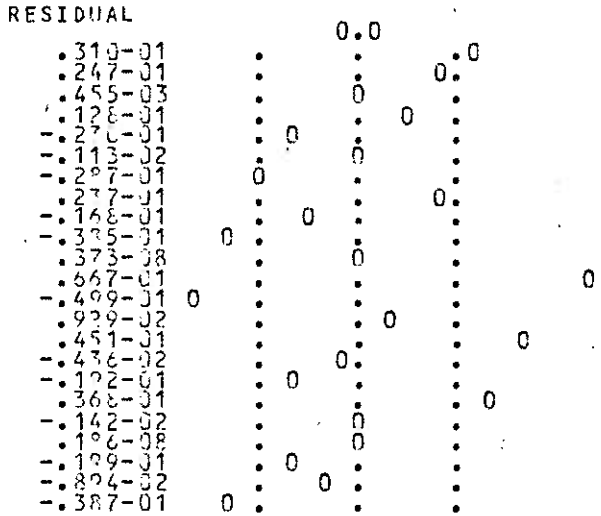
1.0000	-.0285	.1267	-.[illegible]
-.0285	1.0000	-.2258	-.[illegible]
.1267	-.2258	1.0000	.[illegible]
.0559	-.1238	.0730	1.[illegible]

RELATION 2.2

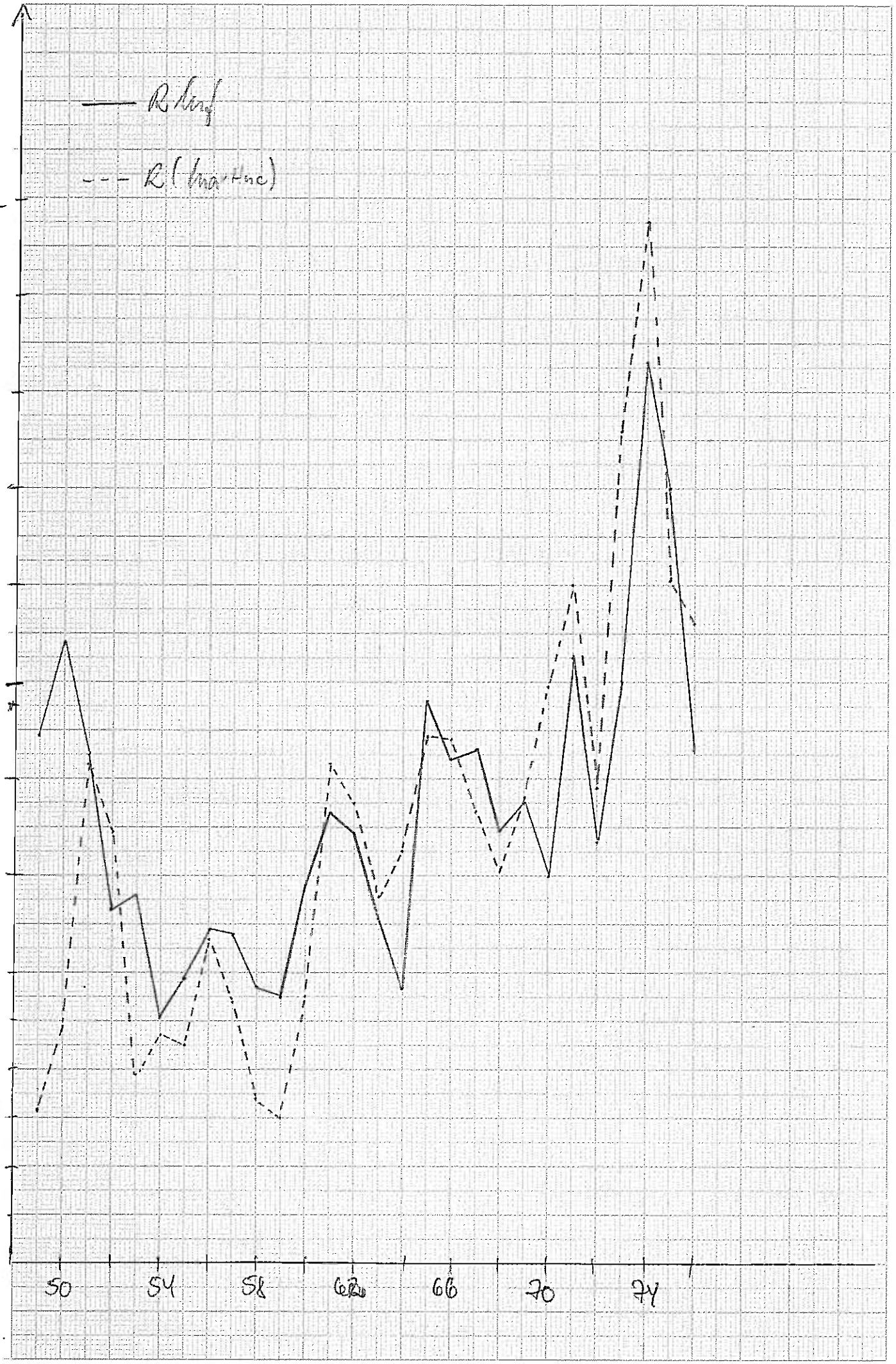
PLOT OF ACTUAL(*) AND FITTED(+) VALUES



PLOT OF RESIDUALS(O)

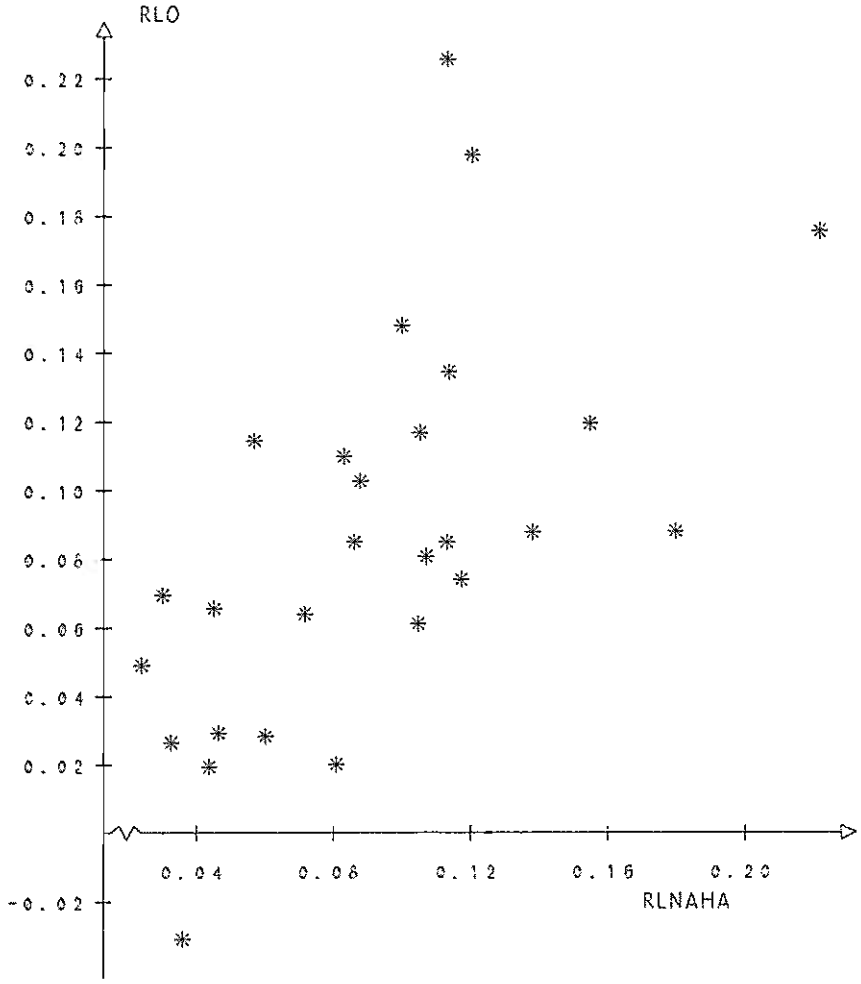


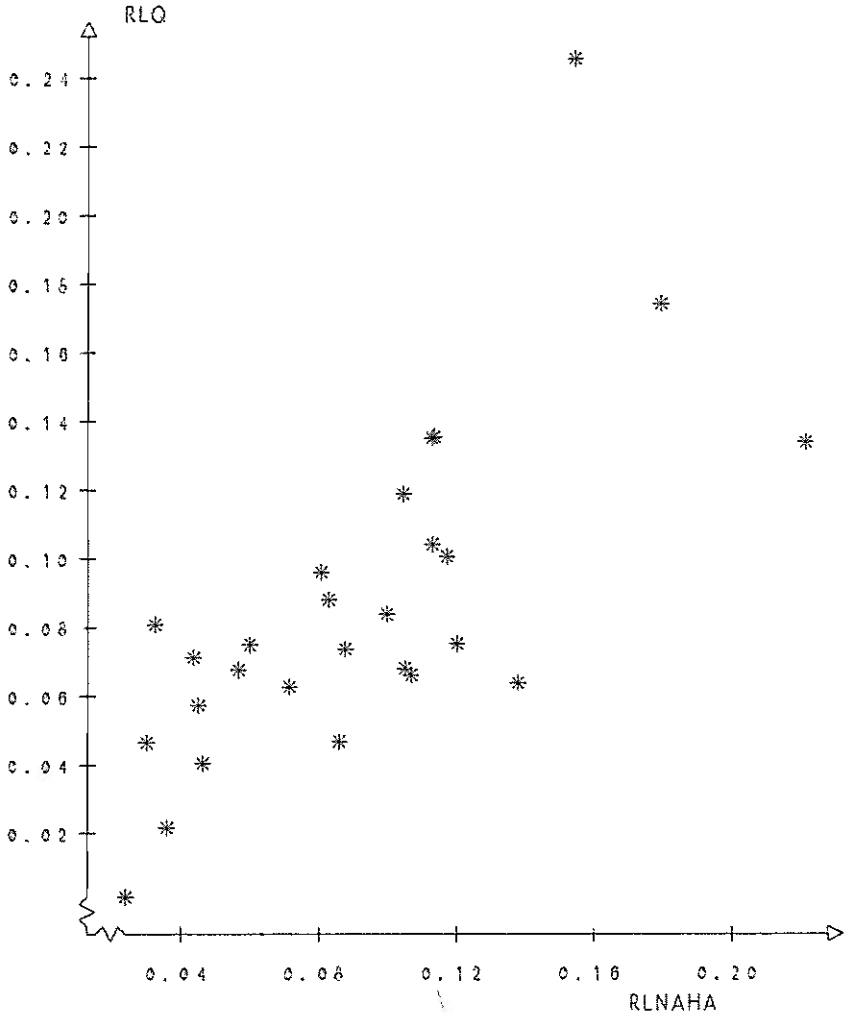
ID	ACTUAL	FITTED	RESIDUAL
1951	.1168	.8574-01	.310-01
1952	.1026	.7790-01	.247-01
1953	.4900-01	.4855-01	.455-03
1954	.6564-01	.5283-01	.128-01
1955	.2922-01	.5217-01	-.270-01
1956	.6403-01	.6516-01	-.113-02
1957	.2823-01	.5701-01	-.287-01
1958	.6942-01	.4569-01	.237-01
1959	.2633-01	.4320-01	-.168-01
1960	.1938-01	.5791-01	-.385-01
1961	.2255	.2255	.373-08
1962	.1479	.8125-01	.667-01
1963	.2012-01	.7001-01	-.499-01
1964	.8491-01	.7562-01	.929-02
1965	.1343	.8922-01	.451-01
1966	.8478-01	.8915-01	-.436-02
1967	.6107-01	.8031-01	-.192-01
1968	.1097	.7237-01	.368-01
1969	.8067-01	.8209-01	-.142-02
1970	.1977	.1977	.196-08
1971	.8773-01	.1076	-.199-01
1972	.7367-01	.8280-01	-.824-02
1973	.6804-01	.1267	-.387-01



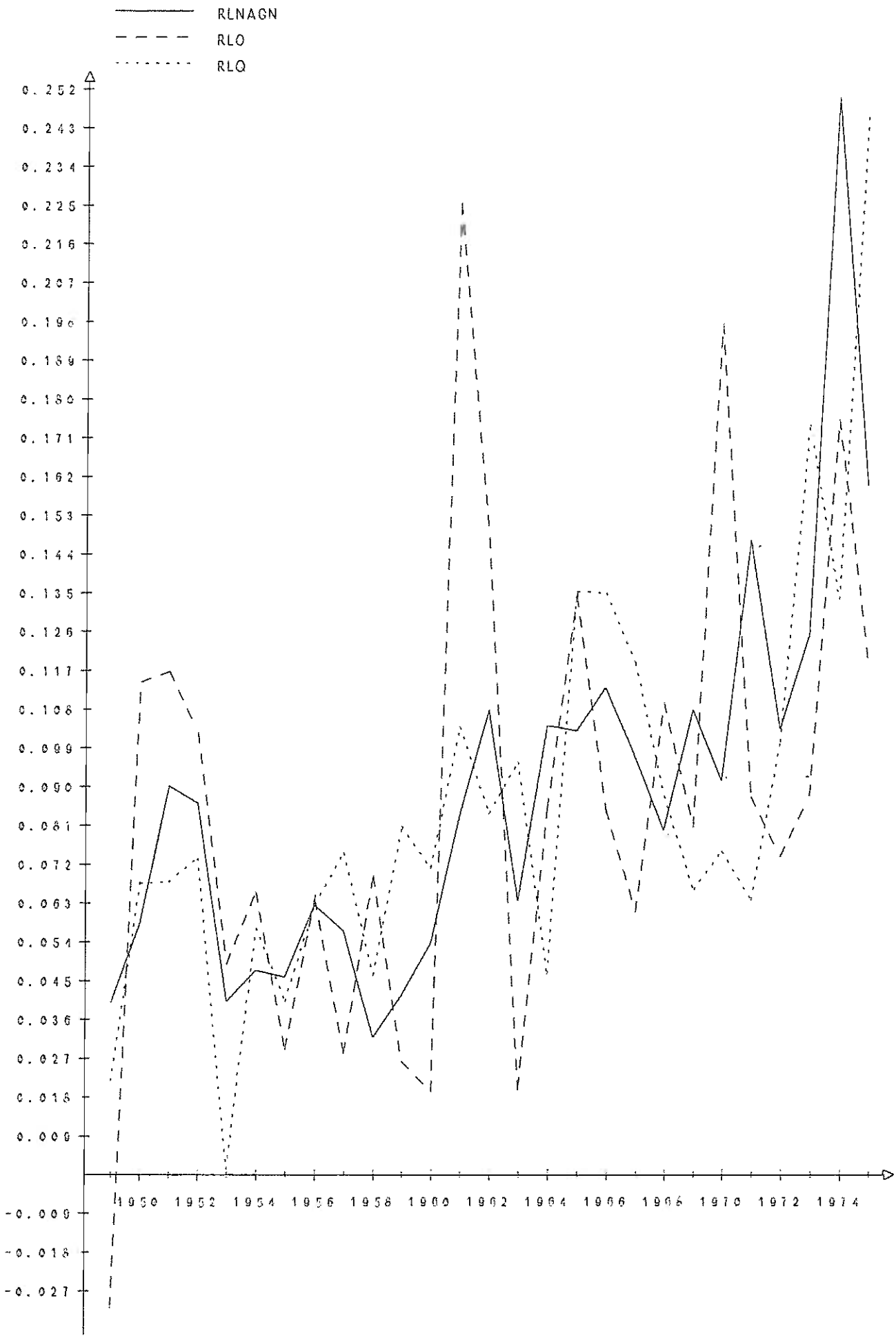
AGF
Nr. 247

SAMMENHÆNGEN MELLEM RLO,RLQ OG RLNAHA

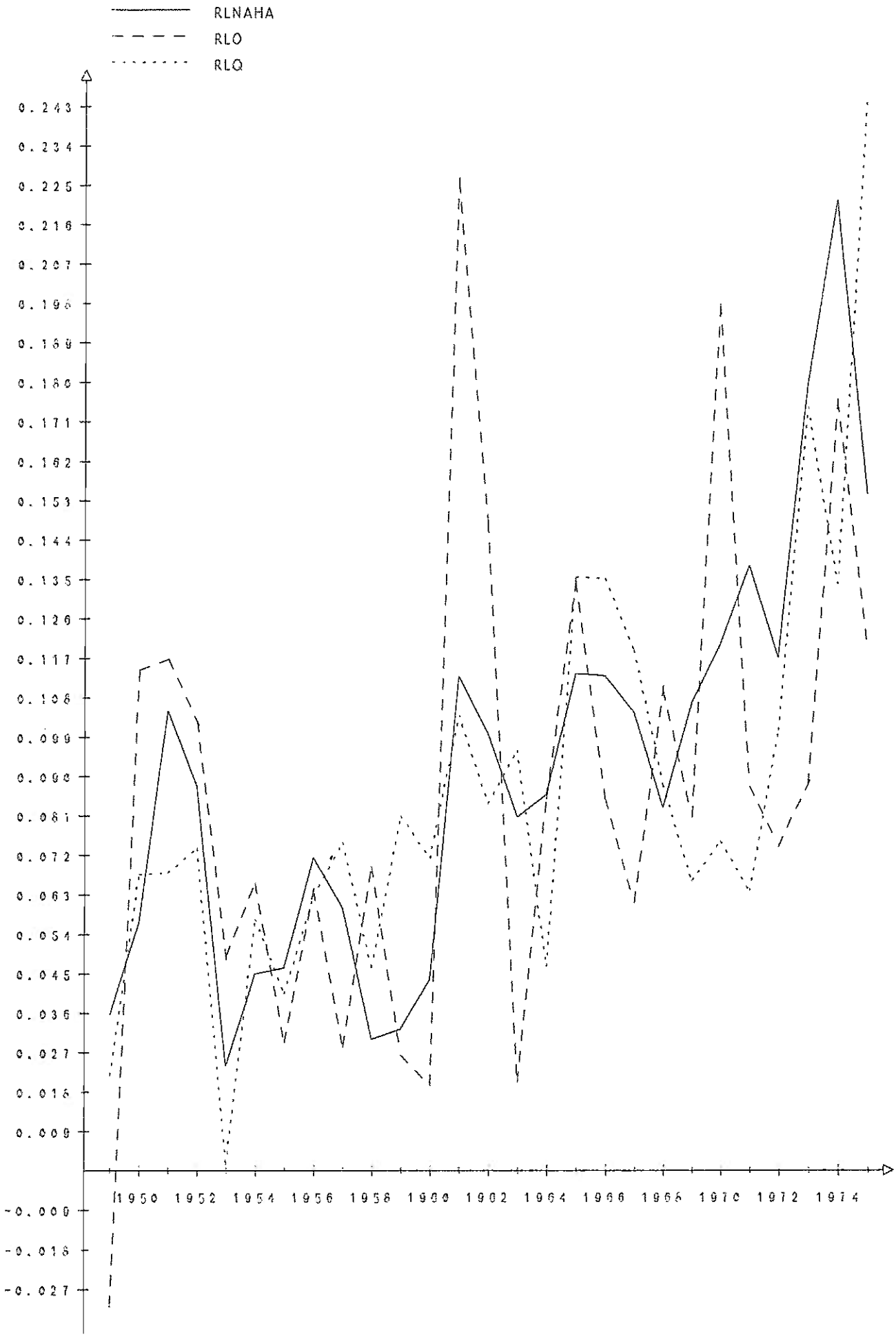




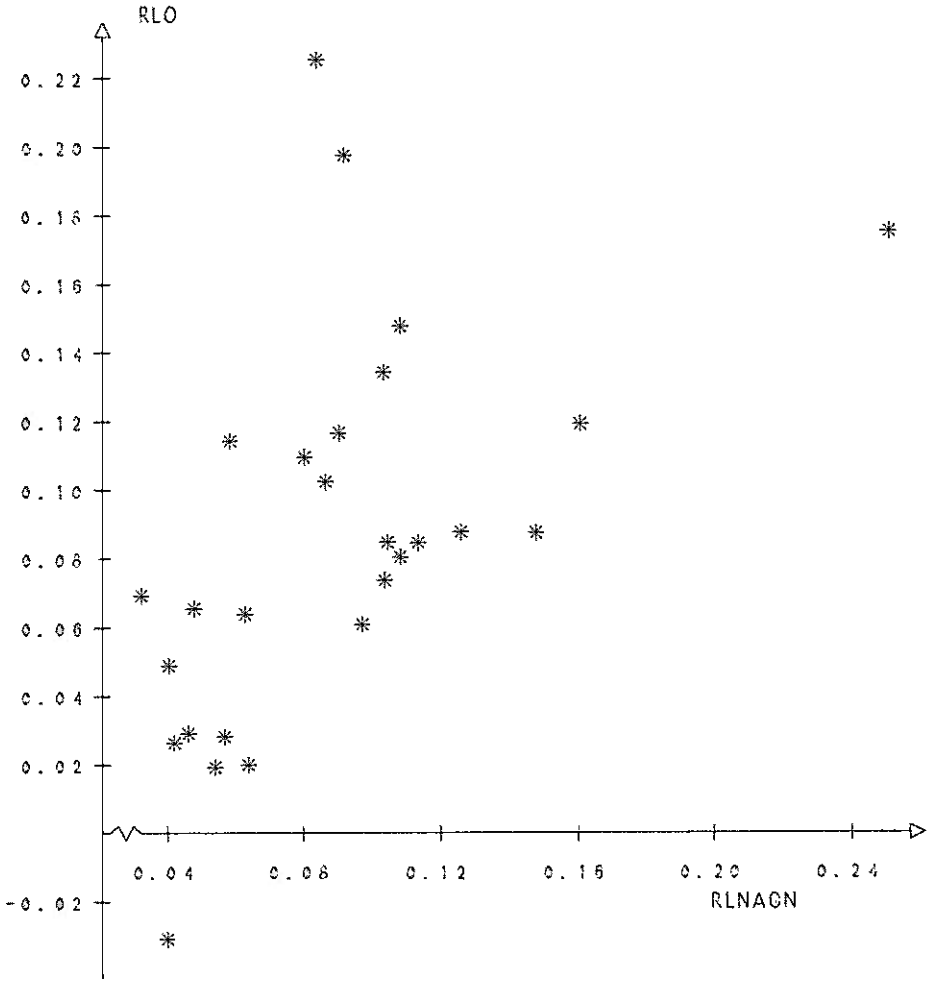
PLOT AF RLO,RLQ OG RLNAGN

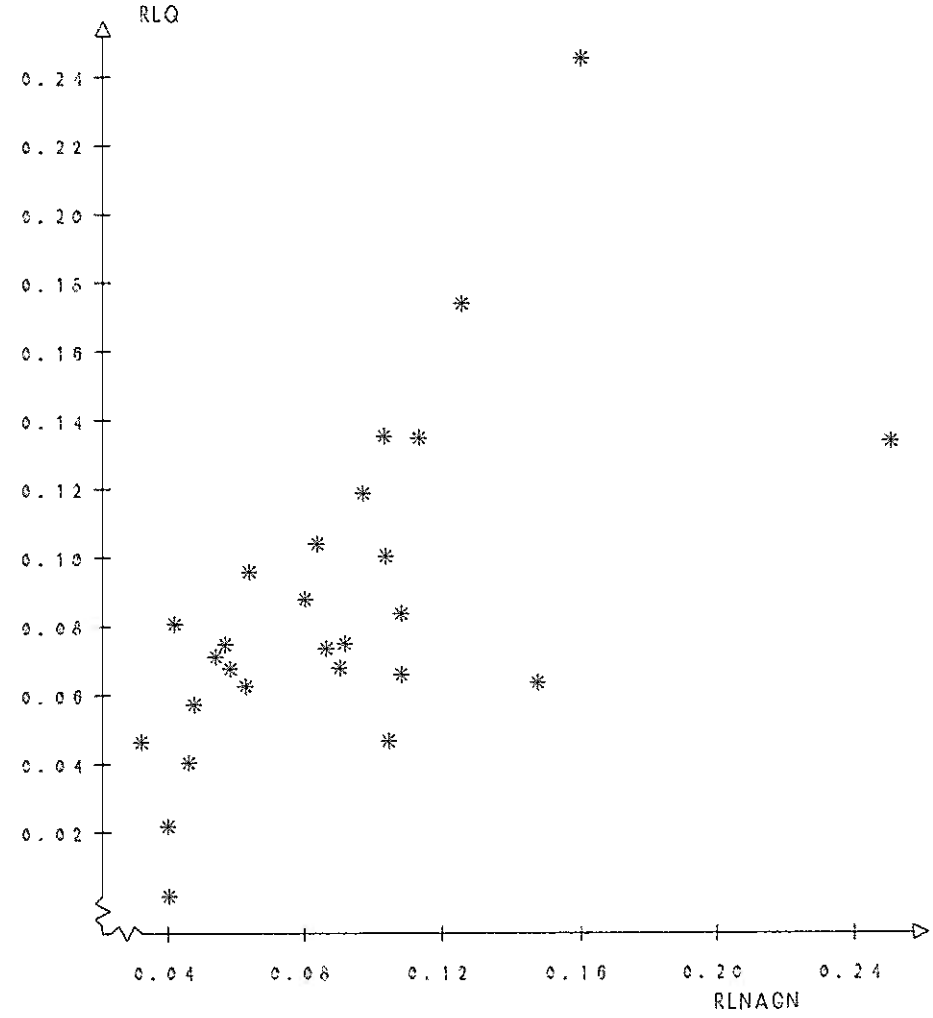


PLOT AF RLO,RLQ OG RLNAHA

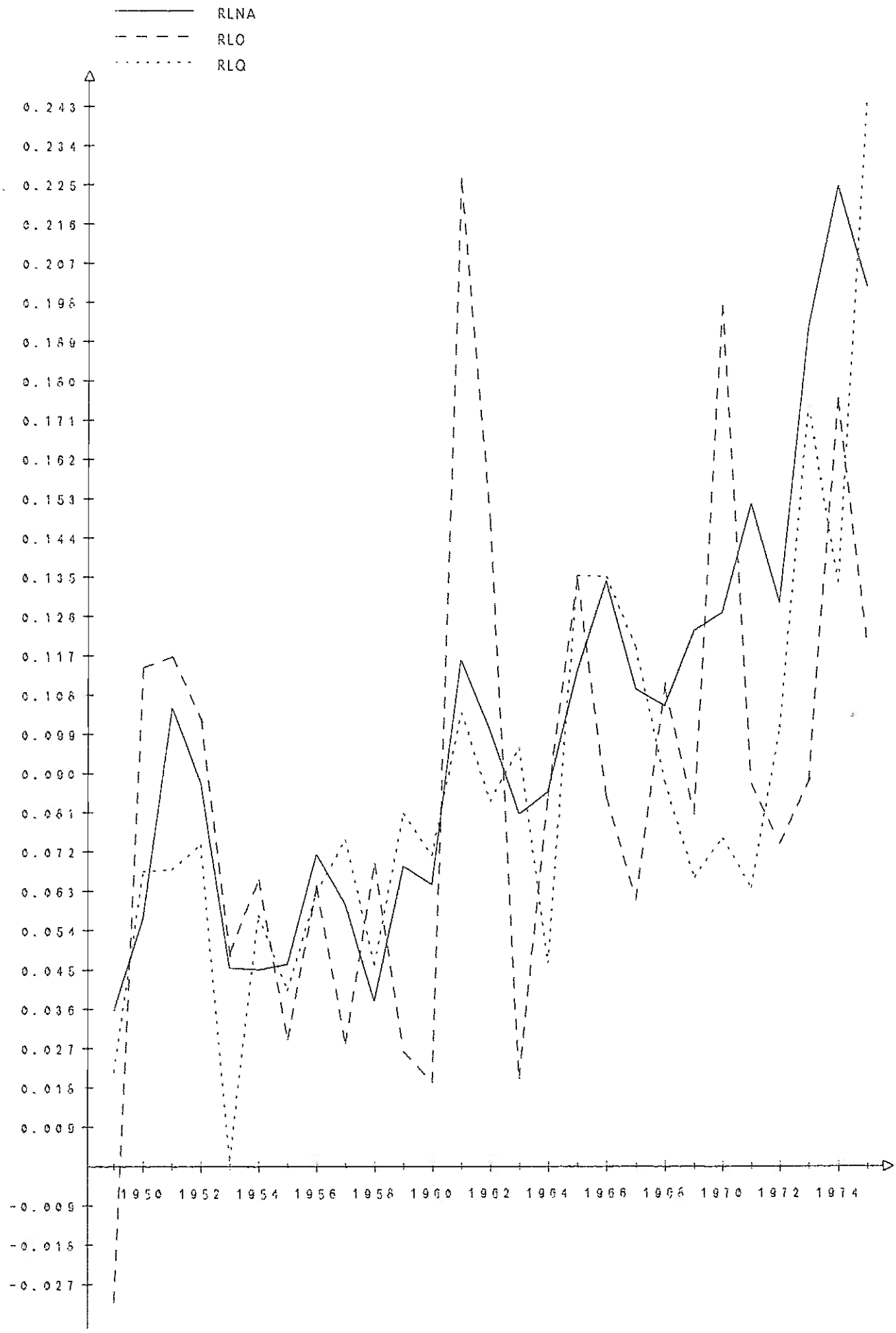


SAMMENHÆNGEN MELLEM RLO,RLQ OG RLNAGN

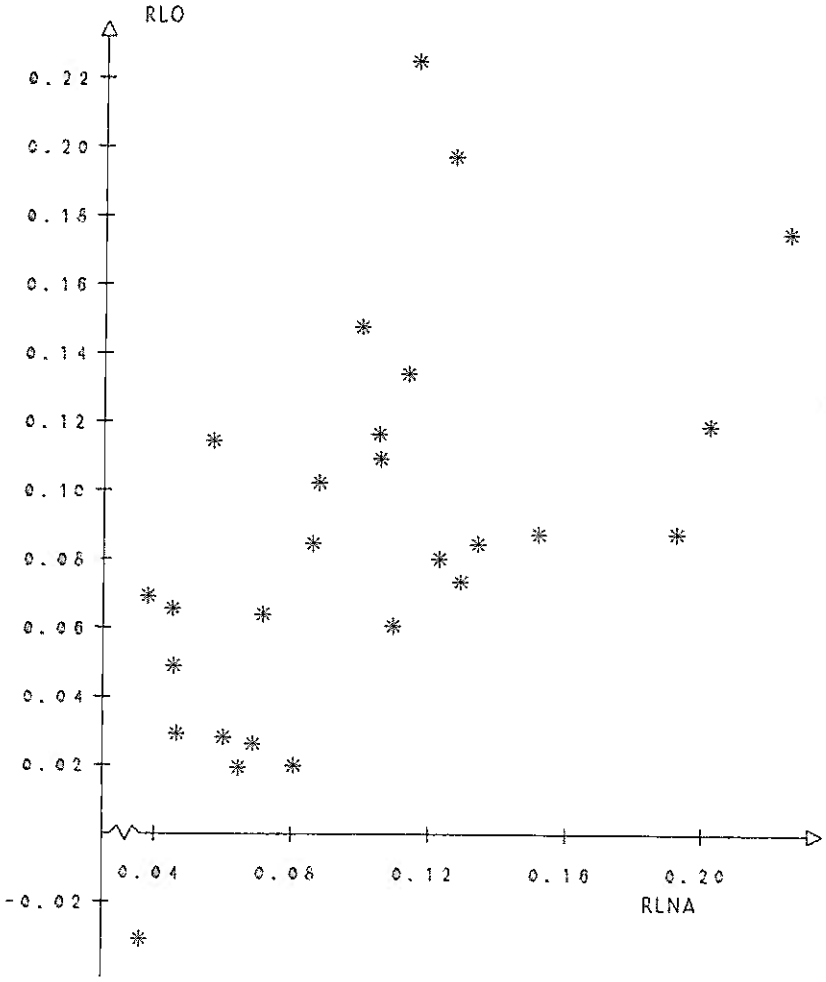


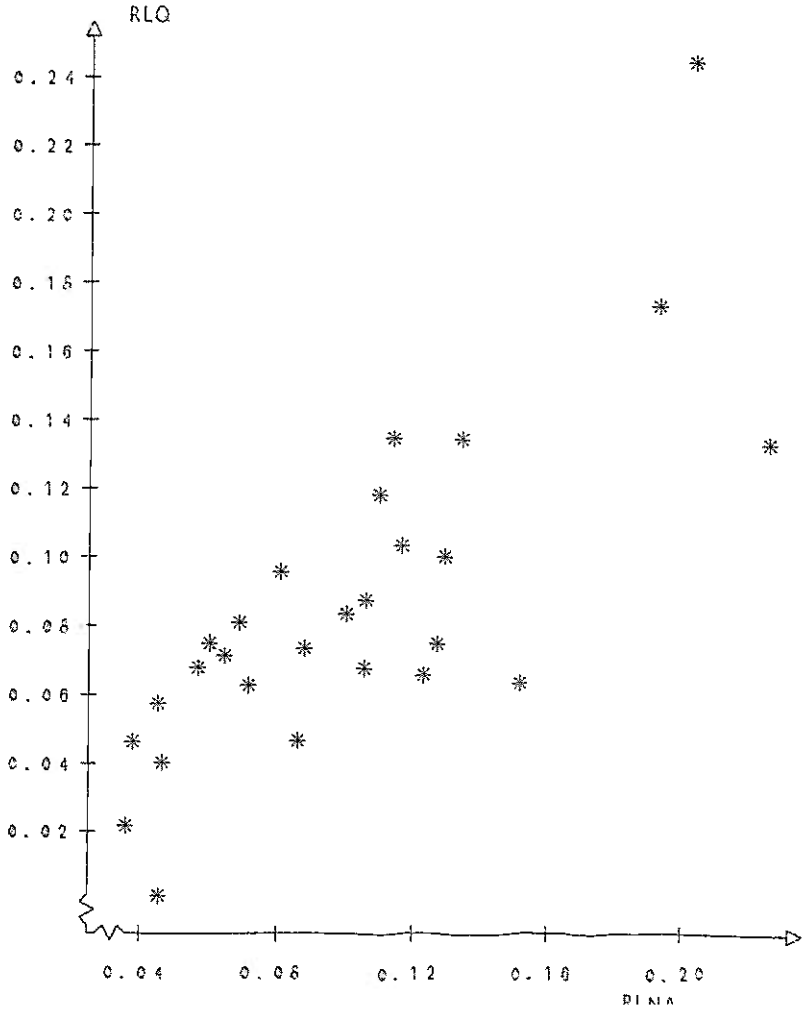


PLOT AF RLO,RLQ OG RLNA



SAMMENHÆNGEN MELLEM RLO,RLQ OG RLNA





Danmarks Statistik
6. kontor

14/4 - 1977
JAO/jao

Angående arbejdsløshedsdagpengene i ADAM (jfr. BD: 10/3 -77)

A. Om BD's relation (1).

1). Vi foretrækker 1975 som udgangsår pga. den foreløbige karakter af 1976-tal.

2) Dagpengesatsen i 1975-lønniveau udviser i perioden 1973-76 et bemærkelsesværdigt fald på omkring 4% årligt. Det er svært at se en indlysende forklaring på dette, og der er rettet forespørgsel til Rud Werborg om problemet. Se bilag II.

3) BD's formulering går ikke i SIMULATE, der kun kan gange to variable med hinanden i en ligning. Derfor foreslås indførelse af en hjælpevariabel: fTda, gennemsnitligt årligt dagpengebeløb i 1975-lønniveau. Relation (1) får da udseendet

(A.1) fTda = Td75(1000kr/mand) L(100 mand)

(A.2) Tdag = fTda·La(÷1)/2583 (mill. kr.)

, hvor

- td75 er årlig dagpengesats i 1975-lønniveau (1000kr/mand
- L er antal forsikrede ledige (100 mand)
- La er gennemsnitlig timeløn for arbejdere i industri og håndværk (øre)

Navnene L og La er lidt uheldige. Forslag er velkomne.

B. Om bestemmelsen af L i ADAM

Efter udfærdigelsen af BD's papir er der fundet konsistente tal tilbage til 1951 for L, dvs så konsistente de nu kan blive for til- og afvandringen af kasser. Ved regression over den udvidede periode fås

(B.1) DL = 4.648 + 1.612DLnb + u ,SMPL 1952-75

(smlgn BD: DL = 8.173 + 1.705DLnb + u)

, jfr i øvrigt bilag II.

Den mindre koefficient er navnlig et resultat af, at den store 1975-observation "vejer mindre". Om dette er heldigt kan vist diskuteres, men relationen er under ingen omstændigheder særlig heldig. Jeg mener dog, at (B.1.) bør foretrækkes, selv om den giver en residual på ca. 10.000 mand i 1975. Jeg har ikke ved en umiddelbar gennemgang af kilderne kunnet finde en tilfredsstillende forklaring på dette. En GRAPH'ning af DL mod DLnb kunne måske antyde en konveks funktionssammenhæng, men det er vist mere,end relationen kan bære.

I simulationsform fås

(B.1a) $L = 4.648 + 1.612D(Unb-Qnc-Qni-Qb) + L(\div 1)$

C. Om bestemmelsen af La i ADAM

Også for La er antallet af observationer udvidet, her tilbage til 1948. Heraf fås

(C.1) $Rla = 0.1433 + 0.8635(Rlna+1) + u$,SMPL 1949-75

(smlgn BD: $Rla = 0.1946 + 0.8167(Rlna+1) + u$,SMPL 1957-75)

, idet Rlna her svarer til værdien i bankerne.

Den tilsyneladende autokorrelation kan - i hvert fald delvis - skyldes de to store negative residualer i 1972 og -73, men disse kan hænge sammen med indførelsen af ligeløn i 1973: Opslag i konjunkturoversigten synes at bekræfte en merstigning i kvindernes løn i de to år.

I simulationsform fås:

(C.1a) $la = 1.007\ la(\div 1) + 0.8635(Rlna \cdot la(\div 1))$

D. Problemer

Ingen af relationerne under punkt B. og C. er særlig heldige, men det er givetvis bestemmelsen af L der volder de største kvaler Den bør derfor på langt sigt søges bedre fastlagt. Om problemet med faldet i td75 er alvorligt, er det svært at spå om, men indtil en rimelig forklaring er fundet, må man nok nøjes med at være opmærksom på det.

BUDGETDEPARTEMENTET
Den 1o. marts 1977
Gruppe V, nr. 221 pbs/lø

Indlæggelse af ny relation for arbejdsløshedsdagpengene i ADAM.

På et møde den 25. februar 1977 mellem repræsentanter for Danmarks Statistik, Det økonomiske Sekretariat og Budgetdepartementet drøftede man det forslag til endogenisering af arbejdsløshedsdagpengene i ADAM-modellen, som var indeholdt i Budgetdepartementets notat af 24. januar 1977. Drøftelserne endte med, at man nåede til enighed om indholdet af en ny relation for Tdag, som kan erstatte den nuværende. I det følgende specificeres denne nye relation og de dertil knyttede hjælpevariable og hjælpeligninger.

A. Generel specifikation af den nye relation.

I forhold til Budgetdepartementets forslag blev det besluttet at erstatte korrektionsfaktoren b med en direkte bestemmelse af Ln, og man enedes desuden om at bestemme de årlige ændringer i L og derudfra beregne niveauet, i stedet for at bestemme niveauet for L direkte. Den nye relation for arbejdsløshedsdagpengene får herefter følgende udseende:

$$(1)\quad Tdag = td \cdot \frac{Ln(-1)}{Ln_{o-1}} \cdot L \cdot 1oo$$

hvor

Tdag = samlede udbetalinger af arbejdsløshedsdagpenge (mill.kr.).

td = gennemsnitligt årligt dagpengebeløb målt i udgangsårets lønniveau.

Ln = gennemsnitlig timefortjeneste (incl. dyrtidstillæg men excl. alle andre tillæg) i industri og håndværk m.v.

L = samlet antal fuldtids forsikrede ledige (1oo mand).

I relation (1) er Ln og L endogene, mens td bestemmes eksogent. Ved anvendelse på fortidige perioder opfattes (1) som en kvasiidentitet, hvilket vil sige, at td beregnes residualt ved indsættelse af de historiske tal for Tdag,

Ln og L. td opfanger de ændringer i dagpengeudbetalingerne, som ikke skyldes lønreguleringen af satserne. Sådanne ændringer vil typisk skyldes lovændringer, men også andre faktorer kan spille ind, jævnfør i øvrigt Budgetdepartementets tidligere notat. Ln_{o-1} er en fast størrelse, hvis værdi naturligvis afhænger af det udgangsår, der vælges (o betyder udgangsåret).

Hvad angår fastlæggelsen af Ln, har Danmarks Statistik fundet en sammenhæng mellem størrelserne

RLn = Ln/Ln(-1) og Rlna = Lna/Lna(-1)

af formen

(2) RLn = a + b·RLna

hvor Lna som bekendt er industriarbejdernes gennemsnitlige timeløn, som bestemmes endogent i modellen. Ln beregnes derfor som

(3) Ln = RLn·Ln(-1)

Ændringen i antallet af ledige fås som en funktion af ændringen i Lnb, antal ledige indenfor industri samt bygge- og anlægssektor:

(4) DL = a + b·DLnb

hvor

(5) Lnb = Unb - Qnc - Qni - Qb

Niveauet for antallet af forsikrede ledige er altså

(6) L = L(-1) + DL

Hermed er de nødvendige relationer til bestemmelse af Tdag specificeret. Det bemærkes, at man som et led i beregningen af Tdag får bestemt Ln og L i to variable som i sig selv har en vis interesse.

B. Indlæggelse af en kvantificeret relation i modellen.

Ved indlæggelsen af relation (1) i ADAM foreslås det, at man vælger 1976 som udgangsår, d.v.s. af td måles i 1976-lønniveau. Idet Ln (1975) = 3086 øre får relation (1) da flg. udseende:

(1a) $Tdag = td \cdot \frac{Ln(-1)}{3086} \cdot L \cdot 100$

Danmarks Statistik har estimeret værdierne af parametrene a og b i relation (2). Disse estimater kan indsættes i (2),

hvorefter (2) og (3) kan sammentrækkes til:

(3a) $Ln = (o,19456 + o,81868 \frac{Lna}{Lna(-1)}) \cdot Ln(-1)$

Ved anvendelse af Budgetdepartementets estimater for a og b i relation (4) kan (4) og (6) sammentrækkes til:

(6a) $L = L(-1) + 8,1726 + 1,7o54 \ (Lnb - Lnb(-1))$

hvor Lnb fortsat bestemmes som

(5) $Lnb = Unb - Qnc - Qni - Qb$

De historiske værdier for td kan beregnes tilbage til 1963 ved anvendelse af de data, der er angivet i Budgetdepartementets notater af 24. januar og 17. februar 1977.

Tabel 1. Historiske værdier for td i perioden 1963-76 (1976-lønniveau).

År	td (mill.kr.)
1963	o,o31946
1964	o,o33453
1965	o,o33683
1966	o,o32774
1967	o,o42297
1968	o,o45493
1969	o,o46459
197o	o,o46253
1971	o,o52296
1972	o,o56656
1973	o,o59744
1974	o,o5763o
1975	o,o55679
1976 1)	o,o53318

1) Tallet for 1976 er foreløbigt.

Der vil senere fra Det økonomiske Sekretariat fremkomme tal for td tilbage til 196o. Hvad angår tidsserier for Ln og L henvises til ovennævnte notater.

Herefter skulle den nye relation for udgifterne til arbejdsløshedsdagpenge kunne indlægges i ADAM.

Danmarks Statistik
6. Kontor

4/7 1977
JAO/ja.o

Nye relationer og variable i forbindelse med den ændrede bestemmelse af arbejdsløshedsdagpengene i juli77-versionen af ADAM.

Grundlaget for ændringen er opstillingen af de to stokastiske relationer

(1) $$DUls = \underset{(7.53)}{4.648} + \underset{(.076)}{1.612}D(Unb - Qn - Qb)$$

$s = 36.8 \quad R^2 = 0.95 \quad DW = 1.92 \quad n = 1952\text{-}1975$

(2) $$Rla = \underset{(.041)}{1.007} + \underset{(.038)}{0.8635}Rlna$$

$s = .0095 \quad R^2 = 0.95 \quad DW = 1.51 \quad n = 1949\text{-}1975$

idet: Uls er antallet af forsikrede ledige målt i 100 mand (f.eks fra tiårsoversigten)

la er den gennemsnitlige timeløn for arbejdere i industri og håndværk (Arbejdsgivernes statistik - ikke standardberegningen).

Følgende fem ligninger erstatter oktober76-versionens ligninger for Tdag og T :

(1a) $$Uls = 4.648 + 1.612(Unb - Unb(\div 1)) - 1.612(Qnc - Qnc(\div 1)) - 1.612(Qni - Qni(\div 1)) - 1.612(Qb - Qb(\div 1)) + Uls(\div 1) + JUls$$

(2a) $$la = 0.8635(Rlna \cdot la(\div 1)) + 1.0071a(\div 1)$$

(3) $$fTda = (td \cdot Uls)/10$$

(4) $$Tdag = (fTda \cdot la(\div 1))/2589$$

(5) $$T = Tqvr + Tdag - (Tdag \cdot Dtd2)$$

hvor
- JUls er et justeringsled til Uls (exogent)
- fTda er det årlige dagpengebeløb i 1975-lønniveau (endogen)
- td er dagpengesats i 1975-lønniveau, 1000 kr/mand (exogen)
- Dtd2 er en dummy, 1948-62=1, ellers 0.

Danmarks Statistik
6. kontor

3/11 1977
JAO/jao

Om bestemmelsen af arbejdsløshedsdagpengene i ADAM

I ADAM-versionerne juli77 og august77 bestemmes de udbetalte arbejdsløshedsdagpenge ved relationen

(1) Tdag = td * Uls * (la(÷1)/2589) * 0.1

, hvor
- Tdag er arbejdsløshedsdagpenge udbetalt (mill. kr./år)
- td er gennemsnitlig årlig dagpengesats i 1975 lønniveau (1000 kr./mand pr. år)
- Uls er antal forsikrede ledige (årsgnst. af ugetal)
- la er den gennemsnitlige timeløn for arbejdere i industri og håndværk (incl. dyrtidstillæg, ekskl. alle andre tillæg) (øre/time pr. år).

Denne relation opfattes ex post som en kvasiidentitet, dvs at td beregnes, så (1) altid er opfyldt. Hvis relationen var korrekt specificeret efter hensigten, og hvis de forsikrede lediges "indkomstfordeling" ikke ændrede sig væsentligt, skulle td kun ændre sig signifikant ved ændringer i lovgivningen.

Et af de store problemer ved dagpengebestemmelsen har imidlertid været, at td - i hvert fald i de senere år - synes at være konjunkturafhængig: Den er meget høj i 1973 og er derefter faldet med 3-5% årligt. Dette fænomen har vist sig at være vanskeligt at forklare, men tre forhold er blevet fremhævet:

1) Forskydninger i de lediges fordeling på indkomstgrupper og ledighedens varighed.
2) Satserne fastsættes ikke pr. kalenderår. Når de varierer over året, bliver relationen følsom over for
   a) Variationer i antallet af ledige over året
   b) Variationer i lønstigningstakter over året.
3) Relationen etablerer en sammenhæng mellem en beholdningsstørrelse (Uls) og en strømstørrelse (Tdag). Navnlig under indtryk af problemet i 2. a) kan dette give vanskeligheder.

For at få en større indsigt i disse forholds betydning har jeg prøvet at omspecificere relationen til kvartalstal, der ikke skulle have de nævnte svagheder. Derefter har jeg regnet tilbage til årstal for at prøve at afdække antagelserne om periodisering i (1).

1. Kort oversigt over reglerne for dagpengeberegning 1963-76.

Dagpengene beregnes ugevis med betaling ugevis bagud. Fra 1963-72 udgør de en bestemt procentdel af den hidtidige arbejdsfortjeneste for medlemmet, fra 1972 (juli) og frem af "summen af medlemmets hidtidige arbejdsfortjeneste og beløb, hvormed arbejdsfortjenesten inden for vedkommende fag senere er ændret i kraft af pristalsreguleringen". Fra og med 1976 er selvstændige også berettiget til understøttelse.

Dog fastsættes et maximalt beløb, der kan udbetales. Det beregnes som følger:

1963-1970. Beløbet er fastsat ved lov og reguleres hvert år pr. 1/4 i takt med ændringer i den gennemsnitlige fortjeneste for arbejdere i industri og håndværk (incl. dyrtidstillæg, ekskl. alle andre tillæg) - i det følgende kaldt 'la'- i nærmest foregående april kvartal.

1971-1975. Beløbet fastsættes som 90% af ugelønnen ved fuld, sædvanlig arbejdstid med la i nærmest foregående april kvartal.

1975(1/10) Beløbet reguleres pr. 1/4 og 1/10 med la i nærmest foregående april kvartal.

1976- Beløbet reguleres pr. 1/4 med la i nærmest foregående april kvartal og pr. 1/10 med la i nærmest foregående oktober kvartal.

Der har fundet væsentlige forbedringer og lempelser sted i årene 1963, 1967, 1970, 1975 og 1976. Dog er en række lavindkomstgrupper som f.eks. selvstændige og lærlinge inddraget i 1975 og 1976, og dette kan trække i retning af et fald i det gennemsnitlige udbetalte beløb pr. ledig.

2. Model for ledige med maximumsats 1963-74.

Da maximumsatsen for dagpenge lønreguleres med et års lag, vil en del ledige i år med store lønstigninger "vokse over" grænsen. Hvis deres indkomstfordeling ikke er alt for venstreskæv, betyder det, at 50% eller derover vil modtage maximumunderstøttelse. Der findes ikke materiale til verifikation af denne antagelse, men tabel 2.1 kan give et fingerpeg:

Tabel 2.1. la 1971-74 fordelt på undergrupper. (øre/time)

Gruppe	1971	1972	1973	1974
Mænd				
Faglærte	1953	2149	2452	2909
Ufaglærte	1638	1811	2083	2489
Kvinder	1322	1492	1793	2206
I alt	1491	1696	1876	2106
Forrige 2. kvt.	1461	1687	1858	2108

Anm: Statistikken omfatter kun ansatte hos DA's medlemmer.
Kilde: Statistisk Årbog.

Det ugentlige maximumbeløb beregnes i følge loven efter fuld arbejdstid ved løn som i nederste række i tabellen. Ved at sammenligne denne med de enkelte gruppers gennemsnit kan man måske danne sig en ikke helt ukvalificeret mening om fraktilerne. Et (arbitrært) gæt på de andele, der ville få udbetalt maximumunderstøttelse ved ledighed kunne være:

Faglærte ... Alle
Ufaglærte... ca. 2/3
Kvinder ... ca. 1/3

Da DA's medlemmer fortrinsvis er større virksomheder, vil disse tal nok være i overkanten. Bemærk den kraftige forskydning for kvinderne efter overenskomsten om ligeløn i 1973.

Vejes disse andele med andelen af forsikrede ledige inden for grupperne "Specialarbejdere","Øvrige mandlige arbejdere" og "Kvinder", jfr. tabel 2.2, fås en ret konstant andel af ledige med maximumunderstøttelse på ca. 70%.

Tabel 2.2. Undergruppers andele af forsikrede ledige.

Gruppe	1971	1972	1973	1974
Mænd				
Øvrige	0.34	0.36	0.36	0.36
Specialarbejdere	0.48	0.46	0.43	0.40
Kvinder	0.18	0.17	0.21	0.24
I alt	1.00	0.99	1.00	1.00
1000 pers.	30.0	2.99	20.1	44.5

Kilde: Konjunkturoversigter.

Denne høje andel gør det naturligt, at dagpengerelationen specificeres efter reglerne for beregning af maximumssatsen. For at behandle periodiseringen så udførligt som muligt har jeg valgt at abstrahere fra ADAM-data og -terminologi og begynde med ugetal, derefter kvartalstal for til sidst at omregne til kalenderår.

Terminologi.

Ugetal angives ved bundtegn u= 1...U.

Kvartalstal angives ved toptegn k= 1...4.

Øvrige tal er kalenderårstal.

Variable:

S - maximal dagpengesats i 1000 kr/uge

K - ditto i fast lønniveau (dvs at den kun bør kunne ændres ved en lovændring)

la- Arbejdernes gnstl. timeløn (incl. dyrtidstillæg, ekskl. alle andre tillæg) i industri og håndværk.

A - antal forsikrede ledige

U - antal uger pr. periode

D - arbejdsløshedsdagpenge udbetalt.

Lag angives i parantes i enheden år.

Model.

I det følgende antages at alle forsikrede ledige får udbetalt maximumsats eller - lidt mindre restriktivt - en sats, der reguleres proportionalt med denne kombineret med konstant "indkomstfordeling" for de ledige.

Da antallet af ledige opgøres en gang om ugen (onsdag), mens dagpenge udbetales pr. dags ledighed, vil sammenhængen mellem de to størrelser ikke være perfekt. Dette vil jeg dog se bort fra i det følgende.

Med de gældende regler i perioden 1963-74 kan de udbetalte dagpenge pr. uge skrives

(1) $D_u = S_u A_u$.

Da S_u er konstant $(=S^i)$ i hvert kvartal, kan vi summere:

(2) $D^i = \sum_{u=1}^{U^i} (S^i A_u) = S^i \sum_{u=1}^{U^i} A_u = S^i U^i \bar{A}^i$,

hvor $\bar{A}^i = (1/U^i) \sum_{u=1}^{U^i} A_u$ er kvartalsgennemsnittet af ugetal.

Satsen S^i reguleres ved starten af 2. kvartal hvert år. Derfor definerer vi $S = S^2 = S^3 = S^4$ som den sats, der er fastsat pr. 1/4 i det løbende kalenderår. Derved sættes $S^1 = S(\div 1)$.

Det årlige dagpengebeløb kan nu skrives

(3) $D = \sum_{i=1}^{4} D^i = U(S(\div 1)\bar{A}^1 + S(\bar{A}^2 + \bar{A}^3 + \bar{A}^4))/4$,

idet vi af lutter bekvemmelighed sætter $U^1 = U^2 = U^3 = U^4 = U/4$.

Hvis vi nu indfører årsgennemsnittet af ugetal $\bar{A} = (\sum_i \bar{A}^i)/4$ og definerer $a = \bar{A}^i/(4\bar{A})$, haa

(3a) $D = U\bar{A} (aS(\div 1) + (1-a)S)$.

Hvis vi ser bort fra diverse afrundingsregler m.m., reguleres S hvert år med $la^2(\div 1)$, dvs

(4) $S = K (la^2(\div 1)/la^*)$, hvor la^* er værdien af la^2 i et basisår.

Indsættes dette i (3a) fås

(5) $D = U \bar{A} (a K(\div 1) la^2(\div 2) + (1-a) K la^2(\div 1))/la^*$,

der kan skrives

(5a) $D = K^* \bar{A} (a la^2(\div 2) + (1-a) la^2(\div 1))/la^*$,

hvor

(5.a.1) $K^* = U(b(K(\div 1) + (1-b)K)$

(gnstl. årlig dagpengesats i fast lønniveau)

og

(5.a.2) $b = 1/(1 - (1-1/a)(la^2(\div 1)/la^2(\div 2)))$.

Det bemærkes, at hvis $K(\div 1) = K$ er $K^* = K$.

Resultater.

I ADAM-terminologi kan (5a) skrives

(5b) $Tdag = td\ Uls\ (\ a\ la^2(\div 2) + (1-a)\ la^2(\div 2)\ )/la^{*}$.

Ud fra (5b) kan den relation, der anvendes i ADAM i øjeblikket, siges at indeholde følgende implicitte forudsætninger:

(1) $a = 0$

(2) $la^2 \approx la$.

Hvis "man" undlader at fortolke td i niveauet 1000 kr/ledig, kan (2) dog lempes til

(2a) la^2 er proportional med la.

Rimeligheden af disse antagelser kan vurderes ud fra bilag 2.

(1): a svinger kraftigt igennem perioden, og en konjunkturafhængighed aftegner sig tydeligt. I år med højkonjunktur er a ca. 0.4-0.5, i år med lavkonjunktur er den ca. 0.3. Dog kan svingningerne være betydelige på grund af ændringer i konjunkturerne i årets løb, vejret m.m. Det "sande" lag for la^2 svinger således konjunkturafhængigt mellem (÷3/2) og (÷5/4), mens det i øjeblikket i ADAM er (÷1). Da la^2 imidlertid udvikler sig ret jævnt i perioden betyder dette først og fremmest en niveauforskydning af td, mens ændringerne ikke påvirkes så kraftigt.

(2): la^2 kan med rimelighed antages at være proportional med med la med en faktor på ca. 0.99, dvs. at såvel (2a) som (2) må anses for at være tilladelige forudsætninger.

Disse overvejelser placerer klart periodiseringen i småtingsafdelingen, men resultaterne skal alligevel præsenteres. td beregnet ud fra (5b) adskiller sig ikke væsentligt fra den i øjeblikket anvendte, omend der synes at være en noget pænere konstans før 1970. For at få perioden klarere frem er K beregnet ved rekurrens ud fra (5.a.1), idet K(1966) er sat til 29.5. Herved fremkommer sådan set en smuk konstans op til 1969, hvor satsen stiger kraftigt. Til gengæld er satsen urimelig lav i 1970, hvor den skulle være hævet ca. 10% efter loven. Efter 1970 er konjunkturafhængigheden tydelig.

Efter 1975 reguleres satsen halvårligt, og hermed bliver det rimeligst at anvende lagget (÷1). Der er således ingen grund til at ændre det i øjeblikket anvendte lag i la.

3. Konklusion

De fremlagte beregninger har vist, at svingningerne i td ikke kan forklares ved fejl i deflatorens lag eller sæsonsving i antallet af ledige. Tilbage står forskydninger i andelen af ledige, der oppebærer maximumunderstøttelse, eller i de lediges fordeling på indkomstgrupper i øvrigt.

En iøjnefaldende forklaring er, at variationer i ledighedens gennemsnitlige varighed vil forrykke lagget i det indkomstgrundlag, der anvendes ved dagpengefastsættelsen. Dette kan forklare de høje satser i år med højkonjunktur (1969 og 1973), hvor ledighed stort set kan tilskrives friktion og er af kortere varighed. Den lave sats i 1970 er dog særdeles svær at forklare fra dette synspunkt. Ligeledes er det fortsatte fald fra 1974 til 1976 ikke troværdigt forklaret.

I år med lang gennemsnitlig ledighedsperiode må reguleringen af dagpenge for langtidledige under maximumsatsen være af betydning. Indtil 1972 reguleredes disse beløb ikke, og det kan være grunden til den relative stabilitet af satsen i disse år. Fra juli 1972 er dagpengebeløb under maximumsatsen imidlertid pristalsreguleret, således at ændringer i pris- og lønstigningstakter kan påvirke fordelingen af ledige på grupper over og under maximumsats. Dette kunne tale for, at et prisudtryk inddrages i deflationen, men problemerne ved fastsættelse af et lag er næsten uoverskuelige. I bilag 3 er vedlagt et forsøg med deflatoren $(0.75 \frac{la(\div 1)}{la(1971)} + 0.25\ bcp(\div\frac{1}{2}))$, hvor bcp er prisen på det private forbrug renset for afgifter, $1972(\div\frac{1}{2}) = 1$. Herved reduceres svingene noget, men de er der stadig. Der er dog konsistensproblemer med et forsøg som dette, og spørgsmålet er, om ikke det er kønnere at fortsætte med den i øjeblikket anvendte relation og en portion sund skepsis, indtil nyere talmateriale giver et bedre vurderingsgrundlag. Det er svært at drage konklusioner ud fra tre år med konstant lovgivning.

Til slut kan opremses en række mere konkrete forhold, der kan tænkes at påvirke td i perioden 1970-76:

1) Deltidsforsikrede indgår ikke i Uls, men påvirker formentlig Tdag. De udgjorde i 1976 ca. 10% af samtlige sikrede, mens de i 1969 ikke var omfattet af loven.
2) Inddragelsen af lavtlønnede grupper under loven.
3) Kvindernes ligeløn, der har øget andelen af ledige med maximumunderstøttelse.

Jeg mener dog ikke, at disse forhold kan tillægges afgørende betydning.

Love om arbejdsformidling og arbejdsløshedsforsikring.

1) Lov nr. 179 af 23/6 1932 (jfr. Lovbek. nr. 135 af 19/5 1958)
2) Lov nr. 72 af 13/3 1959
3) Lov nr. 159 af 13/4 1960
4) Lov nr. 202 af 18/5 1960
5) Lov nr. 191 af 4/6 1962 (jfr. Lovbek. nr. 238 af 27/6 1962)
6) Lov nr. 362 af 28/11 1962
7) Lov nr. 40 af 1967
8) Lov nr. 248 af 13/6 1968 (samt 220)
9) Lov nr. 142 af 28/4 1969
10) Lov nr. 114 af 24/3 1970
11) Lov nr. 71 af 3 /3 1971
12) Lov nr. 104 af 25/3 1971 } (jfr. Lovbek. nr. 314 af 22/6 1971)
13) Lov nr. 93 af 29/3 1972
14) Lov nr. 236 af 12/6 1975
15) Lov nr. 311 af 10/6 1976

(I det følgende bruges betegnelsen la om "Den gennemsnitlige timefortjeneste (incl. dyrtidstillæg, ekskl. alle andre tillæg) for alle arbejdere inden for håndværk og industri i hele landet" som offentliggjort af Danmarks Statistik (Statistisk Departement).

Ad 5) Dagpenge fastsættes som 4/5 af hidtidig fortjeneste pr. dag. Maximumsatsen er fastsat ved lov og reguleres pr. 1/4 hvert år på følgende måde: Hvis la i nærmest foregående april kvartal afviger med 1% fra la i april kvartal 1961, reguleres satsen med 1%. Ved afvigelser derudover finder regulering sted for hver 2% afvigelse.

Ad 7) Basisåret ændres fra 1961 til 1965. Samtidig hæves satserne.

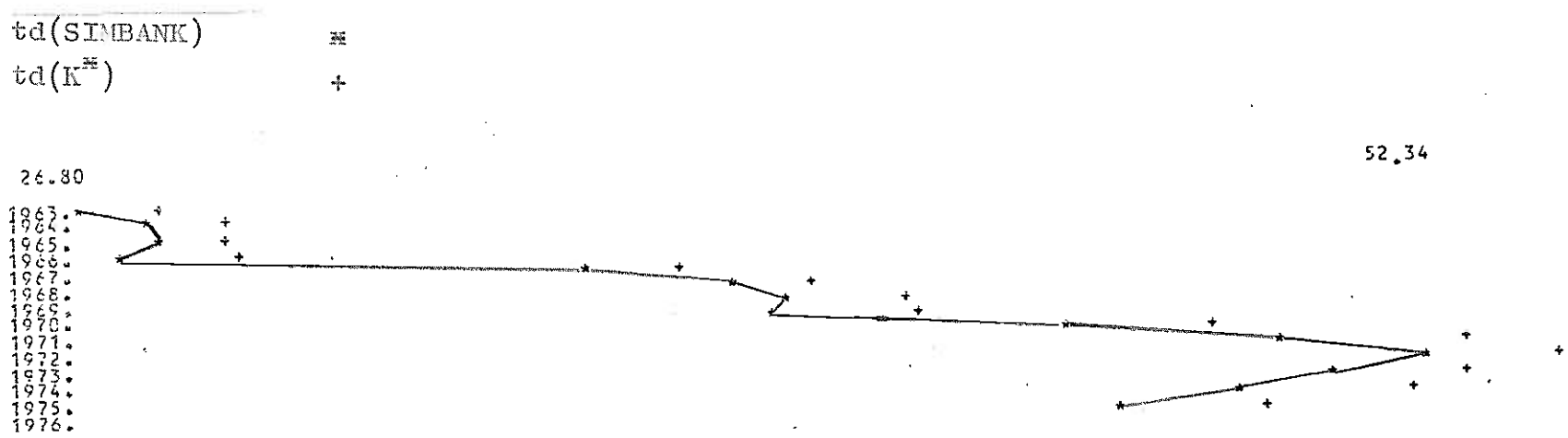
Ad 1o) Maximumsatsen fastsættes som 90% af ugelønnen ved fuld, sædvanlig arbejdstid med løn som la i nærmest foregående april kvartal. Deltidsforsikrede inddrages under loven.

Ad 13) Dagpenge fastsættes som 90% af summen af hidtidig arbejdsfortjeneste og beløb, hvormed lønnen inden for det pågældende fag siden er pristalsreguleret.

Ad 14) Dagpengenes størrelse fastsættes af kassen for et halvt år ad gangen med virkning fra 1/4 og 1/10. Betingelser lempes for unge og værnepligtige.

Ad 15) Maximumsatsen reguleres pr. 1/4 med la i nærmest foregående april kvartal og pr. 1/10 med la i nærmest foregående oktober kvartal. Selvstændige og nyuddannede inddrages under loven.

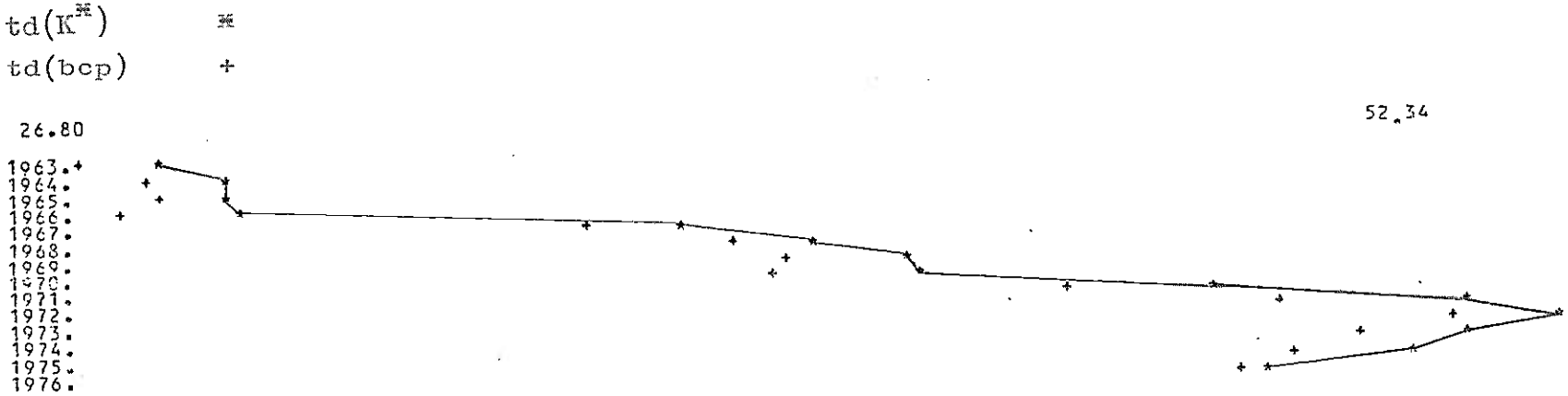
	td(SIMBANK)	td(K*)	K
1963	26.80	28.28	29.63
1964	26.[illegible]	29.43	29.16
1965	26.[illegible]	29.31	29.42
1966	27.49	29.45	29.50
1967	35.4[illegible]	37.07	38.24
1968	38.16	39.49	38.12
1969	38.97	41.01	39.64
1970	39.80	41.20	38.06
1971	45.07	46.28	46.73
1972	47.53	50.80	48.08
1973	50.12	52.34	51.16
1974	48.24	50.63	47.79
1975	46.71	49.73	46.37
1976	44.7[illegible]	47.28	44.17



ANM: td(SIMBANK) er beregnet af (1), la* er la(1974)
td(K*) er beregnet af (5b), la* er la(1974)

	td(SIMBANK)	td(bcp)	td(K*)
1963	26.80	26.80	28.29
1964	28.06	28.06	29.43
1965	28.25	28.25	29.31
1966	27.49	27.49	29.45
1967	35.48	35.48	37.07
1968	38.16	38.16	39.49
1969	38.97	38.97	41.01
1970	38.80	38.80	41.20
1971	43.87	43.87	46.28
1972	47.53	47.53	50.80
1973	50.12	50.56	52.34
1974	48.74	48.86	50.63
1975	46.71	47.83	49.73
1976	44.72	46.91	47.28

ANM: Fra 1972 er td(bcp) deflateret som nævnt i afsnit 3 (dog omregnet til 1975-lønniveau), ellers er den identisk med td(SIMBANK).



Beregning af udenrigshandel fordelt på undergrupper.

I. Eksporttal

a) Løbende (årets) priser.

Ea, eksporten af landbrugsvarer, beregnes som summen af grupperne "animalske landbrugsprodukter" og "vegetabilske landbrugsprodukter" i tiårsoversigtens tabel for eksporten fordelt på varegrupper.

Ei, eksporten af maskiner, beregnes som summen af SITC-kapitlerne 71 og 72. De findes i Statistisk tabelværk, bind I, tabel IV: Værdien af Danmarks Ind- og udførsel fordelt på SITC-varegrupper.

Eq, eksporten af øvrige varer ekskl. skibe og fly, beregnes residualt: Fra den samlede vareeksport ekskl. skibe og fly trækkes Ea og Ei. Tallet for den samlede vareeksport ekskl. skibe og fly findes i Statistisk tabelværk tabel XI.

Es, eksporten af tjenester, skibe og fly, bestemmes som forskellen mellem den samlede eksport af varer og tjenester som offentliggjort i nationalregnskabet (tiårsoversigten) og summen af Ea, Ei og Eq.

b) Faste (1955-) priser.

Princippet i beregningerne er, at man på et så disaggregeret niveau som muligt ud fra tabelværkets og efterretningernes tal bestemmer den mængdemæssige udvikling i eksporten ved hjælp af de offentliggjorte kvantumindeks. Den således bestemte mængdeudvikling ganges med en initialværdi for eksporten i 1955-priser, in casu 1971-værdien. Da beregningerne kan være forholdsvis omfattende er der udarbejdet fortrykte skemaer til disse.

fea. Eksport af landbrugsvarer faste priser.

	1971		19		19		19	
	eksport årets p.	vægte	kvantum indeks	vægte x kv. ind.	kvantum indeks	vægte x kv. ind.	kvantum indeks	vægte x kv. ind.
	mill. kr.	1971 = 100	1971 = 100		1971 = 100		1971 = 100	
animalske prod.	5021.5	87.746						
Vegetabilske prod.	701.3	12.254						
i alt	5722,8	100.000						
fea, 1955-priser	4583							

Kilde: SE: Indeks for udenrigshandelen, Tabel3.

fei (fem). Eksport af maskiner, faste priser

SITC nr.	1971		19		19		19	
	eksport årets priser	vægte	kvantum indeks	vægte x kvant. ind.	kvantum indeks	vægte x kvant. ind.	kvantum indeks	vægte x kvant. ind.
	mill. kr.	1971 = 100	1971 = 100		1971 = 100		1971 = 100	
71	3940.2	68.684						
72	1796.5	31.316						
i alt	5736.7	100.00						
fei(m) 1955-priser	3749							

Kilde: Statistisk tabelværk, tabel XIII.

feq. Eksport af øvrige varer (Excl. skibe og fly). Fastepriser

+ Samlet vareeksport (Excl. skibe og fly). Faste priser

	1971	19	19	19
	årets priser	kvantumindeks	kvantumindeks	kvantumindeks
	mill. kr.	1971 = 100	1971 = 100	1971 = 100
Samlet vareeksport (Excl. skibe+fly)	25.773,8			
1955-priser:	mill. 1955-kr.	mill. 1955-kr.	mill. 1955-kr.	mill. 1955-kr.
Samlet vareeksport, Excl. skibe+fly.	20.488			
÷ (fea + fem)	8.332			
rest feq	12.156			

Kilde: Statistisk Tabelværk, tabel XIII: Kvantumindeks og indeks for enhedsværdier i udførslen.

Nyere tal kan findes i SE: Indeks for udenrigshandelen, tabel I.

fes. Eksport af skibe og fly samt tjenester.

	19	19	19	19	19
	mill. 1955-kroner				
Samlet eksport					
÷ Samlet vareeksport excl. skibe+fly					
rest, fes					

Kilde: nationalregnskabet, tiårsoversigten.

II. Importtal

a) Løbende priser.

Alle tal findes ud fra Tiårsoversigtens tabel: Importen fordelt på varegrupper.

Ma, import af råstoffer til landbruget, omfatter grupperne:

Korn og kornvarer
Foderstoffer
Gødningsstoffer, rå
Gødningsstoffer, bearbejdede

Mc, import af forbrugsvarer, omfatter grupperne:

Frugt og grønsager
Kaffe, kakao m.v.
Drikkevarer og tobak
gummivarer
Varer af ikke-metalliske mineraæer
Klædningsstykker
Andre varer

Me, import af brændsel, omfatter grupperne:

Fast brændsel
Flydende brændsel

Mi, import af investeringsvarer, omfatter grupperne:

Maskiner
Personbiler og motorcykler
Jernbanemateriel, fly m.v.
Instrumenter, fotoartikler m.v.

Mr, import af råstoffer til byerhvervene, omfatter grupperne:

Oliefrø
Træ, tømmer og kork
Papirmasse
Spindestoffer
Animalske og vegetabilske olier og fedtstoffer
Kemikalier, undtagen gødningsstoffer
Papir og papirvarer
Garn, metervarer, færdige tekstilvarer
Jern og stål
Andre uædle metaller

Mq, import af øvrige varer og tjenester, bestemmes residualt.

b) Faste priser. Beregningerne er paralelle til eksporten.

fMc. Import af forbrugsvarer, 1955-priser

	1971		19		19		19	
SITC	Import, årets priser	Vægte %	Kvantum index	Vægte x kv. ind.	Kvantum index	Vægte x kvantumind.	Kvantum index	Vægte x kv. ind.
	mill. kr.		1971 = 100		1971 = 100		1971 = 100	
00	4.6	0.05642						
01	35.2	0.43172						
02	68.5	0.84013						
03	284.3	3.48685						
05	485.6	5.95572						
06	70.5	0.86466						
07	595.3	7.30116						
09	71.8	0.88060						
11	220.9	2.70927						
12	275.7	3.38137						
21	278.1	3.41081						
23	64.4	0.78984						
Delaf 27	187.5	2.29963						
28	31.6	0.38756						
29	240.8	2.95333						
Delaf 33	191.3	2.34623						
34	31.1	0.38143						
35	29.2	0.35813						
61	159.7	1.95867						
62	441.2	5.41117						
63	356.2	4.36868						
66	580.8	7.12332						

FORTSÆTTES

	1971		19		19		19	
	Import, årets priser	Vægte %	Kvantum index	Vægte × kvantumind.	Kvantum index	Vægte × kv. ind.	Kvantum index	Vægte × kv. ind.
		FORTSAT						
	mill. kr.		1971 = 100		1971 = 100		1971 = 100	
69	917.8	11.25652						
81	165.8	2.03348						
82	266.2	3.26486						
83	35.6	0.43662						
84	735.5	9.02067						
85	236.1	2.89569						
89	1021.4	12.52714						
94	2.1	0.02576						
95	68.6	0.84136						
i alt	8153.5	99.99880						
fMc 1955-priser	6342							

Kilde: Statistisk Tabelværk, Tabel XII. Til de to delkapitler anvendes indeks for hele kapitlet.

fmi. Import af investeringsvarer. Faste priser.

SITC	1971		19		19		19	
	Import årets priser	Vægte %	Kvantum-index	Vægte × kv. ind.	Kvantum-index	Vægte × kv. ind.	Kvantum index	Vægte × kv. ind.
	mill. kr.	1971 = 100	1971 = 100		1971 = 100		1971 = 100	
71	4217,7	44.007						
72	2471.2	25.784						
73	2248.2	23.458						
86	647,0	6.751						
i alt	9584,1	100.000						
fMi, 1958-pris.	5571							

Kilde: Statistisk Tabelværk, tabel XII.

fMr. Import af råstoffer til byerhverv, faste priser.

SITC	1971		19		19		19	
	Import årets priser	Vægte %	kvantum-indeks	Vægte × kv. ind.	kvantum indeks	Vægte × kv. ind.	kvantum indeks	Vægte × kv. ind.
	mill. kr.	1971=100	1971 = 100		1971=100		1971 = 100	
22	551,4	5,536						
24	631,0	6,335						
25	81,0	0.813						
26	161,2	1,618						
41	22,4	0,225						
42	49,3	0,495						
43	43,9	0.441						
51	773,7	7.768						
52	11,9	0.119						
53	200,4	2.012						
54	376,7	3.782						
55	157,8	1.584						
57	26,1	0,262						
58	928.1	9.318						
59	288.2	2,893						
64	1132.2	11,367						
65	1893.8	19.013						
67	1933.5	19.412						
68	697.8	7.006						
i alt	9960,4	99,999						
fMr, 1955 priser	10752							

Kilde: Statistisk Tabelværk, tabel XII.

fMe. Import af brændsel. Faste priser.

SITC	1971		19		19		19	
	Import, årets priser	Vægte %	kvantum-index	Vægte × kv. ind.	kvantum-indeks	Vægte × kv. ind.	kvantum-index	Vægte × kv. ind.
	mill. kr.	1971=100	1971=100		1971=100		1971=100	
32	252,7	6,540						
333.01 (33 i SE)	1777,6	46,007						
332.10,20 (34 i SE)	390,7	10,112						
332.30,40 (35 i SE)	1442,8	37,341						
i alt	3863,8	99,999						
fMe, 1955	3199							

Kilde : SE: Indeks for udenrigshandelen, tabel 2.

fMa. Import af råstoffer til landbruget, faste priser.

SITC	1971		19		19		19	
	Import årets priser	Vægte %	kvantum-indeks	Vægte × kv. ind.	kvantum-indeks	Vægte × kv. ind.	kvantum-indeks	Vægte × kv. ind.
	mill. kr.	1971=100	1971=100		1971=100		1971=100	
04	527,8	36,896						
08	583,0	40,755						
del af 27	41,9	2,929						
56	277,8	19,420						
i alt	1430,5	100,000						
fMa, 1955-priser	1326							

Kilde : Statistisk Tabelværk, Tabel XII. Der anvendes indeks for kap. 27.

CHECK. SAMLET VAREIMPORT EXCL. SKIBE OG FLY, FASTE PRISER

	1971	19		19		19	
	1955-priser	KV. INDEX	1955-PRISER	KV. INDEX	1955-PRISER	KV. INDEX	
SAMLET VAREIMPORT, EXCL. SKIBE OG FLY	27190						
fMc + fMi + fMa + fMr + fMe							
residual							

Kilde : Statistisk Tabelværk, Tabel XII. Residualen skal ikke være identisk 0 .

24/8 1976
JAO/jao

Databrud i udenrigshandelstallene 1973-1974

Pr. 1.januar 1974 er statistikken for vareind- og udførselen revideret. Dels er brugstariffen ændret i forbindelse med harmonisering til EF's NIMEX-nomenklatur, dels er definitionen på udenrigshandel ændret, så den også omfatter Syddanmarks samhandel med Færøerne og Grønland.

Ændringerne i nomenklatur består fortrinsvis af en yderligere opdeling af BTN, der vil være af mindre betydning for de højt aggregerede ADAM-data. Der er derfor grund til at antage, at den ændrede udenrigshandelsdefinition udgør langt det største problem. I Statistisk Tabelværk, 1976:I er offentliggjort 1973-tal på nyt grundlag, der her løst skal sammenlignes med tidligere offentliggjorte tal.

Vareindførselen i løbende priser er ændret fra 46.734 mill.kr. til 46.969 mill.kr., i alt 235 mill.kr. Et overblik viser, at det navnlig er importen af fiskevarer og huder, der påvirkes.

Vareudførselen i løbende priser er ændret fra 36.817 mill.kr. til 37.549 mill.kr., i alt 732 mill.kr. Det er navnlig poster som tobak, drikkevarer, trævarer og brændsel, der påvirkes.

Kvantumindeks for udenrigshandelen påvirkes ikke af ændringen, idet de beregnes som kædeindeks med løbende basis i foregående år. Stigningen fra 1973-74 er beregnet på det nye grundlag, og niveauændringen i ind- og udførselen er således elimineret, men fra 1974 vil udviklingen i samhandelen med Færøerne og Grønland påvirke udviklingen i indekset.

Ved vurdering af konsekvenserne for ADAM-data er det centralt, at antagelsen om BTN-ændringens lille betydning holder. Derved uddlukkes muligheden for at de relativt små nettoændringer er resultat af store bruttoforskydninger af delkomponenter.

Af importkomponenterne er det navnlig Mc, der påvirkes af revisionen, men selv om hele ændringen skulle falde i denne delkomponent, vil den stige med under 2%. På denne baggrund har man valgt at acceptere databruddet uden videre.

For eksportkomponenterne i løbende priser er ændringen noget større Man har valgt at acceptere databruddet, men for en ordens skyld er Ea, Em, Eq, Es samt de tilhørende deflatorer beregnet for 1973 efter det nye grundlag for sammenligningens skyld, jfr. den reviderede side 6 af datarevisionen af 28/7.

Fastprisberegningerne ændres ikke, da bruddet ikke fremkommer i kvantumindeksene. Ændringer i SITC-kapitler kan give urealistiske vægte, men disse problemer formodes at drukne i den velkendte indeksfejl.

Bemærk at bruddet ikke omfatter totalerne E,M,fE og fM.

Danmarks Statistik
6. kontor

21/7 1977
JAO/jao

Databrud i udenrigshandelen

Fra 1976 er SITC-grupperingen ændret i den danske udenrigshandelsstatistik, og i forbindelse hermed er der opstået problemer med revisionen af ADAM's udenrigshandelsdata.

Normalt anvendes tre kilder:

(1) Statistisk Tiårsoversigt, Udenrigshandelstabellen
(2) Statistiske Efterretninger, Indeks for udenrigshandelen
(3) Statistisk Tabelværk, Indeks for udenrigshandelen (SITC)

Kilderne (1) og (2) er ikke SITC-grupperede, og de vil fortsat kunne anvendes. (3) , der er hovedkilden til fastprisberegningerne, er derimod kraftigt revideret, især i afsnittene 7 og 8 (maskiner, transportmidler og forskellige bearbejdede varer):

- Afsnit 7, der før bestod af kapitlerne 71, 72 og 73, er nu opdelt i kapitlerne 71-79. Samtidig er en betragtelig post flyttet til de nye kapitler 87 og 88 (instrumenter)
- Afsnit 8, der før bestod af kapitlerne 81-86 samt 89, er nu opdelt i kapitlerne 81-85 samt 87-89.

Handelskomponenterne i løbende priser kan beregnes som hidtil, idet (1) er hovedkilden til disse data.

Handelskomponenterne i faste priser påvirkes derimod i forskellig grad af databruddet:

1. Eksporten.

fEa har (2) som kilde og påvirkes ikke.

fEm, der består af de gamle kapitler 71 og 72, er imidlertid grim Et forsøg på en beregning med 1971 som udgangsår på de nye grupper 71-77 gav ikke overvældende resultater. I stedet har man valgt at fremføre fEm med indeks nr. 68 i (2):"maskiner og instrumenter", idet instrumenterne (gammel SITC 86) vejer ret lidt i indeks, jfr. i øvrigt Tabel 1.

fEq påvirkes kun gennem fEm, idet den totale vareeksport ikke ændres.

fEs påvirkes ikke.

Det kan konkluderes, at eksportkomponenterne i faste priser ikke påvirkes nævneværdigt af databruddet.

2. Importen.

fMc påvirkes temmelig kraftigt, men en revision af de enkelte kapitlers vægt i 1971 gav gode resultater, jfr. Tabel 2

fMi ditto

fMr ditto

fMe ændres ikke, da hovedkilden er (2) og det relevante SITC- kapitel ikke er revideret

fMa ændres ikke, da de relevante kapitler ikke er reviderede

Den samlede vareimport er ikke ændret, og dermed kan de revidered komponenter checkes ved en summation af komponenterne, jfr. Tabel 3. De beregnede residualer er i overkanten, men ikke uden for den almindelige tolerance.

Det foreslås, at de nyberegnede tal anvendes tilbage til 1974, hvor der jo alligevel er databrud, jfr. papir af JAO af 16/9 1976.

	Tabel. 1.	1974	1975	1976
fEm	SIMBANK	5026	4610	
	Beregnet efter ny SITC	5177	4724	4916
	Beregnet efter nr. 68 i SE	5099	4611	4761

	Tabel. 2.	1974	1975	1976
fMc	SIMBANK	7634	7698	
	Beregnet efter ny SITC	7651	7671	9378
fMi	SIMBANK	6711	6362	
	Beregnet efter ny SITC	6655	6329	7754
fMr	SIMBANK	12840	10989	
	Beregnet efter ny SITC	12813	10991	13464

Tabel. 3.	1974	1975	1976
Vareimport	32084	29909	35347
Sum af komponenter	31922	29589	35656
Residual	162	320	-309

2. korrektur Forfatter-eksemplar

Udenrigshandel

Alle tages fra Tabelvarieb. Bind 2 Tabel 1 på SITC kap.

Importen fordelt på varegrupper	SITC	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	Procentvis fordeling 1961	Procentvis fordeling 1971
	Angivet i millioner kroner												
Import i alt													
Korn og kornvarer	04	04											
Frugt og grøntsager	05	05											
Kaffe, kakao, chokolade, te og krydderier	07	07											
Foderstoffer	08	08											
Drikkevarer og tobak	11, 12	11, 12											
Oliefrø	22	22											
Træ, tømmer og kork	24	24											
Papirmasse	25	25											
Spindestoffer	26	26											
Godningsstoffer, rå	271.10-40	271											
Fast brændsel	32	32											
Flydende brændsel	331.01, 332.10-40	333, + 334.11-40											
Anim. og vegetab. olier og fedtstoffer	41, 42, 43	41, 42, 43											
Godningsstoffer, bearbejdede	56	56											
Kemikalier, undt. godningsstoffer	51-59 ÷ 56	51-59 ÷ 56											
Gummivarer	62	62											
Papir og papirvarer	64	64											
Garn, metervarer, færdige tekstilvarer	65	65											
Varer af ikke-metalliske mineraler	66	66											
Jern og stål	67	67											
Andre unedle metaller	68	68											
Maskiner	71, 72	71-77											
Personbiler og motorcykler	732, 10, 20, 91	781 + 785.1											
Jernbanemateriel, fly, skibe, lastbiler m.v.	rest 73	Rest 78 + 79											
Klædningsstykker	84	84											
Instrumenter, fotoartikler, ure m.v.	86	87 + 88											
Andre varer													

~~Tallene tages fra Tabel 7 i Årsberetningen ell.~~ fra Kr. Jensen Konjunktur

Eksporten fordelt på varegrupper	Dansk varenr.	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	Procentvis fordeling 1961	Procentvis fordeling 1971
Eksport i alt													
Animalske landbrugsprodukter	1-14	01-11 (01-12)											
Levende hornkvæg; okse- og kalvekød	1, 2	01											
Levende svin; svinekød (flæsk)	3, 6	02											
Smør	8	04											
Ost	9	05											
Andre anim. landbrugsprodukter*	4, 5, 10, 12, 13, 7, 11, 14	03, 06-011 (012)											
Vegetabilske landbrugsprodukter	15-18	21-24 (026)											
Kød- og mælkekonserves	19-20	31, 32											
Andre industriprodukter	21-45	41-80											
Drikkevarer	24, 25	48, 49											
Flydende brændsel og smørolier m.v. (undt. råolie)	26	52											
Animalske og vegetabilske olier og fedtstoffer	28	54											
Kemikalier	29, 30	56, 57											
Træ- og korkvarer, undt. møbler		~~Tages fra Kr. Jensen Konjunkturtabel dette nr.~~ 33 62											
Tekstil og beklædning	35	64											
Varer af ikke-metalliske mineraler	36	65											
Jern- og metalvarer	37, 38	66, 67											
Maskiner og instrumenter	39	68											
Skibe, nye, 250 BRT og derover	40	Tages fra Fru Flindts lister (890) 230-400 nye											
Skibe, brugte, 100 BRT og derov.	41	– 530-650 bru.											
Andre transportmidler	42	69											
Møbler	43	70											
Øvrige industriprodukter	rest af 21-45	rest 41-80!!!											
Fisk	44	82											
Andre varer herunder rå pelsskind	47, 48	84, 86											
Merindførsel													

* kan tages fra Gyldens konjunkturtabel

2. korrektur Forfatter-eksemplar

Udenrigshandel

Alle tages fra Tabelvarkets Bind 2 Tabel 1 på SITC kap.

Importen fordelt på varegrupper	SITC	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	Procentvis fordeling 1961	Procentvis fordeling 1971
	Angivet i millioner kroner												
Import i alt													
Korn og kornvarer	04	04											
Frugt og grøntsager	05	05											
Kaffe, kakao, chokolade, te og krydderier	07	07											
Foderstoffer	08	06											
Drikkevarer og tobak	11, 12	11, 12											
Oliefrø	22	22											
Træ, tømmer og kork	24	24											
Papirmasse	25	25											
Spindestoffer	26	26											
Gødningsstoffer, rå	271.10-40	271											
Fast brændsel	32	32											
Flydende brændsel	331.01,	332.10-40	333 + 334, 11-40										
Anim. og vegetab. olier og fedtstoffer	41, 42, 43	41, 42, 43											
Gødningsstoffer, bearbejdede	56	56											
Kemikalier, undt. gødningsstoffer	51-59 ÷ 56	51-59 ÷ 56											
Gummivarer	62	62											
Papir og papirvarer	64	64											
Garn, metervarer, færdige tekstilvarer	65	65											
Varer af ikke-metalliske mineraler	66	66											
Jern og stål	67	67											
Andre uædle metaller	68	68											
Maskiner	71, 72	71-77											
Personbiler og motorcykler	732, 10, 20, 91	781 + 785.1											
Jernbanemateriel, fly, skibe, lastbiler m.v.	rest 73	Rest 78 + 79											
Klædningsstykker	84	84											
Instrumenter, fotoartikler, ure m.v.	86	87 + 88											
Andre varer													

~~Tallene tages fra Tabel 7 i Årsberetningen eller~~ fra Kai Jensen Konjunktur

Eksporten fordelt på varegrupper	Kaiser nr	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	Procentvis fordeling 1961	Procentvis fordeling 1971
	Angivet i millioner kroner												
Eksport i alt													
Animalske landbrugsprodukter	1-14	01-11 (01-12)											
Levende hornkvæg; okse- og kalvekød	1, 2	01											
Levende svin; svinekød (flæsk)	3, 6	02											
Smør	8	04											
Ost	9	05											
Andre anim. landbrugsprodukter	*5, 10, 12, 13, 7, 11, 14	03, 06-011 (012)											
Vegetabilske landbrugsprodukter	15-18	21-24 (026)											
Kød- og mælkekonserves	19-20	31, 32											
Andre industriprodukter	21-45	41-80											
Drikkevarer	24, 25	48, 49											
Flydende brændsel og smøreolier m.v. (undt. råolie)	26	52											
Animalske og vegetabilske olier og fedtstoffer	28	54											
Kemikalier	29, 30	56, 57											
Træ- og korkvarer, undt. møbler		~~Tages fra Kai Jensen Konjunkturtabel side nr.~~ 33 62											
Tekstil og beklædning	35	64											
Varer af ikke-metalliske mineraler	36	65											
Jern- og metalvarer	37, 38	66, 67											
Maskiner og instrumenter	39	65											
Skibe, nye, 250 BRT og derover	42	Tages fra Fru Ellindts lister											
Skibe, brugte, 100 BRT og derov.	41												
Andre transportmidler	42	59											
Møbler	43	70											
Øvrige industriprodukter	rest af 21-45	rest 41-80!!!											
Fisk	44	82											
Andre varer herunder rå pelsskind	47, 48	84, 86											
Merindførsel													

* tem tages fra Grillers konjunkturtabel

fMr	1971	197'		19		19	
	IMPORT ÅRETS PRISER	KU. IND		KU. IND.		KU. IND.	
22	551.4						
24	631.1						
25	81.0						
26	154.4						
41	22.4						
42	49.3						
43	43.9						
51	369.2						
52	400.0						
53	200.4						
54	376.7						
55	157.8						
57	12.4						
58	915.4						
59	288.2						
64	1132.2						
65	1900.6						
67	1933.5						
68	694.3						
	9915						
	10752						

AMG	1971	19		19		19	
NY SITC	IMPORT 1971-PRISER	KVANTUM INDEK	IMPORT 1971-PRISER	KV. IND.	IMPORT 1971-PRISER	KV. IND.	IMPORT 1971-PRISER
00	4.6						
01	35.2						
02	68.5						
03	284.3						
05	485.6						
06	70.5						
07	595.3						
09	71.8						
11	220.9						
12	275.7						
21	278.6						
23	64.4						
DEL 27	187.5						
28	28.[illegible]						
29	240.8						
DEL 33	191.3						
34	34.1						
35	22.2						
61	159.7						
62	441.2						
63	356.2						
66	580.8						

FORTSÆTTES

FMi

	1971	197		19		19	
NY SITC	IMPORT ÅRETS PRISER	KV. IND.	IMPORT 1971 - PRISER	KV. IND.	IMPORT 1971 - PRISER	KV. IND.	IMPORT 1971 - PRISER
71	1086.3						
72	1135.1						
73	223.5						
74	1438.0						
75	577.6						
76	880.3						
77	1320.0						
78	2097.6						
79	158.7						
87	386.2						
88	386.3						
I ALT	9690						
fMi 1955-kr.	5571						

FEM

	1971	19	19	19
NY SITC	EKSPORT ÅRETS PRISER	EKSPORT 1971 - PRISER	EKSPORT 1971 - PRISER	EKSPORT 1971 - PRISER
71	574.9			
72	1224.2			
73	131.8			
74	1997.2			
75	176.7			
76	568.8			
77	850.9			
I ALT	5525			
fEM 55-priser	3749			

FMC	1971		19		19		19
NY SITE	FORTSAT	KU IND	FORTSAT	KU IND	FORTSAT	KU IND.	FORTSAT.
69	942.9						
81	149.9						
82	266.2						
83	35.6						
84	739.1						
85	236.1						
89	921.1						
94	2.1						
I ALT	7994.5						
FMC 1955-KR	6342						

BERENING AF FMA, FMC, FMI OG FMR KAN UDFØRES AF PROGRAMMET AMC. REVFMX.

Danmarks Statistik
10. kontor
stue 2030

September 1972
JJ/el

Beregning af sammenbindingskoefficienter mellem efterspørgselssiden og produktionssektorerne.

Læs først modellens kapitel V. Dernæst foregår beregningen af disse sektorsammenbindingskoefficienter efter følgende opskrift. Først samles de enkelte efterspørgselskomponenter i faste priser i 12 grupper $z_1 \ldots z_{12}$:

z_1: fCf+fCo+fCi+fCe+fCb+fCv
z_2: fCh
z_3: fCk
z_4: fCt
z_5: fCs
z_6: fEa
z_7: fEi(m)
z_8: fEs + fEq(ø)
z_9: fIa
z_{10}: fIl
z_{11}: fIb
z_{12}: fIo + fIp

Beregningsprincippet bygger dels på en mekanisk fremskrivning af tidligere års koefficienter, dels på en specialberegning af koefficienten til z_8 for de to industrisektorers vedkommende og af koefficienten til z_{12} for hhv. investeringsgode industrien og byggesektoren. Når disse specialberegnede koefficienter er bestemt skal de holdes uden for den mekaniske fremskrivning.

Beregning af koefficienten til z_8.

Det index, der angiver forholdet mellem industriexporten i løbende priser excl. maskiner, og den totale export i løbende priser excl. landbrugsvarer og maskiner beregnes med 1953 = 100 :

Jet. 18/6-75

EQ+EB

	(1) E mill.kr.	(2) Ea+Em mill.kr.	(3) (1)-(2) mill.kr.	(4)[2] mill.kr.	(5)[3] (4)/(3) -	(6)[4] 1953=100 -
1965	21439	8162	13277	6442	48,5	130,4
1966	22933	8474	14459	6935	48,0	128,9
1967	24158	8428	15730	7742	49,2	132,3
1968	27169	8847	18322	9171	50,1	134,6
1969	30721	9966	20755	10826	52,2	140,2
1970	34600	10832	23768	12099	50,9	136,8
1971	39154	11460	27694	13296	48,0	129,0
1972	44109	12689	31420	15022	47,8	128,5
1973	52855	15557	37298	18369	49,2	132,3
1974	66479	19354	47125	23582	50,0	134,4

2) Tiårsoversigten : (export af anden industri prod. + konserves - maskiner)

3) 1953 = 37,2

4) (5)/ 37,2

	investeringsindustri	forbrugsindustri
1953	100 x .102 = .102	100 x .343 = .343
1965	130,4 x .102 = .133	130,4 x .343 = .447
1966	128,9 x .102 = .131	128,9 x .343 = .442
1967	132,3 x .102 = .135	132,3 x .343 = .454
1968	134,6 x .102 = .137	134,6 x .343 = .462
1969	140,2 x .102 = .143	140,2 x .343 = .481
1970	136,8 .140	136,8 .469

Disse koefficienter benyttes ifølge det mekaniske princip, som det næste års endelige koefficienter, således vil der f.ex. for investeringsindustrien i 1969 indgå koefficienten .137 for z_8 i datamatricen og for forbrugsindustrien 1969: .462 i datamatricen.

Beregning af koefficienten til z_{12}.

Koefficienten til z_{12} beregnes på baggrund af udviklingen i et index, der viser forholdet mellem prod. i byggesektoren ÷ boligbyggeri og faste investeringer ÷ boligbyggeri.

1971	129,0	.132	129,0	.442
1972	128,5	.131	128,5	.441
1973	132,3	.135	132,3	.454
1974	134,4	.137	134,4	.461

~~1969 : 7910~~
~~1970 : 8220~~
~~1971 : 8410~~
~~1972 : 8.900~~

Beregning af index:

	(1) z_{12}	(2)§ civile bygge anlægs-arbejder	(3) (2)÷z_{12}	(4) (3)/(1)	(5) 100 ~~(1)~~÷[(3))/(1)] (4)	(6)£	
	mill.kr.	mill.kr.	mill.kr.	-	-	1953=100	
1965	12454	6670	4866	39,1	60,9	83,2	114,9
1966	13106	6795	4951	37,8	62,2	80,4	117,4
1967	13722	7410	5189	37,8	62,2	80,4	117,4
1968	13901	7155	5151	37,1	62,9	78,9	118,7
1969	14991	~~8000~~ 7910	~~5470~~ 5280	36,5 35,9	~~63,5~~ 64,1	~~77,7~~ 76,4	~~119,8~~ 120,9
1970	15824	8220	5669	35,8	64,2	76,1	121,1

§ Kilde: Tiå.o. 1971 p. 84 civile bygge- anlægsarbejder ialt.
Findes også i nat. regnskabet: Tab. 2 bl. nr. 17.
£ 1953: (4) = 47,0 og (5) = 53,0

1971	16672	8430	5910	35,4	64,6	75,3	121,9
1972	16800	8970	5740	34,2	65,8	72,8	124,2
1973	17935	9110	5655	31,5	68,5	67,0	129,3

Investeringsindustrien:

1953: .320 < .096 råstof til boligsektoren (30°/o)
.224 direkte til faste investeringer (70°/o)

1965	.096	x	.832	+	.224	x 1.149	=	.337
1966	.096	x	.804	+	.224	x 1.174	=	.340
1967	.096	x	.804	+	.224	x 1.174	=	.340
1968	.096	x	.789	+	.224	x 1.187	=	.342
1969	.096	x	~~.777~~ .764	+	.224	x ~~1.198~~ 1.209	=	~~.343~~ .344
1970	.096	x	.761	+	.224	x 1.211	=	.344
1971	0.096	x	.753	+	.224	x 1.219	=	.345
1972	0.096	x	.728	+	.224	x 1.242	=	.348
1973	0.096	x	.670	+	.224	x 1.293	=	.354
1974		x	.570	+		x 1.381	=	.364

Byggesektoren:

1965	.471	x	.832	=	.392
1966	.471	x	.804	=	.379
1967	.471	x	.804	=	.379
1968	.471	x	.789	=	.372
1969	.471	x	~~.777~~ .764	=	~~.366~~ .360
1970	.471	x	.761	=	.358
1971	.471	x	.753	=	.355
1972	.471	x	.728	=	.343
1973	.471	x	.670	=	.316
1974	.471	x	.570	=	.268

1974	17415	7224	4672	26,8	73,2	57,0	138,1

Disse koefficienter benyttes for det næste år i datamatricen, således at f.ex. z_{12} i 1969 i byggesektoren er .379 og i investeringsindustrien .342.

De øvrige koefficienter:

Udgangspunktet tages i I-O tabellen fra 1953's koefficienter, da disse benyttes i 1954. Disse 54-koefficienter ganges hver for sig med den dertil svarende efterspørgselskomponent i 1954, denne sum udgør den beregnede produktion for 1954. Residualen for 1954 fås ved at trække den observerede produktion fra den beregnede, er denne residual positiv, så er koefficienterne for store og må korrigeres nedad inden fremskrivning til 1955. Omvendt hvis residualen er negativ. Inden man kan beregne koefficientkorrektionsfaktoren må man tage hensyn til de på forhånd determinerede koefficienter, da disse ikke yderligere skal korrigeres. Dette medfører, at den "sande" korrektionsfaktor er:

$$k = \frac{\text{obs. prod. i 1954} \div (\text{prædeterminerede koefficienter for 55 gange efterspørgsler i 1954})}{\text{beregnet prod. i 54} \div (\text{prædeterminerede koeff. i 54 gange efterspørgselen i 1954})}$$

Denne faktor k ganges de øvrige 1954-koefficienter med inden fremskrivning til 1955. Herved opnår man, at hvis man multiplicerer 1954-efterspørgselskomponenterne med 1955-koefficienterne får man en beregnet produktion som tilnærmelsesvis svarer til den observerede prod. i 1954. Bemærk dog, at Ellen Andersens beregninger i perioden 54-65 er noget unøjagtige, hvorfor dette ovennævnte princip først fra 1965 er gennemført fuldstændigt.

Danmarks Statistik
6. kontor
Modelgruppen

27/1 1977
JAO/jao

Om sammenbindingskoefficienterne i ADAM

Indledning

Efter fremlæggelsen af en tidsserie for Xq har det næste trin i specificeringen af q-sektoren været et forsøg på opstilling af en sammenbindingsrelation for denne. Da der var udsigt til et betydeligt regnearbejde med dette, valgte jeg at opstille et TSP-job til EDB-beregning af koefficienterne, og hermed opstod også en - efter min mening - særdeles kærkommen lejlighed til at kontrolberegne de allerede eksisterende sammenbindingskoefficienter. Derfor indeholder dette papir mere end en opstilling af q-sektoren sammenbindingsrelationer:

I) En kort oversigt over beregningsmetoden
II) En kort gennemgang af beregningen af de eksisterende sammenbindingskoefficienter
III) Resultater af kontrolberegningerne
IV) Q-sektorens sammenbindingsrelationer

I. En kort oversigt om sammenbindingen.

Formålet med sammenbindingsrelationerne er at etablere en sammenhæng mellem modellens efterspørgselskomponenter (disaggregeret efter anvendelseskriterier) og produktionsværdierne i modellens sektorer. Dette kan input-outputteoretisk belyses som følger:

hvis Z_t er en (række-)vektor af efterspørgselskomponenter :er anvendelse, og X_t er en vektor af produktionsværdier fordelt på sektorer, kan sammenhængen på tidspunkt t skrives (jfr. EA: en model.. p.138):

$$X_t=(I-A_t)^{-1}B_tZ_t \quad ,$$

hvor A_t er en matrix af tekniske koefficienter og B_t er en matrix af "fordelingsnøgler", der fordeler hvert af elementerne i Z_t på modellens sektorer.

Problemerne med sammenbindingen opstår først og fremmest fordi der ikke findes tidsserier for A_t og B_t. Man er derfor i praksis henvist til at gøre forenklende antagelser om udviklingen i disse. I "En model.." nævnes tre muligheder:

1) Man kan antage matricerne konstante
2) Man kan korrigere summarisk ud fra tidsserier for X_t og Z_t
3) Man kan inddrage andre dataserier.

II. Beregningen af sammenbindingskoefficienterne i ADAM

For ADAM's vedkommende eksisterer der kun en 1953-observation af A_t og B_t. Beregninger bygget på en antagelse om konstante sammenbindingskoefficienter gav systematiske afvigelser, så de måtte droppes til fordel for en eller anden løbende korrektion.

Hvis A_t-matricen antages nogenlunde konstant over tiden (på grund af limitationale produktionsprocesser), koncentreres opmærksomheden om B_t-matricen. Ændringer i denne kan enten skyldes en generel forskydning i forholdet mellem leverancer fra ind- og udland (importtilbøjeligheden) eller ændringer i B_t-matricens sammensætning.

I ADAM er principielt anvendt en summarisk korrektion ud fra [illegible] for Z_t og X_t: Koefficienterne fra 1953 anvendes i 1954. derefter beregnes produktet $(I-A_t)^{-1}B_tZ_t = X_t^{ber}$, et udtryk for X_t. For hver af de tre sektorer dannes korrektionsfaktoren $Ki_t = Xi_t^{ber}/Xi_t$, i= ni,nc,b. Sektorens koefficienter i periode t+1 beregnes da som koefficienterne i periode t multipliceret med Ki_t.

Denne metode opfanger de ikke helt kortsigtede (1-års) svingninger i koefficienterne, der skyldes forskydninger mellem rækker i A-matricen eller en generel øget importtilbøjelighed. Til gengæld forudsætter den B_t-matricen konstant på nær en faktor k. Hvis ændringerne i sammenbindingskoefficienterne hovedsagelig skyldes forskydninger i B_t-matricens sammensætning, er en metode, der inddrager yderligere oplysninger om efterspørgselens sammensætning ønskelig.

Derfor har man valgt at specialberegne koefficienterne til Z_8 (=fEs+fEq) og Z_{12} (=fIo+fIp):

<u>Koefficienten til Z_8</u> beregnes som 1953-koefficienten multipliceret med et indeks, der angiver industrieksporten (undtagen maskiners) andel af Z_8.

<u>Koefficienten til Z_{12}</u> beregnes som 1953-koefficienten multipliceret med et indeks, der korrigerer for forskydninger i b-sektorens andel af Z_{12}, (renset for boligbyggeriet).

Lidt flot kan man måske sige, at man har skønnet sektorforskydninger størst for Z_8 og Z_{12}, men importkvoteforskydninger størst for de øvrige efterspørgselskomponenter. Ved beregningen af Ki_t renses Z_8 og Z_{12} ud, så de ikke direkte påvirker de øvrige koefficienter.

En sådan kædeberegning rummer imidlertid mulighed for akkumulering af fejl. Tre typer af fejl kan tænkes:

1) fejl i beregningen af korrektionsfaktoren
2) fejl i produkterne $Ki_t Bi_t$
3) Akkumulerede afrundingsfejl.

Ad 1. Fejl i beregningen af korrektionsfaktoren vil ikke kunne akkumuleres. Dels vil det følgende års korrektionsfaktor udligne fejlen, dels medfører proceduren at $((I-A)^{-1}B)_{t+1} Z_t = X_t$ Man har derfor en enkel kontrol af beregningerne.

Ad 2. En fejl i en enkelt koefficient behøver ikke at vise sig i den ovennævnte kontrol, der jo altid vil give en vis residua på grund af afrundinger m.m. En sådan fejl vil kunne gå igen over en længere årrække.

Ad 3. Da en del af koefficienterne er meget små, vil afrundingsfejl nemt kunne blive systematiske og akkumuleres, idet der kun regnes med tre decimaler i kædeberegningerne.

Alt i alt var det meget rart at få lavet kontrolberegninger med flere decimaler, og opstillingen af q-sektorens sammenbindingsrelation var en udmærket anledning.

III. Resultater af kontrolberegningerne

Kontrolberegningerne viser heldigvis, at selv om de benyttede koefficienter ikke er helt nøjagtige, er der ingen grund til bekymring. I perioden 1949-54 har det ganske vist ikke været muligt at få noget, der ligner de eksisterende koefficienter frem, men fra 1954-76 er der ikke nævneværdige afvigelser.

I perioden 1949-54 har jeg først beregnet koefficienterne ud fra samme procedure som de øvrige år, men dette gav mildest talt ingen god overensstemmelse. Dette skyldes først og fremmest (prædeterminerede) koefficienter, der afviger stærkt, jfr. vedlagte tabeller. Grunden til disse afvigelser kunne være, at man ikke har villet specialberegne koefficienterne til Z_8 og Z_{12} i perioden 1949-54 (f.eks. ud fra en betragtning om, at de strukturændringer der betinger specialberegningen, først har fundet sted efter 1954) Derfor har jeg forsøgt en beregning af koefficienterne uden prædeterminerede størrelser, der er placeret under den oprindelige talrække i tabellerne. Den nye beregning giver en noget bedre- omend stadig ikke god- tilpasning.

I perioden 1954-76 er overensstemmelsen stort set pæn. Ved en løs gennemgang har jeg fundet følgende afvigelser bemærkelsesværdige:

- BC'erne i 1961 (tydeligst i BC1 og BC10)
- BI'erne i 1961 og 1962 (tydeligst i BI7,10 og 11)
- afrundingsfejlene ses tydeligt i de små koefficienter BI2,3,6 og 9 samt BB1

Afvigelsen i 1961 understreges af, at den under II. omtalte kontrolprocedure netop i 1960 giver usædvanligt store residualer, måske navnlig for forbrugsindustriens vedkommende, jfr produktionsværdiresidualerne i tabellerne.

Sammenlagt kan man glæde sig over, at der ikke ser ud til at være nævneværdige uoverensstemmelser mellem ADAMBANK's koefficienter og de EDB-beregnede. Især i de sidste ti år er tilpasningen forbløffende god.

IV. Q-sektorens sammenbindingsrelationer

Udgangspunktet for opstillingen af de nye sammenbindingsrelationer er serien for FZq af 19. november. Af denne bestemmes Xq efter (6) i PUD's papir af 10. december som

$$Xq = 0.972fCh+1.553fZq$$

(der er en mindre rettelse i forhold til papiret p.g.a. en regnefejl). Det bemærkes, at denne Xq er i markedspriser, mens de øvrige sektorproduktionsværdier er i kostpriser for at bringe dem i overensstemmelse med produktionsstatistikken. Dette er imidlertid ikke noget problem for q-sektoren, der ikke er omfattet af denne statistik.

Koefficienterne i 1953 fremgår af "En model.." tabel 6.5.1. Det første spørgsmål, der skal tages stilling til er, om nogle koefficienter skal prædetermineres.

Da Z_8 næsten udelukkende leveres af q-sektoren og de to industrisektorer, synes det oplagt at prædeterminere BQ8 som 1953-koefficienten reguleres med 1 ÷ (den kvote, der anvendes til BC8 og BI8).

Da Z_{12} næsten udelukkende leveres af industrisektorerne, b-sektoren og q-sektoren, synes det også rimeligt at prædeterminere BQ12 på en eller anden måde. Vi har valgt at behandle q-sektoren på samme måde som investeringsindustrien, idet det jo er b-sektorens vigende andel i leverancerne, man ønsker opfanget ved prædetermineringen. Proceduren er da: 1953-koefficienten er 0.367. Heraf er de ca. 29% (0.1055) direkte råstof til b-sektoren og multipliceres med den kvote, der angiver byggesektorens andel af Z_{12} (ren set for boligbyggeri), mens resten (0.2615) multipliceres med

1 ÷ (denne kvote). Dette er fuldstændig analogt med beregningen for investeringsindustrien.

De øvrige koefficienter beregnes efter den mekaniske procedure som omtalt ovenfor.

Beregningsresultaterne er pæne. BQ´erne viser sig at svinge betydeligt mindre, jfr PLOT´sene, end de øvrige koefficienter. Hvis svingningerne hovedsageligt skyldes korte ændringer i importtilbøjeligheden, var dette jo også forventeligt af en hjemmemarkedssektor. Her må man dog huske, at en del af q-sektoren er skibsfart og handel, så at stabiliteten måske snarere skyldes den syntetiske beregning af Xq, der jo blandt andet ikke generes af lager ændringer m.m.

Residualer fra kontrolprocedure i ADAMBANK.

ID	XNC:	XNI:	XB:
1949.000000	15.498535	-7.372177	-4.892113
1950.000000	24.574402	-12.377197	-.451149
1951.000000	57.136475	-3.483215	5.571892
1952.000000	4.465576	-5.993225	3.590866
1953.000000	58.856384	37.668762	11.740868
1954.000000	17.153442	17.220734	-9.389130
1955.000000	9.916504	3.957733	3.234879
1956.000000	2.471313	-9.352234	6.299873
1957.000000	2.821411	-12.801270	-20.428154
1958.000000	-18.405640	6.901764	-5.016159
1959.000000	14.787354	-14.573273	-15.540207
1960.000000	104.296143	-24.633423	9.541840
1961.000000	17.905151	-24.043396	9.082794
1962.000000	29.197144	-24.729431	-8.977234
1963.000000	42.976318	.752625	7.894760
1964.000000	40.683105	-36.233459	9.107788
1965.000000	13.304077	-11.968506	-6.182236
1966.000000	14.588379	6.717529	-2.910248
1967.000000	-9.269897	5.459412	-6.970306
1968.000000	-1.807007	-12.712524	-14.720276
1969.000000	.679443	29.745361	-1.344330
1970.000000	-10.917236	-2.474609	11.508698
1971.000000	-8.173340	-2.263550	1.711731
1972.000000	-5.975342	-5.962891	12.102692
1973.000000	-1.872070	-.324707	-10.789429
1974.000000	-8.630322	-9.671753	-20.520294
1975.000000	-3.291016	4.579346	26.362701
1976.000000	.000000	.000000	.000000
1977.000000	.000000	.000000	.000000
1978.000000	.000000	.000000	.000000

ID	BC7 Adambank	BC7 kontrol	BC8 Adambank	BC8 kontrol	BC9 Adambank	BC9 kontrol	BC10 Adambank	BC10 kontrol	BC11 Adambank	BC11 kontrol
1948.000000	.000	.047000	.000	********	.000	.056000	.000	.396000	.000	.083000
1949.000000	.049	.048975	.347	.328886	.058	.058353	.411	.412639	.086	.086487
1950.000000	.051	.051210	.351	.325376	.060	.061016	.428	.431471	.090	.090435
1951.000000	.051	.050135	.368	.370566	.060	.059735	.424	.422412	.089	.088536
1952.000000	.051	.049413	.368	.385495	.060	.058875	.424	.416330	.089	.087261
1953.000000	.049	.047830	.352	.361004	.057	.056990	.406	.402997	.085	.084467
1954.000000	.047	.046574	.343	.342950	.056	.055493	.396	.392412	.083	.082248
1955.000000	.045	.044788	.358	.357996	.054	.053364	.378	.377359	.079	.079093
1956.000000	.045	.045265	.362	.362717	.054	.053933	.381	.381382	.080	.079936
1957.000000	.044	.044378	.360	.359780	.053	.052876	.374	.373910	.078	.078370
1958.000000	.043	.043705	.360	.360188	.052	.052074	.368	.368239	.077	.077181
1959.000000	.042	.042749	.394	.393969	.051	.050935	.359	.360180	.075	.075492
1960.000000	.039	.039794	.420	.420234	.048	.047414	.336	.335287	.070	.070275
1961.000000	.038	.038347	.420	.419962	.047	.045689	.328	.323090	.068	.067718
1962.000000	.038	.038821	.423	.422981	.047	.046255	.328	.327086	.068	.068556
1963.000000	.037	.037788	.433	.433235	.046	.045023	.320	.318380	.066	.066731
1964.000000	.037	.038240	.454	.453307	.046	.045563	.324	.322196	.067	.067531
1965.000000	.036	.036526	.456	.455097	.044	.043521	.309	.307755	.064	.064504
1966.000000	.036	.036581	.447	.447379	.044	.043586	.308	.308219	.064	.064601
1967.000000	.037	.037234	.442	.442246	.045	.044364	.313	.313714	.065	.065753
1968.000000	.037	.036852	.454	.453810	.044	.043909	.309	.310501	.064	.065080
1969.000000	.038	.037490	.462	.461538	.045	.044668	.315	.315870	.065	.066205
1970.000000	.036	.035828	.481	.480945	.043	.042689	.301	.301869	.062	.063271
1971.000000	.034	.033455	.479	.479173	.040	.039861	.281	.281876	.058	.059080
1972.000000	.034	.033585	.452	.452095	.040	.040016	.282	.282971	.058	.059310
1973.000000	.036	.035182	.450	.450377	.042	.041919	.296	.296429	.061	.062130
1974.000000	.032	.031224	.462	.464000	.037	.037203	.264	.263081	.054	.055141
1975.000000	.030	.029504	.490	.490030	.035	.035153	.248	.248584	.051	.052102
1976.000000	.030	.029734	.484	.484469	.035	.035427	.250	.250523	.051	.052509

ID	BC7	BC8	BC9	BC10	BC11
1948.000000	.047000	.343000	.056000	.396000	.0830
1949.000000	.048515	.354055	.057805	.408763	.0856
1950.000000	.050324	.367257	.059960	.424006	.0888
1951.000000	.050231	.366577	.059849	.423220	.0887
1952.000000	.050024	.365069	.059603	.421479	.0883
1953.000000	.048124	.351200	.057339	.405467	.0849
1954.000000	.046646	.340418	.055578	.393019	.0823

ID	BQ11	BQ12	XQ
1948.000000	.224000	********	16621.676514
1949.000000	.240492	.371515	17172.443604
1950.000000	.233374	.369810	17965.076416
1951.000000	.224385	.370875	17995.789307
1952.000000	.222793	.375767	18199.477539
1953.000000	.224157	.360425	19176.380615
1954.000000	.223730	.367198	20075.253418
1955.000000	.221777	.347210	20190.442383
1956.000000	.218502	.358854	20375.315430
1957.000000	.213957	.351570	21349.112305
1958.000000	.215493	.335776	22181.206543
1959.000000	.217473	.330865	23829.586182
1960.000000	.221839	.309498	25063.136230
1961.000000	.218117	.311291	26354.940186
1962.000000	.215800	.310628	27704.797119
1963.000000	.213350	.294179	28269.037354
1964.000000	.215136	.304915	30338.715088
1965.000000	.206769	.295338	31760.233154
1966.000000	.203425	.305092	32791.333984
1967.000000	.200145	.294979	33864.007812
1968.000000	.196007	.295280	35292.721191
1969.000000	.196956	.289343	38542.521484
1970.000000	.200238	.280233	39350.638184
1971.000000	.192820	.279742	40752.971680
1972.000000	.184752	.282979	42372.524902
1973.000000	.183346	.271532	43746.323730
1974.000000	.177479	.247858	43828.618652
1975.000000	.184482	.251490	45004.583496
1976.000000	.190939	.259287	**********

ID	BQ6	BQ7	BQ8	BQ9	BQ10
1948.000000	.138000	.201000	**********	.104000	.211000
1949.000000	.148160	.215799	.794915	.111657	.226535
1950.000000	.143775	.209412	.799618	.108352	.219830
1951.000000	.138237	.201345	.739058	.104179	.211362
1952.000000	.137256	.199917	.719050	.103439	.209863
1953.000000	.138097	.201141	.751872	.104073	.211148
1954.000000	.137834	.200758	.776067	.103875	.210746
1955.000000	.136630	.199005	.755903	.102968	.208906
1956.000000	.134613	.196066	.749577	.101447	.205821
1957.000000	.131813	.191988	.753513	.099337	.201540
1958.000000	.132759	.193366	.752965	.100050	.202987
1959.000000	.133979	.195143	.707694	.100970	.204852
1960.000000	.136669	.199061	.672495	.102997	.208964
1961.000000	.134376	.195721	.672859	.101269	.205459
1962.000000	.132948	.193642	.668814	.100193	.203276
1963.000000	.131439	.191444	.655072	.099056	.200968
1964.000000	.132539	.193047	.628174	.099885	.202651
1965.000000	.127385	.185539	.625774	.096000	.194769
1966.000000	.125324	.182538	.636118	.094447	.191619
1967.000000	.123304	.179594	.642997	.092924	.188529
1968.000000	.120754	.175881	.627498	.091003	.184631
1969.000000	.121339	.176733	.617143	.091444	.185526
1970.000000	.123361	.179677	.591135	.092967	.188617
1971.000000	.118791	.173021	.593509	.089523	.181629
1972.000000	.113821	.165782	.629797	.085778	.174030
1973.000000	.112954	.164520	.632099	.085125	.172705
1974.000000	.109340	.159256	.613843	.082401	.167179
1975.000000	.113654	.165539	.578960	.085652	.173775
1976.000000	.117632	.171334	.586412	.088650	.179858

ID	BQ6	BQ7	BQ8	BQ9	BQ10
1948.000000	.138000	.201000	.776000	.104000	.211000
1949.000000	.146559	.213467	.824131	.110451	.224087
1950.000000	.143058	.208366	.804440	.107811	.218733
1951.000000	.137401	.200127	.772630	.103548	.210084
1952.000000	.136149	.198305	.765594	.102605	.208170
1953.000000	.137099	.199687	.770933	.103321	.209622
1954.000000	.137880	.200825	.775325	.103910	.210816

ID	BC12 Adambank	BC12 kontrol	BI1 Adambank	BI1 kontrol	BI2 Adambank	BI2 kontrol	BI3 Adambank	BI3 kontrol	BI5 Adambank	BI5 kontrol
1948.000000	.000	.080000	.000	.044000	.000	.016000	.000	.016000	.000	.016000
1949.000000	.083	.083361	.051	.049909	.018	.018149	.018	.018149	.018	.018149
1950.000000	.086	.087166	.052	.051510	.018	.018731	.018	.018731	.018	.018731
1951.000000	.086	.085336	.046	.045106	.016	.016402	.016	.016402	.016	.016402
1952.000000	.086	.084107	.052	.051228	.018	.018628	.018	.018628	.018	.018628
1953.000000	.082	.081414	.050	.049142	.017	.017870	.017	.017870	.017	.017870
1954.000000	.080	.079275	.044	.043112	.016	.015677	.016	.015677	.016	.015677
1955.000000	.076	.076234	.047	.046605	.017	.016947	.017	.016947	.017	.016947
1956.000000	.077	.077047	.046	.045757	.017	.016639	.017	.016639	.017	.016639
1957.000000	.075	.075537	.041	.041240	.015	.014996	.015	.014996	.015	.014996
1958.000000	.074	.074392	.042	.042103	.015	.015310	.015	.015310	.015	.015310
1959.000000	.072	.072764	.043	.042555	.015	.015475	.015	.015475	.015	.015475
1960.000000	.067	.067735	.043	.042660	.015	.015513	.015	.015513	.015	.015513
1961.000000	.065	.065271	.045	.044657	.016	.016239	.016	.016239	.016	.016239
1962.000000	.065	.066078	.044	.043611	.016	.015858	.016	.015858	.016	.015858
1963.000000	.063	.064319	.043	.042189	.015	.015342	.015	.015342	.015	.015342
1964.000000	.064	.065090	.040	.039230	.014	.014266	.014	.014266	.014	.014266
1965.000000	.061	.062173	.038	.037534	.013	.013649	.013	.013649	.013	.013649
1966.000000	.061	.062266	.039	.038405	.013	.013965	.013	.013965	.013	.013965
1967.000000	.062	.063377	.036	.035166	.012	.012788	.012	.012788	.012	.012788
1968.000000	.061	.062728	.033	.032282	.011	.011739	.011	.011739	.011	.011739
1969.000000	.062	.063812	.033	.032606	.011	.011857	.011	.011857	.011	.011857
1970.000000	.059	.060984	.033	.032335	.011	.011758	.011	.011758	.011	.011758
1971.000000	.055	.056945	.027	.026613	.009	.009678	.009	.009678	.009	.009678
1972.000000	.055	.057166	.031	.030453	.010	.011074	.010	.011074	.010	.011074
1973.000000	.058	.059885	.036	.035898	.012	.013054	.012	.013054	.012	.013054
1974.000000	.052	.053148	.028	.028089	.009	.010214	.009	.010214	.009	.010214
1975.000000	.049	.050219	.027	.027039	.009	.009833	.009	.009833	.009	.009833
1976.000000	.049	.050611	.028	.027897	.009	.010144	.009	.010144	.009	.010144

ID	BC12	BI1	BI2	BI3	BI5
1948.000000	.080000	.044000	.016000	.016000	.016000
1949.000000	.082578	.046663	.016969	.016969	.016969
1950.000000	.085658	.047099	.017127	.017127	.017127
1951.000000	.085499	.044753	.016274	.016274	.016274
1952.000000	.085147	.047656	.017330	.017330	.017330
1953.000000	.081913	.046578	.016937	.016937	.016937
1954.000000	.079398	.043601	.015855	.015855	.015855

ID	BI6 Adambank	BI6 kontrol	BI7 Adambank	BI7 kontrol	BI8 Adambank	BI8 kontrol	BI9 Adambank	BI9 kontrol	BI10 Adambank	BI10 kontrol
1948.000000	.000	.003000	.000	1.252000	.000	*******	.000	.002000	.000	.224000
1949.000000	.003	.003403	1.444	1.420138	.103	.097803	.002	.002269	.229	.254082
1950.000000	.003	.003512	1.471	1.465687	.104	.096759	.002	.002341	.233	.262232
1951.000000	.003	.003075	1.315	1.283478	.110	.110197	.002	.002050	.208	.229632
1952.000000	.003	.003493	1.478	1.457677	.115	.114637	.002	.002329	.234	.260798
1953.000000	.003	.003351	1.416	1.398300	.103	.107354	.002	.002234	.224	.250175
1954.000000	.003	.002939	1.252	1.226723	.102	.101985	.002	.001960	.224	.219478
1955.000000	.003	.003178	1.343	1.326126	.106	.106459	.002	.002118	.240	.237262
1956.000000	.003	.003120	1.301	1.301995	.108	.107863	.002	.002080	.233	.232945
1957.000000	.003	.002812	1.159	1.173462	.107	.106990	.002	.001875	.208	.209949
1958.000000	.003	.002871	1.189	1.198016	.107	.107111	.002	.001914	.213	.214342
1959.000000	.003	.002902	1.212	1.210895	.117	.117157	.002	.001934	.217	.216646
1960.000000	.003	.002909	1.201	1.213861	.125	.124968	.002	.001939	.215	.217176
1961.000000	.003	.003045	1.250	1.270681	.125	.124887	.002	.002030	.224	.227342
1962.000000	.003	.002973	1.219	1.240927	.126	.125784	.002	.001982	.218	.222019
1963.000000	.003	.002877	1.180	1.200472	.129	.128834	.002	.001918	.211	.214781
1964.000000	.003	.002675	1.103	1.116281	.135	.134803	.002	.001783	.197	.199718
1965.000000	.003	.002559	1.050	1.068025	.135	.135335	.002	.001706	.188	.191084
1966.000000	.003	.002619	1.085	1.092788	.133	.133040	.002	.001746	.194	.195515
1967.000000	.003	.002398	.997	1.000634	.131	.131513	.002	.001598	.178	.179027
1968.000000	.003	.002201	.912	.918582	.135	.134952	.002	.001467	.163	.164347
1969.000000	.003	.002223	.920	.927790	.137	.137250	.002	.001482	.164	.165994
1970.000000	.003	.002205	.923	.920074	.143	.143021	.002	.001470	.164	.164614
1971.000000	.002	.001815	.754	.757266	.143	.142494	.002	.001210	.134	.135485
1972.000000	.002	.002076	.867	.866924	.134	.134442	.002	.001384	.154	.155033
1973.000000	.002	.002448	1.020	1.021470	.134	.133931	.002	.001632	.181	.182755
1974.000000	.002	.001915	.803	.799255	.138	.137982	.002	.001277	.142	.142998
1975.000000	.002	.001844	.769	.769396	.146	.145723	.002	.001229	.136	.137655
1976.000000	.002	.001902	.796	.793805	.144	.144069	.002	.001268	.141	.142023

ID	BI6	BI7	BI8	BI9	BI10
1948.000000	.003000	1.252000	.102000	.002000	.2240
1949.000000	.003182	1.327785	.103174	.002121	.2375
1950.000000	.003211	1.340191	.109185	.002141	.2397
1951.000000	.003051	1.273438	.103747	.002034	.2278
1952.000000	.003249	1.356035	.110476	.002166	.2426
1953.000000	.003176	1.325359	.107977	.002117	.2371
1954.000000	.002973	1.240651	.101075	.001982	.2219

ID	BI11 Adambank	BI11 kontrol	BI12 Adambank	BI12 kontrol	BB1 Adambank	BB1 kontrol	BB12 Adambank	BB12 kontrol
1948.000000	.000	.220000	.000	*******	.000	.011000	.000	*******
1949.000000	.225	.249545	.319	.318737	.002	.002662	.477	.476794
1950.000000	.229	.257549	.319	.319214	.002	.002415	.475	.474606
1951.000000	.205	.225531	.319	.318916	.002	.002034	.476	.475973
1952.000000	.230	.256141	.318	.317548	.006	.005592	.482	.482252
1953.000000	.220	.245708	.322	.321839	.009	.008933	.463	.462562
1954.000000	.220	.215558	.320	.319945	.011	.010264	.471	.471254
1955.000000	.236	.235025	.325	.325535	.009	.009618	.446	.445603
1956.000000	.229	.228785	.322	.322278	.006	.005979	.461	.460545
1957.000000	.204	.206199	.326	.324315	.006	.005612	.451	.451197
1958.000000	.209	.210514	.329	.328733	.003	.004068	.431	.430928
1959.000000	.213	.212777	.330	.330106	.003	.003377	.425	.424626
1960.000000	.211	.213298	.336	.336082	.003	.003638	.397	.397203
1961.000000	.220	.223283	.336	.335580	.003	.002776	.400	.399504
1962.000000	.215	.218054	.336	.335766	.003	.002767	.399	.398654
1963.000000	.208	.210946	.340	.340366	.003	.003523	.378	.377543
1964.000000	.194	.196152	.338	.337364	.003	.002575	.391	.391322
1965.000000	.185	.187672	.340	.340042	.003	.002671	.379	.379031
1966.000000	.191	.192023	.337	.337314	.002	.002396	.392	.391549
1967.000000	.176	.175830	.340	.340143	.002	.002272	.379	.378570
1968.000000	.161	.161412	.340	.340058	.003	.003230	.379	.378956
1969.000000	.162	.163030	.342	.341719	.002	.002713	.372	.371337
1970.000000	.162	.161674	.344	.344267	.002	.002179	.360	.359646
1971.000000	.132	.133066	.344	.344404	.002	.001696	.359	.359016
1972.000000	.152	.152265	.343	.343499	.002	.001887	.363	.363170
1973.000000	.179	.179491	.347	.346700	.002	.001507	.348	.348479
1974.000000	.141	.140444	.353	.353321	.001	.001215	.318	.318095
1975.000000	.135	.135197	.352	.352306	.001	.001604	.323	.322756
1976.000000	.140	.139487	.350	.350125	.001	.000478	.333	.332763

ID	BI11	BI12	BB1	BB12
1948.000000	.220000	.320000	.011000	.000000
1949.000000	.233317	.339370	.175518	.477000
1950.000000	.235497	.342541	.079360	.475000
1951.000000	.223767	.325479	.052447	.476000
1952.000000	.238281	.346590	.040900	.482000
1953.000000	.232891	.338750	.032894	.463000
1954.000000	.218006	.317099	.029381	.471000

ID	BQ1	BQ2	BQ3	BQ5
1948.000000	.476000	1.083000	1.079000	1.076000
1949.000000	.511046	1.162737	1.158443	1.155222
1950.000000	.495920	1.128322	1.124154	1.121029
1951.000000	.476818	1.084860	1.080853	1.077848
1952.000000	.473434	1.077163	1.073184	1.070200
1953.000000	.476334	1.083760	1.079757	1.076755
1954.000000	.475426	1.081695	1.077699	1.074703
1955.000000	.471275	1.072250	1.068290	1.065320
1956.000000	.464316	1.056416	1.052515	1.049588
1957.000000	.454658	1.034442	1.030622	1.027756
1958.000000	.457922	1.041870	1.038022	1.035136
1959.000000	.462130	1.051443	1.047560	1.044647
1960.000000	.471407	1.072551	1.068589	1.065618
1961.000000	.463499	1.054558	1.050663	1.047741
1962.000000	.458575	1.043354	1.039501	1.036611
1963.000000	.453370	1.031511	1.027701	1.024844
1964.000000	.457165	1.040146	1.036305	1.033423
1965.000000	.439385	.999694	.996001	.993232
1966.000000	.432278	.983524	.979891	.977167
1967.000000	.425308	.967665	.964091	.961411
1968.000000	.416514	.947658	.944157	.941532
1969.000000	.418532	.952248	.948731	.946093
1970.000000	.425505	.968113	.964537	.961855
1971.000000	.409742	.932248	.928805	.926223
1972.000000	.392599	.893245	.889946	.887472
1973.000000	.389610	.886446	.883172	.880716
1974.000000	.377144	.858081	.854912	.852535
1975.000000	.392024	.891936	.888642	.886171
1976.000000	.405746	.923156	.919747	.917189

ID	BQ1	BQ2	BQ3	BQ5
1948.000000	.476000	1.083000	1.079000	1.076000
1949.000000	.505524	1.150173	1.145924	1.142738
1950.000000	.493445	1.122691	1.118544	1.115434
1951.000000	.473933	1.078297	1.074315	1.071328
1952.000000	.469617	1.068477	1.064531	1.061571
1953.000000	.472892	1.075928	1.071954	1.068974
1954.000000	.475586	1.082058	1.078061	1.075064

Korrektionsfaktorer til sammenbindingskoefficienterne samt kontrolberegning af BB1.

	K_c	K_i	K_b *)	$BB1_{kontr.}$ *)	$BB1_{simb.+ rev.}$
1950	1.041	1.018			
1	.990	.893			
2	1.000	1.123			
3	.957	.958			
4	.975	.884			
5	.954	1.072			
6	1.008	.968			
7	.910	.890			
8	.983	1.025			
9	.975	1.019			
1960	.955	.990			
1	.976	1.040			
2	1.000	.975			
3	.975	.968			
4	1.012	.934			
5	.953	.951		$3.0 \cdot 10^{\div 3}$	$3 \cdot 10^{\div 3}$
6	.996	1.033	.726	2.18	2
7	1.016	.918	.936	2.04	2
8	.987	.914	1.551	3.16	3
9	1.019	1.008	.754	2.38	2
1970	.955	1.003	.835	1.99	3
1	.933	.816	.834	1.65	2
2	1.003	1.149	1.153	1.90	2
3	1.049	1.176	.856	1.63	2
4	.864	.785	.725	1.18	1
5	.968	.960	1.220	1.44	1
6	.971	1.035	.242	.35	0

- -

*) Afrundede tal. Beregnede værdier er udført med 6 decimaler.

Danmarks Statistik
6. kontor

14/3 1978
JAO/jao

Sammenbindingskoefficienter for q-sektoren.

Hermed følger sammenbindingskoefficienter for Q-sektoren. Udgangspunktet er JAO-papiret af 27/1 1977, hvor beregningsmetoden er omtalt. Koefficienterne 1949-54 er beregnet uden prædeterminerede størrelser, mens koefficienterne til Z8 og Z12 er prædeterminerede fra 1955-1977. I forhold til papiret er tallene revideret fra 1970 og frem , og 1977-tal er tilføjet.

År	BQ1	BQ2	BQ3	BQ5	BQ6	BQ7	BQ8	BQ9	BQ10
1948	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000
1949	.506	1.150	1.146	1.143	.147	.213	.824	.110	.224
1950	.493	1.123	1.119	1.115	.143	.208	.804	.108	.219
1951	.474	1.078	1.074	1.071	.137	.200	.773	.104	.210
1952	.470	1.068	1.065	1.062	.136	.198	.766	.103	.208
1953	.473	1.076	1.072	1.069	.137	.200	.771	.103	.210
1954	.476	1.083	1.079	1.076	.138	.201	.776	.104	.211
1955	.471	1.072	1.068	1.065	.137	.199	.756	.103	.209
1956.	.464	1.056	1.053	1.050	.135	.196	.750	.101	.206
1957	.455	1.034	1.031	1.028	.132	.192	.754	.099	.202
1958	.458	1.042	1.038	1.035	.133	.193	.753	.100	.203
1959	.462	1.051	1.048	1.045	.134	.195	.708	.101	.205
1960	.471	1.073	1.069	1.066	.137	.199	.672	.103	.209
1961	.463	1.055	1.051	1.048	.134	.196	.673	.101	.205
1962	.459	1.043	1.040	1.037	.133	.193	.669	.100	.203
1963	.453	1.032	1.028	1.025	.131	.191	.655	.099	.201
1964	.457	1.040	1.036	1.033	.132	.193	.628	.100	.203
1965	.439	1.000	.996	.993	.127	.186	.626	.096	.195
1966	.432	.984	.980	.977	.125	.183	.636	.094	.192
1967	.425	.968	.964	.961	.123	.180	.643	.093	.189
1968	.417	.948	.944	.942	.121	.176	.627	.091	.185
1969	.419	.952	.949	.946	.121	.177	.617	.091	.186
1970	.426	.968	.965	.962	.123	.180	.591	.093	.189
1971	.410	.932	.929	.926	.119	.173	.594	.089	.182
1972	.393	.894	.891	.889	.114	.166	.630	.086	.174
1973	.390	.887	.884	.881	.113	.165	.632	.085	.173
1974	.375	.854	.851	.849	.109	.158	.616	.082	.166
1975	.392	.891	.888	.885	.114	.165	.578	.086	.174
1976	.413	.941	.937	.935	.120	.175	.579	.090	.183
1977	.404	.918	.915	.912	.117	.170	.585	.088	.179

År	BQ11	BQ12	Xq
1948	.000	.000	16622
1949	.238	.390	17172
1950	.232	.380	17965
1951	.223	.365	17996
1952	.221	.362	18199
1953	.223	.365	19176
1954	.224	.367	20075
1955	.222	.347	20190
1956	.219	.359	20375
1957	.214	.352	21349
1958	.215	.336	22181
1959	.217	.331	23830
1960	.222	.309	25063
1961	.218	.311	26355
1962	.216	.311	27705
1963	.213	.294	28269
1964	.215	.305	30339
1965	.207	.295	31760
1966	.203	.305	32791
1967	.200	.295	33864
1968	.196	.295	35293
1969	.197	.289	38543
1970	.200	.280	39351
1971	.193	.280	40755
1972	.185	.283	42374
1973	.183	.271	43653
1974	.177	.247	43812
1975	.184	.252	45028
1976	.195	.250	47423
1977	.190	.233	48163*