

Multiplikatorer i ADAM og SMEC

Vedhæftet følger et sæt tabeller, som er en del af det materiale, som Torben Visholm og undertegnede benyttede til et lys-show på Kollekolle.

Med SMEC III og september 1979-versionen af ADAM blev der beregnet multiplikatorer for offentligt vare- og tjenestekøb til forbrug (fCy i ADAM-terminologi). Grund- og alternativkørslen foregik over perioden 1978-82 med begge modeller, men uden en harmonisering af eksogene variable mv. I alternativkørslen var det offentlige varekøb hævet med 100 mill. kr. i hvert af årene i forhold til grundkørslen. For begge modeller vedkommende er afvigelserne mellem de to kørsler omregnet til 1978-priser, dvs. de 1978-priser, som var gældende i udgangskørslen.

Tabel 1 viser forsyningsbalancen i SMEC III og ADAM, mens tabellerne 3-6 belyser ADAM's investeringer, import, skat og beskæftigelse, sine steder efter supplerende beregninger. En materialeudveksling med Torben Visholm vil kunne bringe tabel 2 om beskæftigelse og betalingsbalance i begge modeller for dagen tillige med sammenlignende kvoteberegninger mv. samt supplerende tabeller om SMEC III.

Størrelsen af forskellene i tabel 1 overraskede os begge. Efter en nøjere gennemgang blev vi enige om, at forskellene især skyldes to forhold:

1. forskelle i investeringsrelationer
2. forskelle i overgang fra bruttoindkomster til disponibel indkomst.

Virkemåden i ADAM's investeringsfunktioner fremgår nok klarest af tabel 3. Hovedantagelsen er et konstant forhold på langt sigt mellem produktion og kapitalapparat suppleret med diverse forventnings- og tilpasningsmekanismer. Ved uændrede relative priser mellem output og User cost findes den samme antagelse for så vidt i SMEC III, men den overdøves i den her be-

tragtede tidshorisont af den depressive udvikling i relationernes forventningsvariabel, konkretiseret ved betalingsbalanceunderskuddet.

På skattesiden er kun A-skatterne samtidigsskatter i ADAM, og som følge af øgede produktivitetstigninger og eksistensen af arbejdsløshedsdagpenge ændres A-indkomsterne ikke meget. SMEC III beskatter stort set A-indkomster på samme måde, men benytter slutskatter på B-indkomsterne. Desuden er de ligningsmæssige fradrag additive, dvs. konstante i marginalkørsler, i SMEC, men multiplikative i ADAM.

Givet afgrænsningen af disponibel indkomst er der ikke stor forskel i forbrugsfunktionerne, og lagerrelationerne er stort set identiske. Importrelationerne udviser visse forskelle i egenskaber, som dog er uvæsentlige sammenlignet med 1. og 2. Vi træder næppe nogen over tærne ved at sige, at ADAM's importkvo-ter er mere nuancerede, jf. tabel 4.

Skal 1.års egenskaberne sammenfattes, kan det -efter hele foden er klippet af- gøres i en simpel lineær, statisk model.

Co - offentligt forbrug og eksport

Cp - privat forbrug

I1 - lagerinvetseringer

Ip - faste investeringer

M - import

Y - bruttonationalprodukt

Yd - disponibel indkomst

Yf - bruttofaktorindkomst

Z - samlet endelig efterspørgsel

$$(1) C_p = a \cdot Y_d$$

$$(5) I_1 = c \cdot Z$$

$$(2) I_p = b \cdot Y$$

$$(6) M = m \cdot Z$$

$$(3) Y_d = (1 - t) \cdot Y_f$$

$$(7) Z = C_p + \overline{C_o} + I_p + I_1$$

$$(4) Y_f = Y - r \cdot Z$$

$$(8) Y = Z - M$$

Udfra multiplikatorerne kan skøn over parametrene a, b, t, r, c, m opnås ved kvote"estimering".

	SMEC III	ADAM
a	.44	.45
b	.01	.30
t	.76	.18
r	.14	.22
c	.11	.10
m	.39	.33

Som det kunne forventes, er det de samme transmissionssteder, som tidligere er omtalt, der giver anledning til forskelle.

Tidligere multiplikatorsammenligninger har vist mindre forskelle, end det er tilfældet her. Årsagen hertil er især at finde i, at vi siden har lagt en ny skattefunktion ind i ADAM og i det forhold, at der ved de tidligere lejligheder var tale om en SMEC-variant, som indeholdt et alternativ til SMEC III's investeringsfunktioner.

MULTIPLIKATORSAMMENLIGNING: SMEC III OG ADAM, SEPTEMBER 1979

Tabel 1. Ændring i forsyningsbalanceposter som følge af ændring i offentligt varekøb til forbrug med 100 mill.kr. i 1978-priser

		1978	1979	1980	1981	1982
		—mill.kr., 1978-priser—				
PRIVAT FORBRUG	SMEC	6	9	12	12	11
	ADAM	31	45	38	22	6
OFFENTLIGT FORBRUG	SMEC	100	100	100	100	100
	ADAM	100	100	100	100	100
FASTE, PRIVATE INVESTERINGER	SMEC	1	-14	-9	0	10
	ADAM	38	71	84	71	38
LAGERINVESTERINGER	SMEC	13	13	-2	2	1
	ADAM	19	21	2	-3	-8
EKSPORT	SMEC	0	0	0	0	0
	ADAM	1	1	1	0	-2

ENDELIG EFTERSPØRGSEL I ALT	SMEC	121	107	101	114	123
	ADAM	189	238	225	190	134

IMPORT	SMEC	47	38	30	42	51
	ADAM	63	75	63	49	32
BRUTTONATIONALPRODUKT	SMEC	73	69	71	72	73
	ADAM	126	163	163	141	103

TABEL 3. ÆNDRING I BRUTTOINVESTERINGER OG DEKOMPONERING HERAF.

OFF. VAREKØB TIL FORBRUG ØGET MED 100 MILL.KR.-1978 PRISER

		1978	1979	1980	1981	1982
		— mill.kr., 1978-priser —				
I	FASTE BRUTTOINVESTERINGER I ALT	38	71	84	71	38
	Heraf NETTOINVESTERINGER	38	67	77	61	26
	heraf REINVESTERINGER	1	4	7	9	12
II	DEKOMPONERING AF ÆNDRINGER					
II.a	BYGNINGSINVESTERINGER I ALT	21	38	44	40	22
	Heraf NETTOINVESTERINGER	21	37	43	39	20
	Heraf REINVESTERINGER	0	1	1	1	2
II.b	MASKININVESTERINGER MV. I ALT	18	33	40	30	16
	Heraf NETTOINVESTERINGER	17	30	34	22	6
	Heraf REINVESTERINGER	1	3	6	8	10
II.c	DEKOMPONERING AF MASKININVESTERINGER					
	SAMMENVEJET SEKTORPRODUKTION	300	399	390	335	242
	"FORVENTET" SAMM.VJT. SEKTORPROD.	129	271	371	369	308
	"ØNSKET" KAPITALAPPARAT	51	107	147	146	122
	KUMMULEREDE NETTOINV. TIDL. PERIODER	0	17	47	81	103
	UDÆKKET KAPITALBEHOV	51	90	100	65	19
	NETTOINVESTERINGER	17	30	34	22	6

TABEL 4. ÆNDRING I IMPORT OG DEKOMPONERING HERAF.
OFF. VAREKØB TIL FORBRUG ØGET MED 100 MILL.KR.-1978-pr.

		1978	1979	1980	1981	1982
		— mill.kr., 1978-priser —				
	IMPORT I ALT	63	75	63	49	32
0,1	heraf NÆRINGSMIDLER, DRIKKEV. MV.	4	5	4	3	2
2,4	DIVERSE UBEARBEJDEDE VARER	3	4	3	3	2
3	BRÆNDSSEL MV.	7	9	7	5	4
5,6	HALVFABRIKATA MV.	24	20	13	11	8
7,8,9	FÆRDIGVARER MV. EKSKL. SKIBE	22	32	30	23	13
	SKIBE, FLY OG TJENESTER	3	5	5	4	3
DEKOMPONERING AF SAMLET IMPORTÆNDRING						
	ÆNDREDE IMPORTKVOTER	13	-4	-10	-5	0
	OFF. VAREKØB, DIREKTE IMPORTINDHOLD	13	13	13	13	13
	OFF. VAREKØB, INDIREKTE IMPORT (CA)	7	7	7	7	7
	AFLEDT EFTERSP., DIREKTE OG INDIREKTE	30	59	53	34	12
	IMPORTKVOTE, AFLEDT EFTERSPØRGSEL	.34	.43	.42	.38	.35

TABEL 5. INDKOMSTER OG SKAT.

OFF. VAREKØB TIL FORBRUG ER ØGET MED 100 MILL.KR.-1970-PF

		1978	1979	1980	1981	1982
— mill.kr., årets priser—						
1.	BRUTTOFAKTORINDKOMST	176	260	297	298	254
2.	heraf RESTINDKOMST	98	119	121	112	91
3.	heraf LØNNINGER	78	141	178	186	163
4.	TRANSFERERINGER	-43	-81	-102	-111	-98
5.	NETTORENTEINDTÆGTER (PRIV.SEKTOR)	0	-14	-34	-52	-69
6.	BRUTTOINDKOMST I ALT (1+4+5)	133	165	161	135	87
7.	A-INDKOMSTER (3+4)x0.96	34	58	73	72	62
8.	SKATTEPLIGTIGE INDKOMSTER (6)x0.71	94	117	114	96	62
9.	EGENTLIGE FORSKUDSSKATTER	11	21	27	28	25
10.	SLUTSKATTER VEDR. INDKOMSTÅR	48	62	63	54	36
11.	RETSKATTER UNDER VIST BELØB(andel 15)	5	6	6	4	2
12.	SLUTSKATTER I ALT(10+11(-2)xrente)	48	62	69	60	42
13.	NETTORETSKATTER (12-9)	37	41	41	33	17
14.	heraf OVERSKYDENDE SKAT	-10	-10	-10	-8	-4
15.	heraf RESTSKATTER BRUTTO	27	30	31	25	14
16.	RETSKATTER TIL DIR. OPKR.(incl.rente)	24	27	28	23	13
17.	KILDESKATTER I ALT (9+16(-2)-20(-1))	11	31	62	65	61
18.	DISPONIBEL INDKOMST (6-17)	122	134	100	70	26
19.	MARGINALSKATTESATS (18/6)	.08	.19	.39	.48	.70
20.	MARGINAL SLUTSKATTESATS (10/6)	.36	.38	.39	.40	.41

TABEL 6. ÆNDRING I BESKÆFTIGELSE OG SEKTORPRODUKTION

OFF. VAREKØB TIL FORBRUG ØGET MED 100 MILL.KR.-1978-PRISER

	1978	1979	1980	1981	1982
	———— personer ————				
BESKÆFTIGELSE I ALT (LØNMODTAGERE)	400	690	800	780	630
heraf FREMSTILLINGSVIRKSOMHED	120	210	210	180	120
heraf BYGGE- OG ANLÆGSSEKTOR	70	110	130	130	90
heraf ØVRIGE ERHVERV	210	370	460	470	410
DEKOMPONERING BESKÆFTIGELSE ØVR. ERHVERV					
ØVRIGE ERHVERV I ALT	210	370	460	470	410
BIDRAG ØGET SEKTORPRODUKTION	440	530	510	430	330
BIDRAG PRODUKTIVITETSÆNDRINGER	-230	-160	-50	40	80
	—— mill. kr., 1978-priser ——				
SEKTORPRODUKTION:					
FREMSTILLINGSVIRKSOMHED	56	87	81	65	40
BYGGE- OG ANLÆGSSEKTOR	34	50	55	52	34
ØVRIGE ERHVERV	94	114	111	96	76

7-12

Heer Anders!

Tak for det ksekede —
som vil blive mangfoldigt —
gjort her på stedet!
Med hensyn til tidligere mit —
kalkulatorsammenligning med
supplerede kommentar, at
NOMS-multiplikatorsammen-
ligningen ved SMET \bar{m} -konf —
reuen var baseret på de døde —
menter de investeringsrelationer,
med kompositte/divalueringsmit —
kalkulator-sammenligningen
var baseret på den nævnte trend —
franskriving af kapital-output
knoten samt en tilpasningsrelation,
der genererede et investeringsforløb
med svarende til ADAM's.

De generelt reducerende marginale
importknoten og den ændrede forbrugs-
knotenrelation i ADAM spiller vel også
en rolle ved formuleringen af den
den større forskel mellem SMET og
ADAM multiplikatorer? — Med

Kursen til importkøtterne vil den
komme med SMECUM / NET-NR i stedet
formentlig konvertere med ADAM's og
noget tilsvarende vil formentlig gælde
investeringssituationen ...
Vedlagt planche fra DJSF-scenariet,

Torsten

30. november 1979

Ændring i beskæftigelse og betalingsbalance ved ændring
i offentligt varekøb med 100 mio. kr. i 1978 priser

	1978	1979	1980	1981	1982
	- - personer - -				
Samlet beskæftigelse					
ADAM	400	690	800	780	630
SMEC	400	330	310	320	320
	- - mio. kr., årets priser - -				
Betalingsbalancens løbende poster					
ADAM	-65	-91	-90	-85	-73
SMEC	-49	-45	-41	-62	-80
	- - mio. kr., 1978 priser - -				
Vare- og tjenestebalancen					
ADAM	-62	-74	-62	-49	-34
SMEC	-47	-38	-30	-36	-50

Anm. Beregningen vedrører en fastholdt ændring i offentligt varekøb til forbrug med 100 mio. kr., 1978 priser fra 1978 - 1982

30. november 1979

Ændring i disponibel indkomst ved ændring i offentligt
varekøb med 100 mio. kr. i 1978 priser

<u>SMEC III</u>	<u>1978</u>	<u>1979</u>	<u>1980</u>	<u>1981</u>	<u>1982</u>
	ændring i mio. kr., årets priser				
Bruttonationalprodukt	73	71	75	78	82
Nettoafgifter	17	18	19	20	20
Nettorenter til udland	1	2	3	4	6
Afskrivninger, repara- tion og vedligehold.	0	0	0	0	0
Selskabshenlæggelser	3	2	3	2	2
Lønsum	33	30	30	33	35
Nettorestindkomst	20	20	20	19	18
Slutskat	10	10	10	10	9
<u>Disponibel restindkomst</u>	<u>10</u>	<u>10</u>	<u>10</u>	<u>10</u>	<u>9</u>
Lønsum	33	30	30	33	35
Dagpenge	-26	-23	-24	-26	-28
Løn- og transfererings- indkomst	8	7	6	7	7
Forskudsskat	4	3	3	3	3
Restskat	0	0	0	0	0
<u>Disponibel løn og trans- reringsindkomst</u>	<u>4</u>	<u>4</u>	<u>3</u>	<u>4</u>	<u>4</u>

Anm. Beregningen vedrører en fastholdt ændring i offentligt varekøb til forbrug med 100 mio. kr., 1978 priser fra 1978 - 1982

30. november 1979

Kvoter i ADAM og SMEC III

		1978	1979	1980	1981	1982
$\frac{\Delta C}{\Delta YD}$	ADAM	.45	.67	.88	1.04	(-6.0)
	SMEC	.45	.70	.96	.97	.99
$\frac{\Delta FI}{\Delta Y}$	ADAM	.30	.44	.52	.50	.37
	SMEC	.01	-.21	-.13	.00	.16
$\frac{\Delta FJ}{\Delta Y}$	ADAM	.15	.13	.01	-.02	-.08
	SMEC	.18	.18	-.03	.02	.00
$\frac{\Delta FM}{\Delta D}$	ADAM	.33	.32	.28	.26	.24
	SMEC	.39	.35	.30	.37	.41
$\frac{\Delta TD}{\Delta YP}$	ADAM	.08	.19	.39	.48	.70
	SMEC	.50	.51	.51	.51	.50

30. november 1979

Beregning af ændring i import ved hjælp af marginale import-
kvoter (1978 priser)

Endelig efterspørgsel	ADAM	SMEC	Marginal importkvote
ændring i mio. kr. 1978 priser			SMEC III
Privat forbrug	31	6	.280
Maskininvesteringer	18	1	.983
Bygningsinvesteringer	21	0	.280
Offentligt forbrug	100	100	.301
Lagerinvesteringer	19	13	.981
<hr/>			
Beregnet import			
SMEC III kvoter	81	46	
Kørsel	63	47	
SMEC III kvoter, efter-			
spørgsel normeret	52	46	

30. november 1979

Bidrag til forklaring af ændring i privat forbrug ved
ændring i offentligt varekøb med 100 mio. kr. i 1978 priser

SMEC III	1978	1979	1980	1981	1982
	ændring i mio. kr., 1978 priser				
Privat forbrug	6	9	12	12	11
Heraf bidrag fra:					
Forbrugskvote	-6	-3	1	1	1
Disponibel indkomst	12	12	11	11	10

Anm. Beregningen vedrører en fastholdt ændring i det offentlige
varekøb til forbrug med 100 mio. kr., 1978 priser fra 1978 -
1982

30. november 1979

Bidrag til forklaring af ændring i private maskininvesteringer
ved ændring i offentligt varekøb med 100 mio. kr. i 1978 priser

SMEC III	1978	1979	1980	1981	1982
	ændring i mio. kr., 1978 priser				
Maskininvesteringer	1	-13	-7	1	11
Heraf bidrag fra:					
Ændring i ønsket kapital- apparat	1	-19	1	3	5
Laggede netto- investeringer	0	1	-11	-6	1
Reinvesteringer	0	5	3	4	5

Anm. Beregningen vedrører en fastholdt ændring i offentligt varekøb til forbrug med 100 mio. kr., 1978 priser fra 1978 - 1982

Om sektoropdelingen i ADAM

ADAM's input-output tabel har et usædvanligt udseende. Ses der bort fra de primære input, findes der 17 arter af tilgang (inkl. turistimport), heraf 6 indenlandske produktionssektorer. På anvendelsessiden findes der -ud over produktionssektorerne- 28 slags endelig anvendelse (inkl. turistforbrug og -eksport). Input-outputbrøken kan nu defineres som $(6 \times 6) / ((6+11) \times (6+28)) = 0.06$. Dette er vist nok lavt, også globalt set. Det mest generende er, at de fleste anvendelser domineres af leverancer fra to produktionssektorer, fremstillingsvirksomhed (n-sektor) og øvrige erhverv (q-sektor).

Den stærke aggregering kan i det mindste for n-sektorens vedkommende henføres til, at disaggregeringen af denne i ADAM på gammelt nationalregnskabsgrundlag ikke førte til synlige gevinster i beskæftigelses- og sektorprisrelationerne.

Imidlertid har den stærke aggregering i n- og q-sektoren allerede vist sig generende på mindst to punkter. Der tænkes her på de krumspring som er foretaget for at få indarbejdet energi-anvendelserne f_{Ce} , f_{Cg} og f_{E3} samt tjenesteeksporten, f_{Es} , i input-output tabellen, jf AMC, 20/8-79 (et af de håndskrevne).

Ved en passende lejlighed kunne det være ønskeligt at diskutere aggregeringsniveau på en mere principiel måde end det er hensigten i det følgende. Ansatser hertil findes i notatet om de fremtidige importkomponenter (HJ, 20. oktober 1978). Hovedsynspunktet i notatet er det vastrupske, at det ville være ønskelig fra et modelsynspunkt, om økonomien var således indrettet, at en bestemt vare kun blev anvendt ét sted, og at en bestemt anvendelse kun bestod af én vare, dvs. at matricen for varernes anvendelse var diagonal. Notatet viser, at en sådan diagonalisering er mulig i grove træk. En logisk konsekvens af dette syn vil være, at vi overgår til en rektangulær input-outputmodel, hvilket vil have den behagelige bivirkning, at substitution mellem import og indenlandsk produktion bedre kan belyses, da vareopdelingen ikke bør

være forskellig for de forskellige tilgangskategorier. Slige tanker bør dog nok tænkes nøje igennem, inden de får praktiske konsekvenser, hvorfor sektorproduktion er den indenlandske output-enhed i det følgende.

Som kortsigtet (snarere mellemsigtet) strategi foreslås til overvejelse at opdele fremstillingsvirksomhed og øvrige erhverv i ca. tre undergrupper hver.

Fremstillingsvirksomhed

Der foreslås minimum en tredeling:

- a) energisektor 3210 - raffinaderier
 5110 - elværker
 5120 - gasværker
 5130 - varmegværker

Denne sektor rummede ca. 5 pct. af produktionsværdien i den nuværende n-sektor i 1966.

- b) nærings- og nydelsesmiddelindustri, sektor 2011 - 2200.
35 pct i 1966.
- c) resterende fremstillingsvirksomhed.

Det kan eventuelt overvejes at føre sektorerne 5210 (vandværker) og 5220 (renovation) til øvrige erhverv, jf. nedenfor under øvrige erhverv, pkt cl.

Begrundelsen for energisektoren er dels de nuværende problemer med at indarbejde energiimporten rimeligt i input-outputmodellen og dels, at energisektoren må påregnes at have særlig interesse i en lang periode fremover.

Oprettelsen af nærings- og nydelsesmiddelindustrien som selvstændig sektor må ses i diagonaliseringslyset. Forbruget af fødevarer, fCf, og af nydelsesmidler, fCn, som eksporten af landbrugsvarer, fE01 og til dels fE24, vil i al væsentlighed modtage sit input fra denne del af den nuværende fremstillingsvirksomhed. Sektoren vil desuden have en inputstruktur, som er forskellig fra den øvrige fremstillingsvirksomhed, da hovedparten af landbrugets store leverancer til samlet fremstillingsvirksomhed vil gå til den nye sektor, som endvidere kun modtager lidt input fra andre sider.

Såfremt det løst skal diskuteres, hvilke opspaltninger af fremstillingsvirksomhed, der videre kunne overvejes, forekommer kandidater at være nydelsesmiddelindustrien (særlig efterspørgselskomponent), skibsværfter (næsten særlig efterspørgselskomponent) samt nok væsentligere en sektor, som primært leverer til bygge- og anlægssektoren, dvs. sten- ler og glas, kabel og tråd samt en mængde andet. Herved vil byggesektoren totalt set være bedre indpasset i modellen.

Øvrige erhverv

Der foreslås som minimum en tredeling:

a) handel, sektorerne 6000 og 6100

Sektoren indeholdt i 1966 ca 35 pct af produktionsværdien i den nuværende q-sektor.

b) skibs- og luftfart, sektorene 7150 og 7170
ca. 10 pct. i 1966.

c1) transport og kommunikation i øvrigt

7110 - jernbaner mv.

7130 - anden landtransport

7160 - skibsfartsservice

7200 - transport i øvrigt

7300 - post- og telegraf

ca. 15 pct. i 1966.

Såfremt 5210 og 5220 føres væk fra fremstillingsvirksomhed, hører de nok hjemme her.

c2) resterende q-sektor

(primært banker, forsikring, hoteller og restauranter, liberale erhverv samt diverse tjenesteydende erhverv i øvrigt)

Begrundelsen for handelssektoren er dels dens størrelse samt vigtigere sektorens betydning i prisdannelsen. Kavalleriske studier af deflatorene for de enkelte celler i input-output tabellerne, jf. EV, 5. august 1979, antyder, at de største problemer ved at antage, at en given sektor leverer til samme pris til alle anvendelser, gør sig gældende i q-sektoren. En første betingelse, som må være opfyldt, før dette fænomen kan undersøges nøjere, må være oprettelse af en særlig handelssektor.

Skibs- og luftfarten sondres ud af hensyn til tjenesteimport-

ten, som hovedsagelig går ind i disse sektorer i form af bunkringsudgifter.

Hvorvidt den øvrige q-sektor skal spaltes op svarende til c1 og c2 er ikke indlysende - hvad det foranstående nok heller ikke er. De øvrige transporterhvervs karakter af offentligt ejede virksomheder eller private med takstregulering kan tale for.

Konsekvenser

Såfremt øvrige erhverv spaltes i 4 og fremstillingsvirksomhed i 3 sektorer vil vi få 11 produktionssektorer og en "input-outputbrøk" på 0.14.

Det forekommer ikke nødvendigt at opstille nye beskæftigelseserier. I stedet for at lade fX_n være regressor i beskæftigelsesrelationerne, kan vi antage, at råstofkvoten er konstant over tiden i hver af delsektorerne, dvs. argumentet svarende til fX_n bliver

$$\sum_i (1-a_i) fX_n(i),$$

hvor a_i betegner den samlede råstofkvote i den i 'te delsektor af fremstillingsvirksomhed. Såfremt vandværker og renovation flytter hovedsektor, bør vi dog nok flytte den ret beskedne beskæftigelse med.

Derimod er det et hovedformål at kunne opstille nye sektorprisrelationer. De hidtidige erfaringer på nyt nationalregnskabsgrundlag tyder jo netop på, at en hypotese om fuld overvæltning af råstofpriserne ikke kan afvises. Det er derfor væsentligt, at den indvundne råstofinformation som følge af disaggregeringen bevares. Da/så længe der ikke foreligger beskæftigelsesrelationer for hver undergruppe, må der indbygges en antagelse om parallel produktivitetsudvikling på disaggregeret og aggregeret sektorplan. Der er næppe nogen vej uden om konstruktion af sektorpriser tilbage i tid, men hvem har sagt, at alt skal være let?

De afledede rettelser i den egentlige input-output model er trivielle. Med den nye store TSP-version skulle der også være plads til dem.

En sidste, næsten triviell, rettelse vil blive, at importrelationerne skal omestimeres. Det skulle herunder blive muligt at benytte mere end 1 sektorpris i importrelationernes relative prisudtryk.

Tidsplaner i givet fald

Såfremt der er enighed om, at sektorinddelingen kan trænge til en justering, kan der være grund til at ordne flere "hængepartier" i samme ombæring.

Det vides, at nationalregnskabet ikke betragter alle 66-74 tal som endelige. Endvidere er det muligt med stor nøjagtighed at lave opdelingen på SITC-afsnit ud fra nationalregnskabet's varenumre, hvilket betyder, at de mange skøn (fra vores side) ved beregning af importkomponenterne i faste priser og ved indpassningen af disse i input-output tabellen er overflødige.

Stordriftsfordele vil derfor tale for, at vi kobler disse emner sammen og sætter dataarbejdet i værk, når nationalregnerklærer sig færdige med 1966-74, hvilket vist nok vil ske i forbindelse med offentliggørelsen af 1976. Det bliver derfor tidligst hen ad sommertide 1980, at arbejdet kan starte op.

Samtidigt kan der være grund til at hæfte sig ved, at brancheinddelingen for det foreløbige nationalregnskab ikke foreligger i færdig form endnu, men sandsynligvis ved starten af det nye år. Det vil være ønskeligt, at ADAM-sektorerne kan fremtræde som aggregeringer af dette sektorniveau, hvorfor en detailbeslutning om sektorinddeling næppe bør træffes nu.

Kapitalintensiteten i ADAM

I det følgende er det hensigten at skønne over forholdet mellem kapitalapparat og produktionsværdi i ADAM's produktionssektorer ved at forfølge implikationerne af de estimerede investeringsrelationer, jf. HJ, 7. august 1979.

I september 1979-versionen af ADAM er de faste bruttoinvesteringer opdelt i fem komponenter.

- fIo - offentlig sektors investeringer
- fIh - investeringer i boliger
- fIpb - private investeringer i bygninger og anlæg ekskl. boliger
- fIpm - private investeringer i maskiner, transportmidler og inventar m.v.
- fIt - (private) investeringer i stambesætninger

Der er estimeret relationer til forklaring af fIpb og fIpm, mens de øvrige investeringskomponenter er eksogene variable. Der er endvidere estimeret relationer for afskrivningerne svarende til fIpb og fIpm.

Investeringsrelationerne er baseret på kapitaltilpasningsprincippet. Nettoinvesteringerne i en periode udgør en andel af forskellen mellem ønsket kapitalapparat og kapitalapparatet ved periodens begyndelse.

$$(1) \quad fIpn(x) = \alpha(x) \cdot (K^\phi(x) - K(x)(-1)) \quad x = b, m$$

Det ønskede kapitalapparat i sektor j - $K^\phi(x)_j$ - antages at være proportionalt med den af investorerne forventede produktion i sektoren.

$$(2) \quad K^\phi(x)_j = \beta(x)_j \cdot fX_j^E$$

Den forventede produktion beskrives ved et fordelt lag i produktionen

$$(3) \quad fX_j^E = \sum_{i=0}^L w(x)_i \cdot fX_j(-i)$$

Endelig antages de fysiske afskrivninger at være pro-

portionale med kapitalapparatet ved periodens start

$$(4) \quad fI_p(x) = r(x) \cdot K(x) (-1)$$

Tilpasningsparameteren $\alpha(x)$, lagfordelingen $w(x)_i$ og afskrivningsraten $r(x)$ antages således hver for sig at være den samme i alle sektorer, men ikke den samme for de to typer af kapitalapparat. Forholdet mellem kapitalapparat og produktionsværdi $\beta(x)_j$ kan variere mellem sektorerne.

(2) kan omskrives

$$(2^1) \quad K^\phi(x)_j = \beta(x) \cdot v(x)_j \cdot fX_j^E$$

Herefter kan modellen (1)-(4) sammentrækkes til

$$(5) \quad fI_p(x) = \alpha(x) \cdot \beta(x) \cdot \left(\sum_i w(x)_i \cdot \left(\sum_j v(x)_j \cdot fX_j(-i) \right) \right) - (\alpha(x) - r(x)) \cdot K(x) (-1)$$

Transformeret til absolutte årlige ændringer opnås

$$(6) \quad DfI_p(x) = \alpha(x) \cdot \beta(x) \cdot \sum_i w(x)_i \cdot DfXv(x) (-i) - (\alpha(x) - r(x)) \cdot fIn(x) (-1)$$

$$\text{hvor } DfXv(x) = \sum_j v(x)_j \cdot DfX_j$$

Tabel 1 Skøn over forholdet mellem de forskellige sektorer
kapitalintensitet

	Sektor			
	a	n	b	q
vm	2	1	1	2
vb	2	1	0	2

Skønnene i tabel 1 er baseret på en gennemgang af en foreløbig udgave af investeringsmatricerne for årene 1966-73. Skønnene er selvsagt behæftet med betydelig usikkerhed, hvilket har medført, at kun heltal er benyttet.

Antages lagfordelingen at være lineær, hvilket for bygningernes vedkommende harmonerer godt med en fri estimation,

estimeres følgende relationer

$$(7) \quad \begin{aligned} \text{DfIpm} &= 0.067 \cdot \text{DfXvm} \\ &+ 0.052 \cdot \text{DfXvm}(-1) \\ &+ 0.037 \cdot \text{DfXvm}(-2) - 0.250 \text{fIpm}(-1) \end{aligned}$$

$$(8) \quad \begin{aligned} \text{DfIpb} &= 0.070 \cdot \text{DfXvb} \\ &+ 0.059 \text{DfXvb}(-1) \\ &+ 0.048 \text{DfXvb}(-2) \\ &+ 0.037 \text{DfXvb}(-3) - 0.322 \text{fIpb}(-1) \end{aligned}$$

Ud fra (7) og (8) kan $\alpha(x)$, $\beta(x)$ og $r(x)$ ikke identificeres direkte, men med antagelser om $r(x)$ er det muligt at beregne de implicitte værdier for $\alpha(x)$ og $\beta(x)$.

Der er estimeret følgende relationer for afskrivningerne

$$(9) \quad \text{DfIpm} = 5 + 0.044 \text{DfIpm} + 0.079 \text{fIpm}(-1)$$

$$(10) \quad \text{DfIpb} = 13 + 0.009 \text{DfIpb} + 0.013 \text{fIpb}(-1)$$

Det ses, at (9) og (10) afviger marginalt fra (4). Herved "opnås", at afskrivningsraten ikke er en streng konstant; i den videre analyse er denne antagelse dog nødvendig, og r_m sættes til 0.085 og r_b til 0.015.

Tabel 2 Afskrivningsrate, tilpasningsparameter og hjælpevariabel for kapitalproduktionsværdikvoten

	Investeringsart	
	b	m
r	.015	.085
$\alpha-r$	<u>.322</u>	<u>.250</u>
α	.337	.335
$\sum w_i$	1	1
$\alpha \cdot \beta \cdot \sum w_i$.214	.156
β	.635	.466

Et skøn over forholdet mellem kapitalapparat og produktionsværdi findes direkte ved at multiplicere β fra tabel 2 med faktorerne fra tabel 1.

Tabel 3 Kapital-produktionsværdikvote

Investeringsart	Sektor			
	a	n	b	q
m	.9	.5	.5	.9
b	1.3	.6	0	1.3
I alt	2.2	1.1	.5	2.2

Tabel 4 Værditilvækstkvoter

	Sektor			
	a	n	b	q
1966	.510	.344	.526	.663
67	.517	.350	.526	.656
68	.530	.358	.505	.664
69	.536	.360	.501	.650
70	.497	.360	.504	.636
71	.513	.358	.518	.628
72	.523	.366	.513	.622
73	.499	.363	.485	.624
Gennemsnit	.516	.357	.510	.643

Tabel 5 Kapital-værditilvækstkvote

Investeringsart	Sektor			
	a	n	b	q
m	1.8	1.3	1.0	1.4
b	2.5	1.8	0	2.0
I alt	4.3	3.1	1.0	3.4

Det er ret vanskeligt at have en fast mening om disse kapitalkvoters rimelighed.

Multiplikatorsammenligning

Som et led i undersøgelserne af de samlede modelegenskaber for september 1979-versionen af ADAM (den første på de nye nationalregnskabstal) er enkelte multiplikatorer sammenholdt med tilsvarende multiplikatorer for den sidste ADAM-version på gammelt nationalregnskabsgrundlag, ADAM, juni 1979.

Den første vanskelighed ved dette er, at det kun er få eksogene variable, som er gengangere i de to modelversioner. Til det foreliggende arbejde er udvalgt momssatsen, tg, beskæftigelsen i den offentlige sektor, Qo, offentlige investeringer, fIo, stigningstakten i modellens centrale lønsats, Rlna, samt en vækst i samtlige importpriser. De tre første variable kan tjene som forskellige eksempler på finanspolitiske instrumenter, mens de to sidste sikrer, at man kommer gennem modellens prisdeltagelse og sammenbinding.

Kørslerne er foretaget ganske "råt". I såvel juni som september version er eksportens priselasticitet mht. en indenlandsk pris sat lig nul svarende til en eksogen fastlæggelse af eksportmængderne. Vægten er alene lagt på sammenligning af modelversionerne, ikke på multiplikatorernes absolutte værdier. Den endogene eksportprisfastsættelse i september-versionen giver dog problemer for eksperimenterne med Rlna og importpriserne.

Hovedindtrykket af sammenligningerne er, at der ikke er sket voldsomme ændringer i multiplikatorerne. Betragtes multiplikatorernes forløb over tiden, er førsteårsmultiplikatoren "fladere" i september-versionen, hvilket kan henføres til længere lags i forbrugs- og ikke mindst i investeringsfunktionerne. Det forekommer endvidere som om september-versionen vil generere lidt kraftigere svingninger end juni-versionen. Betragtes niveauerne for multiplikatorerne er der ikke store forskelle, og de forskelle, som findes, ville nok være mindre, såfremt der beregnedes elasticiteter i stedet. Fraregnet 1. år ligger multiplikatorafvigelse på en 10-20 pct., dog med større forskelle, såfremt der går i detaljer. Procentangivelsen er således et upræcist hovedindtryk.

Der forekommer dog også større forskelle. Således virker september-versionens priser mere følsomme overfor såvel løn- som importprisændringer, hvilket dog nok for en stor del er en afspejling af, at september-versionens prisdannelse er væsentlig mere endogen. Uanset at de foreliggende kørsler ikke er helt vellykkede for så vidt angår effekten af løn- og importprisændringer, er det dog hævet over enhver tvivl, at tilgangens fordeling på indenlandsk produktion og import er blevet mere prisfølsom.

Desuden er beskæftigelsen blevet mere konjunkturfølsom, hvilket er en direkte konsekvens af, at september-versionens beskæftigelsesrelationer giver lavere stigninger i produktiviteten.

Med mindre der er stærke ønsker om at foretage yderligere analyser af forskellene mellem juni- og september-versionen, må resultaterne underbygge en strategi, efter hvilken analyseindsatsen koncentrerer sig om september-versionen alene, herunder at sikre sig mod forekomst af formelle mangler i ligningssystemet. Uanset der ikke er tegn på sådanne, må et generelt forbrhold dog dtadig være på sin plads.

Multiplikatorsammenligning: ADAM, juni 1979 (J) og ADAM, september 1979 (S)

Ændret eksogen variabel: tg er øget med 0.01, 1973-1977.

	fY		fM		fCp	
	J	S	J	S	J	S
	mill.kr.; 1970-priser					
1973	-399	-291	-230	-160	-474	-324
1974	-494	-531	-280	-285	-566	-543
1975	-511	-616	-285	-292	-609	-595
1976	-452	-584	-249	-255	-576	-566
1977	-431	-497	-226	-206	-584	-524

	fIf		fIl		Ydd	
	J	S	J	S	J	S
	mill.kr.; 1970-priser					
1973	-109	-82	-45	-46	-962	-746
1974	-157	-199	-51	-73	-963	-830
1975	-178	-277	-10	-35	-997	-819
1976	-127	-271	3	-3	-941	-762
1977	-83	-197	9	18	-967	-703

	pepxh		pxn		pib ¹⁾	
	J	S	J	S	J	S
	1970= 1					
1973	.010	.0088	-.000	.0000	.007	.0086
1974	.010	.0102	-.000	.0000	.015	.0108
1975	.011	.0109	-.001	-.0001	.018	.0121
1976	.013	.0117	-.001	-.0003	.020	.0134
1977	.015	.0123	-.002	-.0004	.023	.0134

	Si		Enl		Q	
	J	S	J	S	J	S
	mill. kr.				-1000 pers-	
1973	607	785	276	227	-2.9	-1.9
1974	732	794	460	496	-4.0	-4.5
1975	829	818	541	580	-4.6	-6.1
1976	1031	981	564	597	-4.4	-6.3
1977	1181	1063	619	587	-4.0	-5.7

1) pib betegner i September-versionen prisen på bygningsinvesteringer, uanset art, mens pib i Juni-versionen betegner prisen på boliginvesteringer.

Multiplikatorsammenligning: ADAM, juni 1979 (J) og ADAM, september 1979 (S)

Ændret eksogen variabel: Q_0 er øget med 10.000 personer 1973-1977.

	fY		fM		fCp	
	J	S	J	S	J	S
1973	608	651	121	157	161	131
1974	621	774	132	210	173	226
1975	648	813	140	203	192	252
1976	588	747	99	157	126	186
1977	557	622	72	92	95	109

	fCo		fIf		fIl	
	J	S	J	S	J	S
1973	484	549	66	81	17	47
1974	479	534	83	165	18	59
1975	494	535	99	212	3	17
1976	507	537	60	186	-6	-5
1977	516	530	31	102	-12	-27

	pcpxh		pxn		pxq	
	J	S	J	S	J	S
1973						
1974						
1975						
1976						
1977						

	Sd		Si		Yf		T	
	J	S	J	S	J	S	J	S
1973	127	84	66	78	783	795	-296	-344
1974	157	151	65	117	920	1097	-388	-437
1975	96	119	81	133	1065	1239	-510	-553
1976	203	264	57	131	1107	1322	-564	-622
1977	200	250	55	119	1151	1274	-610	-657

	Ydd		Enl		Q	
	J	S	J	S	J	S
1973	318	289	-155	-190	12.3	12.0
1974	286	348	-239	-342	12.9	13.8
1975	310	343	-286	-376	13.3	14.7
1976	182	197	-258	-343	13.1	14.6
1977	144	107	-249	-263	12.6	13.6

Multiplikatorsammenligning: ADAM, juni 1979 (J) og ADAM, september 1979 (S)

Ændret eksogen variabel: flo er øget med 100 mill. kr., 1970-priser: 1973-1977.

	fY		fM		fCp	
	J	S	J	S	J	S
	mill.kr., 1970-priser					
1973	155	112	57	66	59	31
1974	164	153	62	78	64	54
1975	155	153	58	68	63	51
1976	125	130	39	53	38	31
1977	108	97	27	38	28	14

	fCo		fIf		fIl	
	J	S	J	S	J	S
	mill.kr., 1970-priser					
1973			138	128	14	19
1974			148	156	14	22
1975			151	167	0	3
1976			129	155	-4	-3
1977			113	128	-5	-8

	Enl		Q	
	J	S	J	S
	mill. kr.		1000 pers.	
1973	-67	-81	1.1	.9
1974	-101	-128	1.3	1.5
1975	-109	-128	1.4	1.7
1976	-91	-118	.9	1.6
1977	-83	-103	.8	1.3

Multiplikatorsammenligning: ADAM, juni 1979 (J) og ADAM, september 1979 (S).

Ændret eksogen variabel: Rlna er øget med .01 i 1973, 1974-77 er Rlna som i kontrolkørslen.

	fY		:	fM		:	fCp		:
	J	S		J	S		J	S	
	mill.kr., 1970-priser								
1973	-63	-61		1	101		-37	62	
1974	-76	-64		10	115		-32	94	
1975	-45	-11		29	135		7	152	
1976	-50	-33		30	133		-3	125	
1977	-49	-61		32	114		-5	86	

	fIf		:	fIl		:	Ydd		:
	J	S		J	S		J	S	
	mill.kr., 1970-priser								
1973	-22	-28		-4	7		-46	138	
1974	-31	-45		-4	1		-26	147	
1975	-27	-36		3	7		48	257	
1976	-20	-28		3	3		14	140	
1977	-12	-26		0	-7		11	103	

	pcpxh		:	pxn		:	pxq		:
	J	S		J	S		J	S	
	1970 = 1								
1973	.003	.0044		.004	.0047		.006	.0076	
1974	.004	.0050		.005	.0056		.007	.0093	
1975	.004	.0054		.006	.0064		.008	.0108	
1976	.004	.0059		.006	.0068		.009	.0118	
1977	.005	.0064		.006	.0071		.009	.0125	

	sd		:	Enl		:	Q		:
	J	S		J	S		J	S	
	mill. kr.				±1000 pers.				
1973	165	212		-9	69		-.6	-.9	
1974	169	284		-19	83		-.8	-1.2	
1975	106	189		-56	63		-.7	-.8	
1976	208	426		-70	87		-.7	-.8	
1977	232	494		-89	138		-.6	-1.0	

anm.: Som sammenligningsgrundlag er denne kørsel på grænsen til det vildledende. I Juni-versionen er såvel eksportmængder som priser eksogene, mens kun mængderne er eksogene i September-versionen. Såfremt også eksportpriserne havde været eksogene i September-versionen, ville betalingsbalancesaldoen i 1973 have været ca. 200 mill. kr. dårligere, et beløb som derefter ville have indgået i indkomstdannelsen og gjort September-versionen mere depressiv.

Multiplikatorsammenligning: ADAM, juni 1979 (J) og ADAM, september 1979 (S).

Ændret eksogene variable: Samtlige importpriser er øget med 10 pct i 1973, hvorefter den absolutte forskel er fastholdt 1974-1977.

	fY		fM		fCp	
	J	S	J	S	J	S
	mill.kr., 1970-priser					
1973	-981	1549	-1342	-1781	-2195	-945
1974	-1389	1283	-1627	-1718	-2376	-1196
1975	-1171	954	-1372	-1397	-2295	-1276
1976	-812	682	-1142	-1638	-1868	-1422
1977	-685	155	-972	-1763	-1711	-1569

	fIf		fIl		Ydd	
	J	S	J	S	J	S
	mill. kr., 1970-priser					
1973	-117	642		71		-1910
1974	-297	869		-108		-1583
1975	-262	828		6		-1761
1976	-137	526		-59		-2073
1977	-3	74		-113		-2203

	pepxh		pxn		pxq	
	J	S	J	S	J	S
	1970 = 1					
1973	.018	.032	.017	.018		.0037
1974	.018	.036	.022	.028		.0072
1975	.018	.036	.023	.029		.0082
1976	.018	.038	.024	.030		.0094
1977	.018	.038	.024	.030		.0098

	Sd		Enl		Q	
	J	S	J	S	J	S
	mill.kr.				1000 pers.	
1973		99	-2927	-1989	-3.7	19.4
1974		178	-2516	-1357	-7.3	21.5
1975		123	-2904	-1463	-7.1	18.5
1976		221	-3710	-1292	-5.5	15.5
1977		54	-4289	-1055	-4.2	9.6

Anm.: Som sammenligningsgrundlag er denne kørsel på grænsen til det vildledende. I Juni-versionen, som den er benyttet her, er såvel eksportmængder som -priser eksogene, mens kun mængderne er holdt eksogene i September-versionen. Havde også eksportpriserne været eksogene i September-versionen, ville betalingsbalancesaldoen have været ca. 800 mill.kr. dårligere i 1973, et beløb som derefter ville have indgået i indkomstdannelsen og gjort September-versionen mere depressiv.

NB! Da mit output vedr. Juni-kørslen har "puttet" sig, mangler nogle af tallene vedrørende denne.

Importrelationer i ADAM, september 1979-version

Indledning

I afsnit 1 redegøres for datadefinitioner m.v. på importsiden. I afsnit 2 beskrives det kort, hvorledes importkomponenterne er indarbejdet i en input-output tabel, hvorefter det i afsnit 3 vises, hvorledes importrelationernes efterspørgselsudtryk er konstrueret. Afsnit 4 omhandler den måde, hvorpå de importkomponenter, som ikke fastlægges i estimerede relationer, indarbejdes i modellen. I afsnit 5 findes en kort diskussion af de modeltyper, som benyttes i de stokastisk formulerede relationer, hvorefter estimationsresultater og foreløbige konklusioner indeholdes i afsnit 6.

1. Data

Vareimporten er i ADAM opdelt på 9 komponenter. Tjenesteimporten opdeles i to, turistudgifter (Mt) og andre tjenester (Ms).

Vareimporten er opdelt svarende til de encifrede afsnit i SITC, rev. 2. M0 betegner således importen af SITC afsnit nul. Afsnittene 2 og 4 er lagt sammen til M24, ligesom 8 og 9 danner M89. I afsnit 7 er skibe og fly udskilte; importen af skibe og fly (BTN 88.02, 89.01.23-65) kaldes My, og svarer til det skibe og fly-begreb, som blev benyttet ved indeksberegningerne til og med 1977. Den resterende del af afsnit 7 betegnes M7.

I årets priser er den samlede vareimport efter udenrigshandelsstatistik og nationalregnskabsstatistik identisk fra og med 1974, som er det år, hvor udenrigshandelsstatistikken overgik til at opfatte Færøerne og Grønland som statistisk udland.

Den eneste importopgørelse i faste 1970-priser findes i nationalregnskabet. Deflateringen er baseret på prismateriale fra engros prisindekset m.v. Denne deflatering kan ikke benyttes direkte til den SITC-opdelte vareimport. Beregningen af ADAM's importkomponenter i faste priser tager udgangspunkt i kvantumindeks- og prisindeks for enhedsværdier på SITC-afsnittene. I den første beregningsrunde konstrueres indeks for enhedsværdier med 1970=1, som sikrer, at enhedsværdiindeks gange kvantumindeks giver det implicitte værdiindeks for hvert SITC-afsnit. Grundprincippet i denne beregning er, at afvigelser fordeles proportionalt på såvel kvantum- som enhedsværdiindeks. Herefter beregnes initialværdier for importen i

1970-priser. Ved en modificeret proportionaludspredning sikres her-
 efter, at summen af importkomponenterne i 1970-priser er lig den
 samlede vareimport i 1970-priser efter nationalregnskabet, fMv.

Importtallene er ført tilbage til 1960, forud for hvilket år
 det vil være forbundet med større, men dog ikke principielt uløse-
 lige problemer at konstruere tal i faste priser. Tallenes kvalitet
 kan dog næppe undgå at blive tvivlsom.

For årene efter 1960 haves således følgende importkomponenter

Navn	Indhold	Andel af fMv i 1973
fM0	Næringsmidler, levende dyr	.08
fM1	Drikkevarer og tobak	.02
fM24	Ikke spiselige råmaterialer samt animalske og vegetabiliske olier	.07
fM3	Kul, mineralolie, gas og el	.09
fM5	Kemikalier og kemiske produkter	.09
fM6	Bearbejdede varer, især halvfabrikata	.28
fM7	Maskiner og transportmidler, ekskl. skibe og fly	.26
fMy	Skibe og fly	.02
fM89	Bearbejdede varer, især færdigvarer	.10

Det kan være af interesse at vide, hvilke varer der dominerer
 i de enkelte grupper

Navn	Største varegruppe i importen
fM0	Foderstoffer, kaffe og te m.v., frugt, fisk
fM24	Træ og kork, pelsskind, sojabønner
fM5	Plast, gødning, medicin og meget andet
fM6	Jern og stål, garn og metervarer af tekstil, papir og pap
fM89	Beklædningsgenstande, instrumenter, optik, møbler

2. Indpasning i input-output tabel

De således opstillede importkomponenter er for 1973 indarbej-
 det i en input-output tabel i 1970-priser. Udgangspunktet har været
 en fordeling af den samlede vareimport på modtagende sektorer i
 form af en input-output tabel baseret direkte på nationalregnska-
 bets materiale. Fordelingen af importkomponenterne har nødvendig-
 gjort en mængde skøn, men er dog på en række punkter nogenlunde
 solidt funderet. Input-output tabellen findes i et notat som sna-
 rest forventes skrevet.

3. Dannelse af efterspørgselsaggregater

Kaldes den tekniske koefficient for leverancen fra den i'te importkomponent til den j'te anvendelse for amd_{ij} , dannes efterspørgselsaggregatet, $fAMi$, som trækker den i'te importkomponent som:

$$fAMi = \sum_j amd_{ij} \cdot D_j$$

hvor D_j angiver den j'te anvendelse.

I figurerne 1-9 er serierne for importkomponenter og efterspørgselsaggregater indtegnede.

Det bemærkes, at der for lagerinvesteringskomponenterne er benyttet en koefficientsøjle svarende til et skønnet gennemsnit for årene 1966-73, hvilket forklarer, at fMi og $fAMi$ ikke er identiske i 1973.

I bilag 1 findes formlerne for de enkelte $fAMi$ 'er.

4. Videre afgrænsning

Efter visse initiale forsøg på at estimere importrelationer blev dette på kort sigt opgivet for $fM0$ og $fM3$ og på forhånd og permanent for fMy .

Disse komponenter pseudoendogeniseres

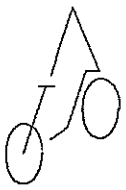
$$fMi = (1 - DXMi) \left(\sum_j amd_{ij} (-1) \cdot (D_j - D_j (-1)) + fMi (-1) \right) + JfMi \quad i = 0, 3, Y, S$$

Modellen formuleres således i ændringer for at opnå størst mulig harmoni med de øvrige importrelationer. Formålet med denne pseudoendogenisering er at gøre modellen mere egnet til at belyse alternativer. $DXMi$ kan antage værdierne nul og en. $DXMi$ lig 1 svarer til, at komponenten eksogent får værdien $JfMi$. $DXMi$ lig nul indlægges som standardværdi i databanken.

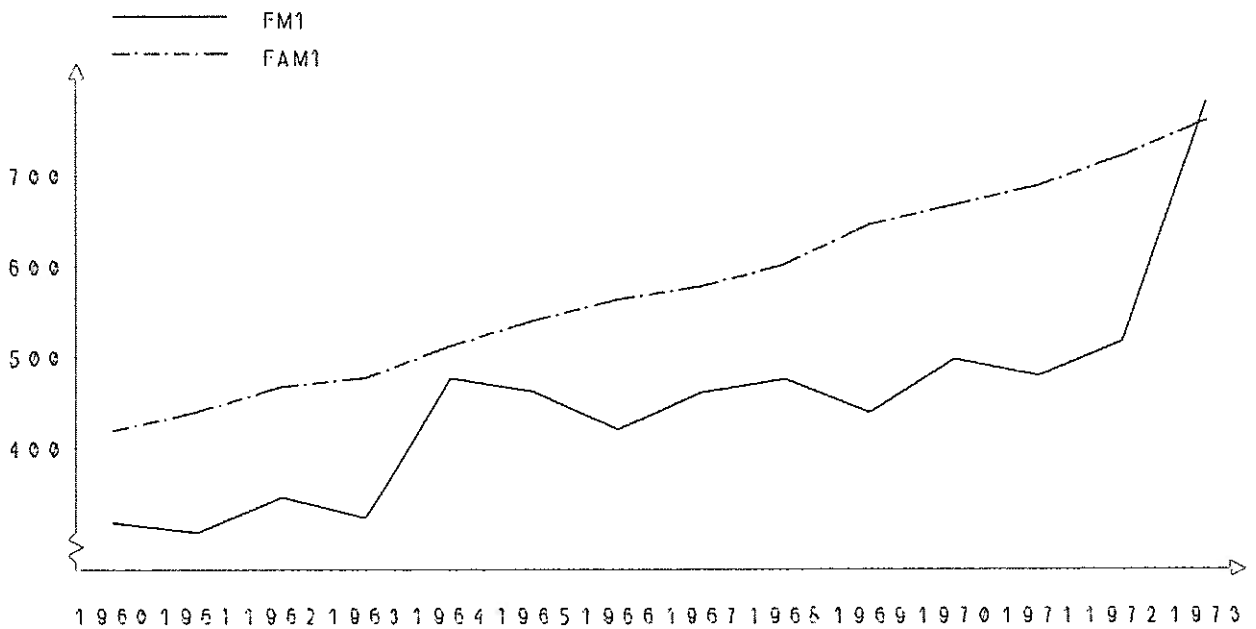
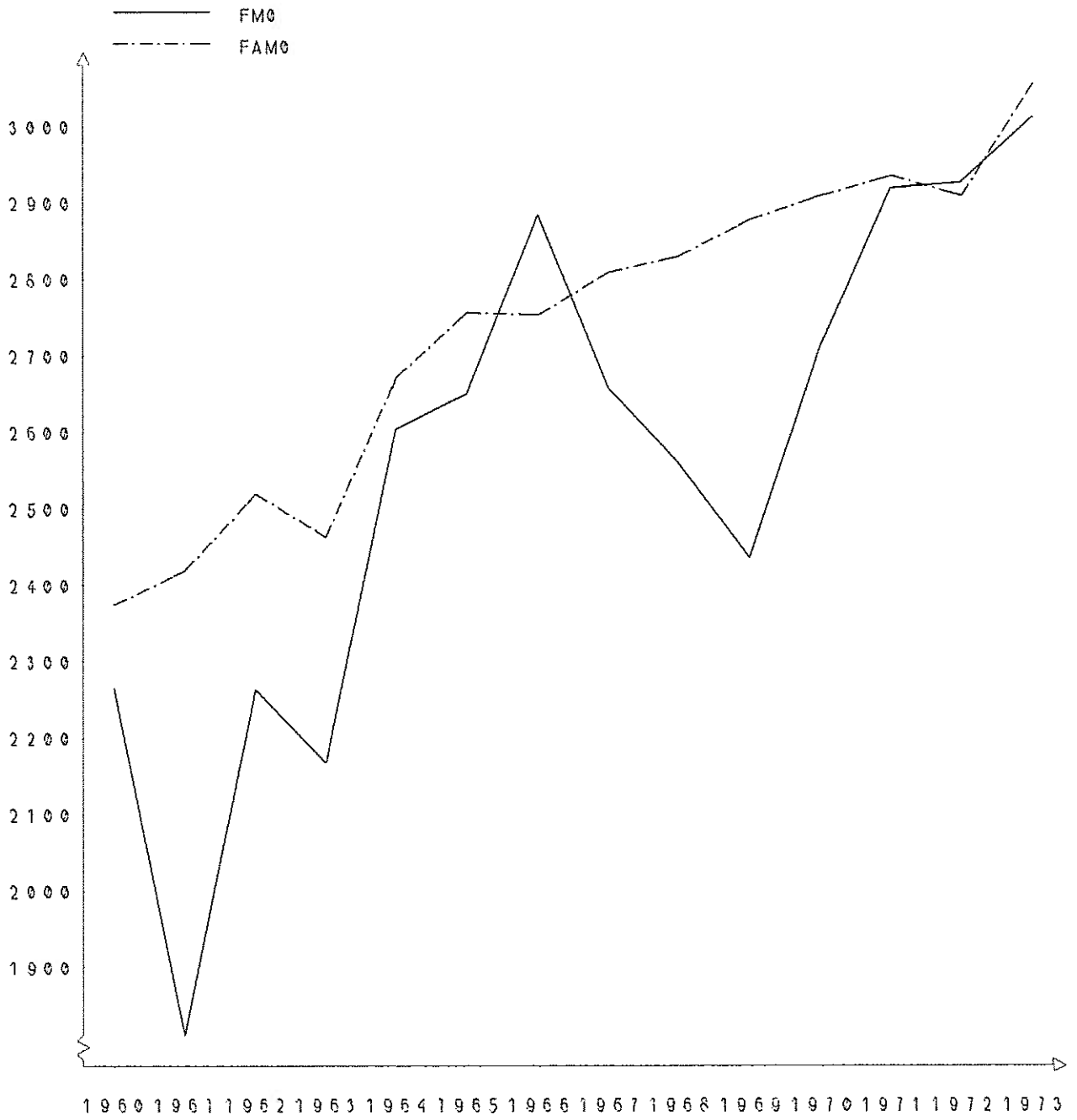
5. Modeltyper

I det videre arbejde er det således tilstræbt at estimere relationer for $fM1$, $fM24$, $fM5$, $fM6$, $fM7$ og $fM89$, som ialt dækker ca. 80 pct. af vareimporten.

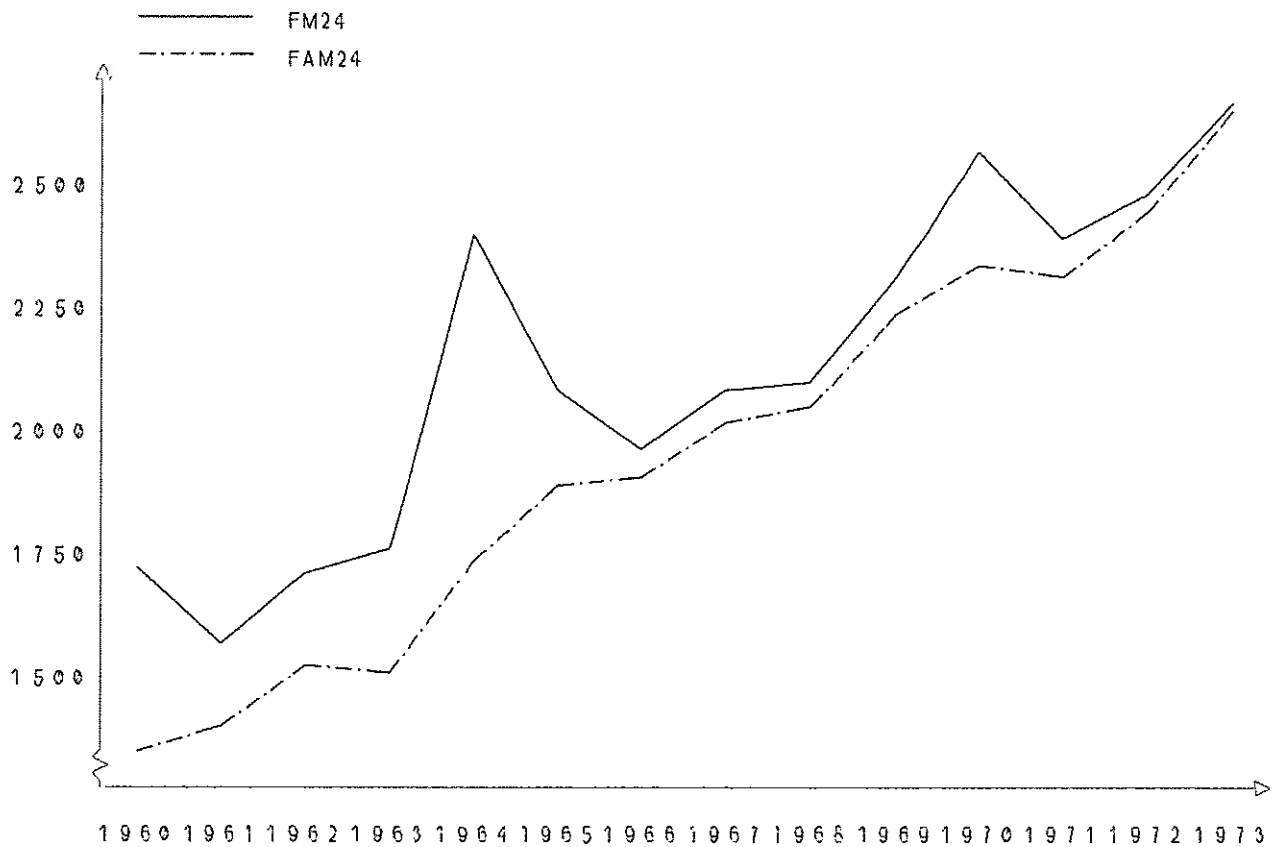
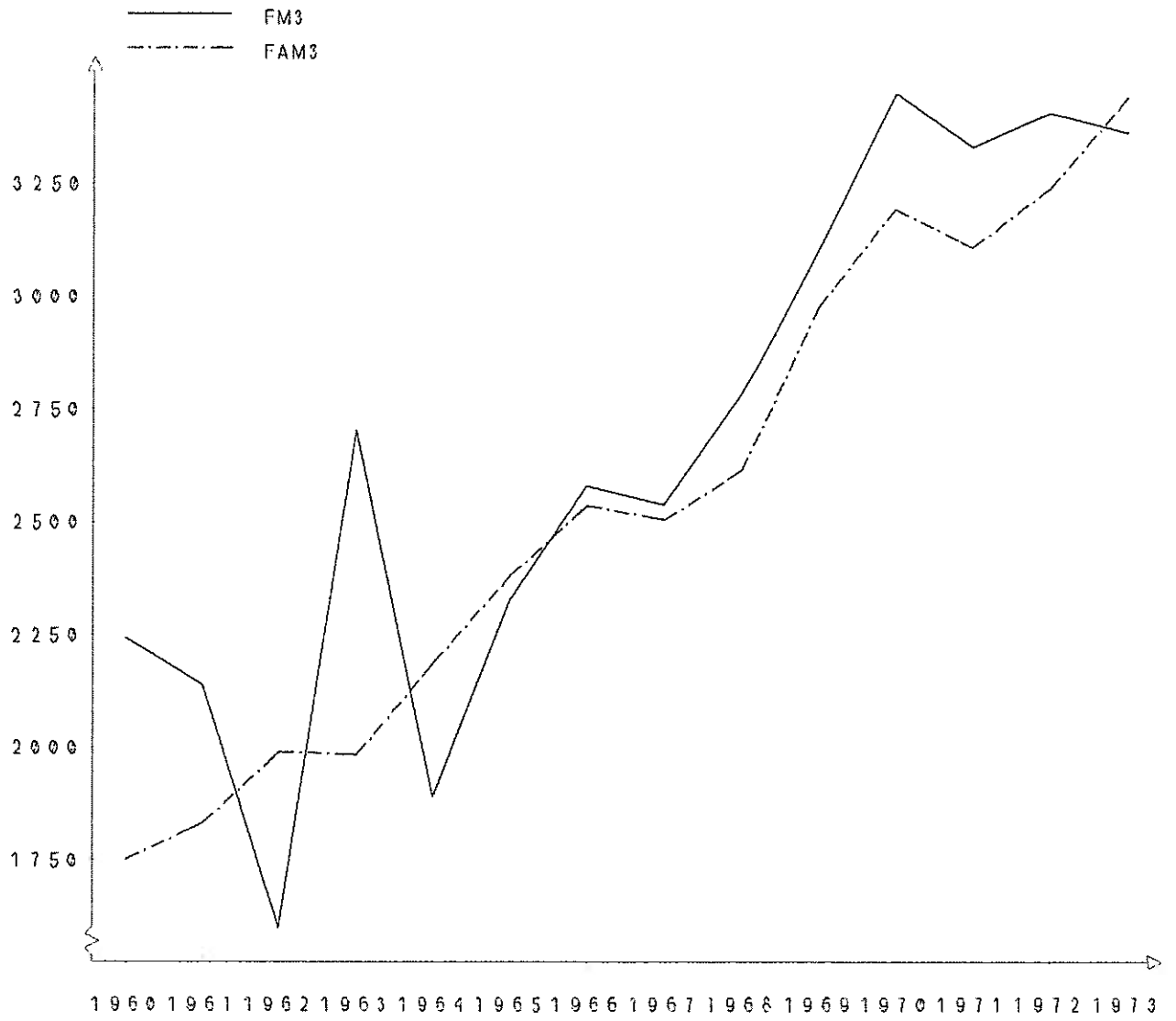
Som det fremgår af notatet om sammenbindingen i ADAM (AMC, 15. august) indtager importrelationerne en nøgleposition ved fastlæggelsen af produktionsværdier og dermed også beskæftigelse og afledt



FIGUR 1 OG 2

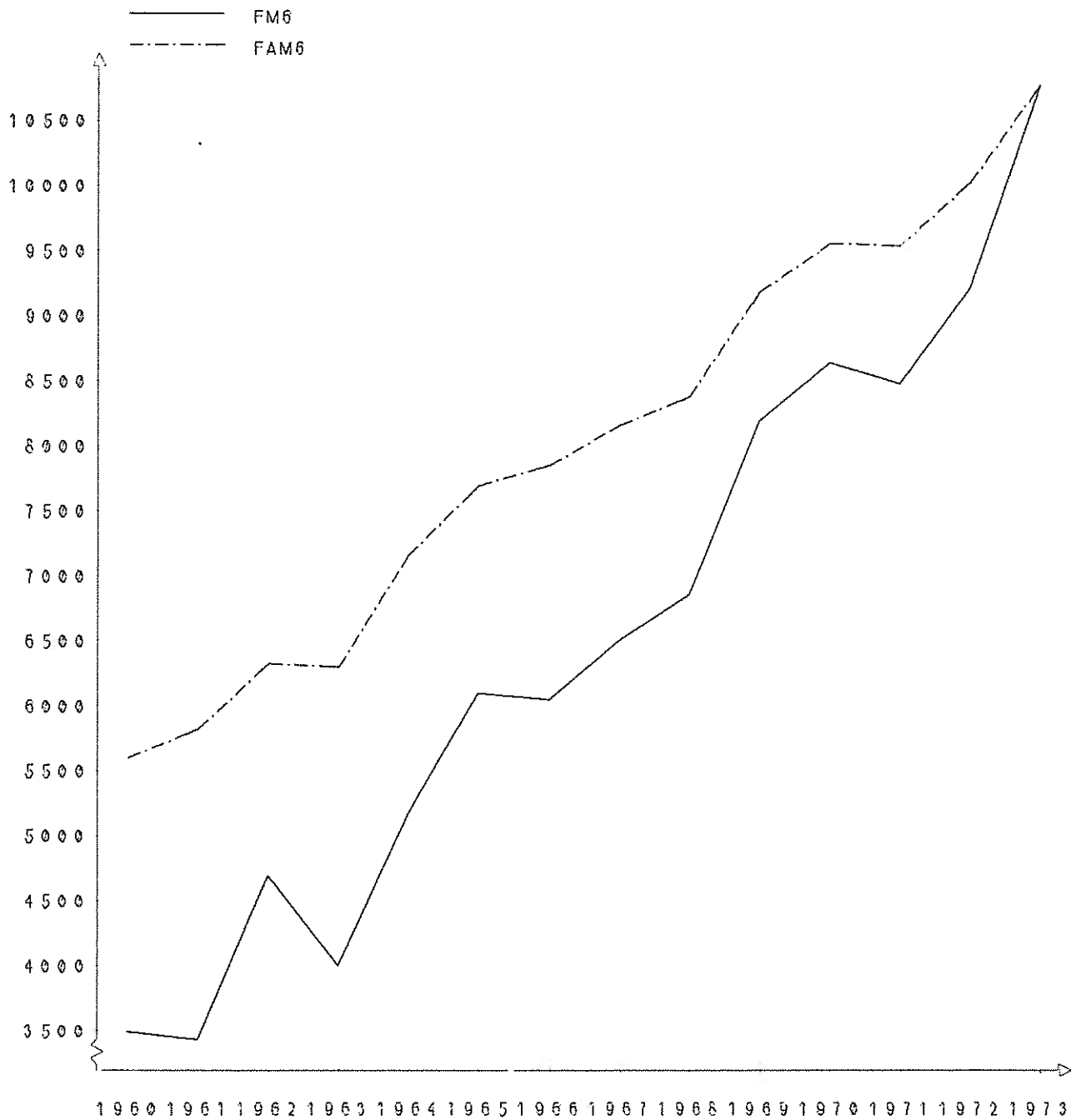


FIGUR 3 OG 4

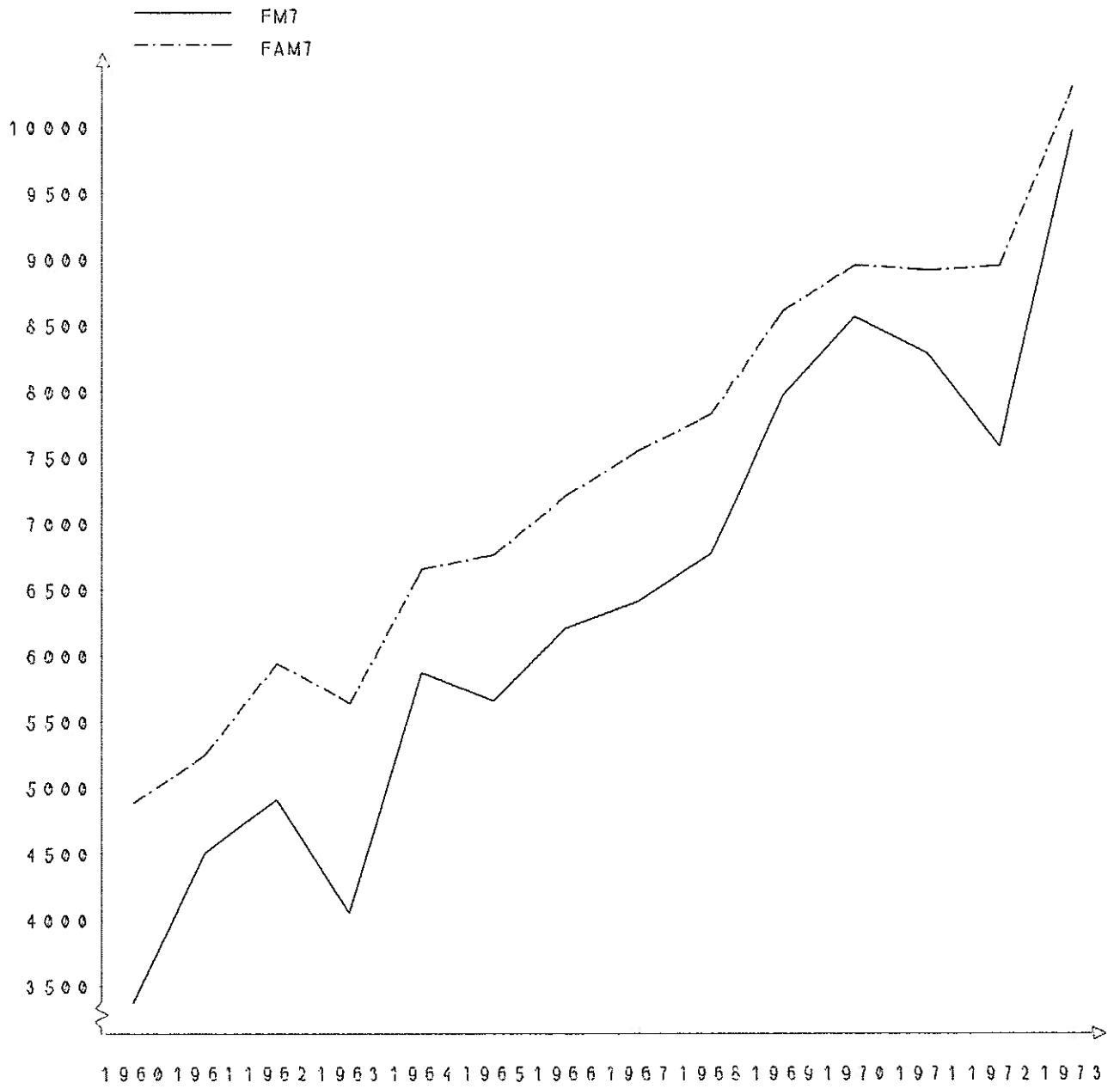




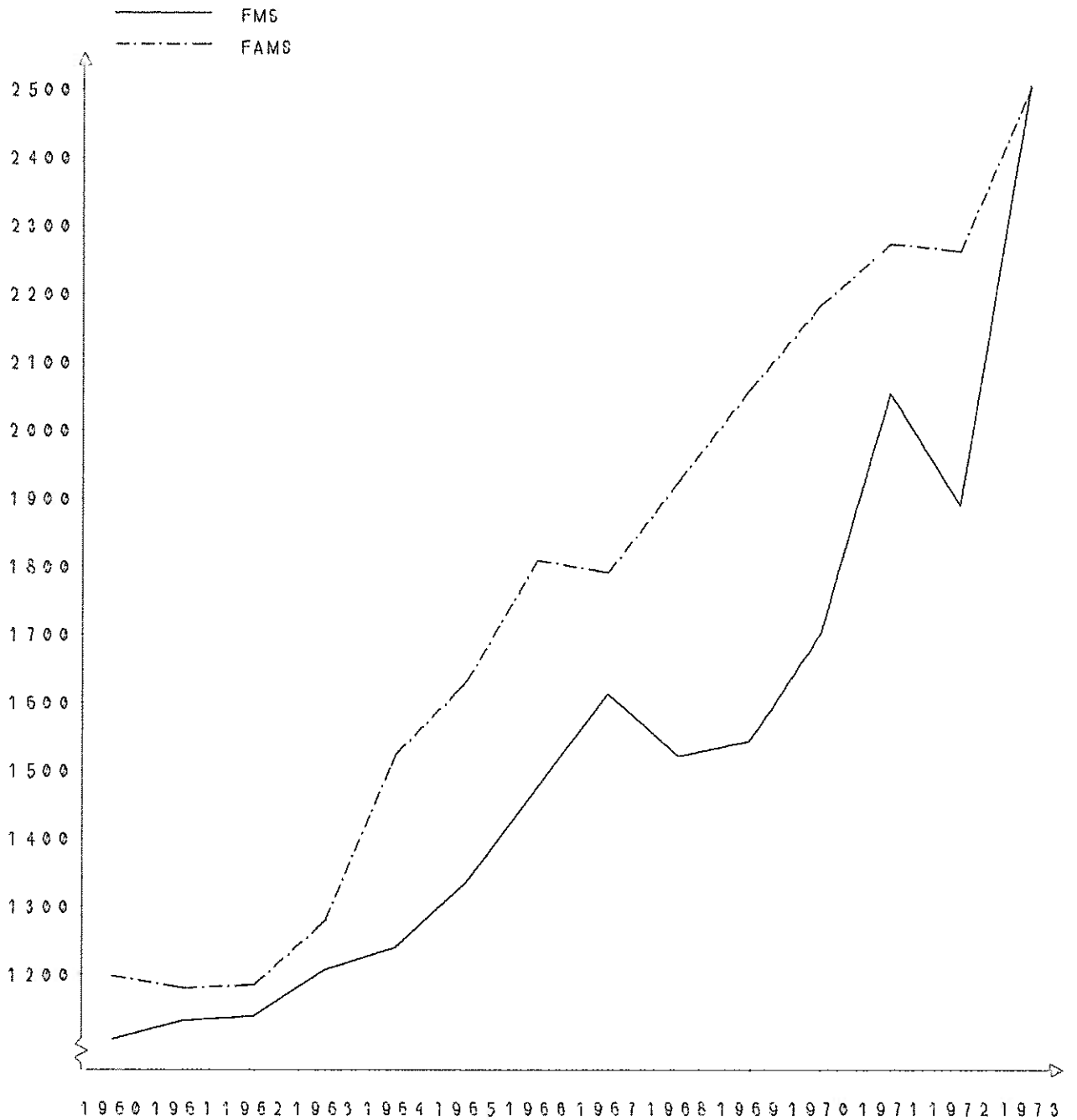
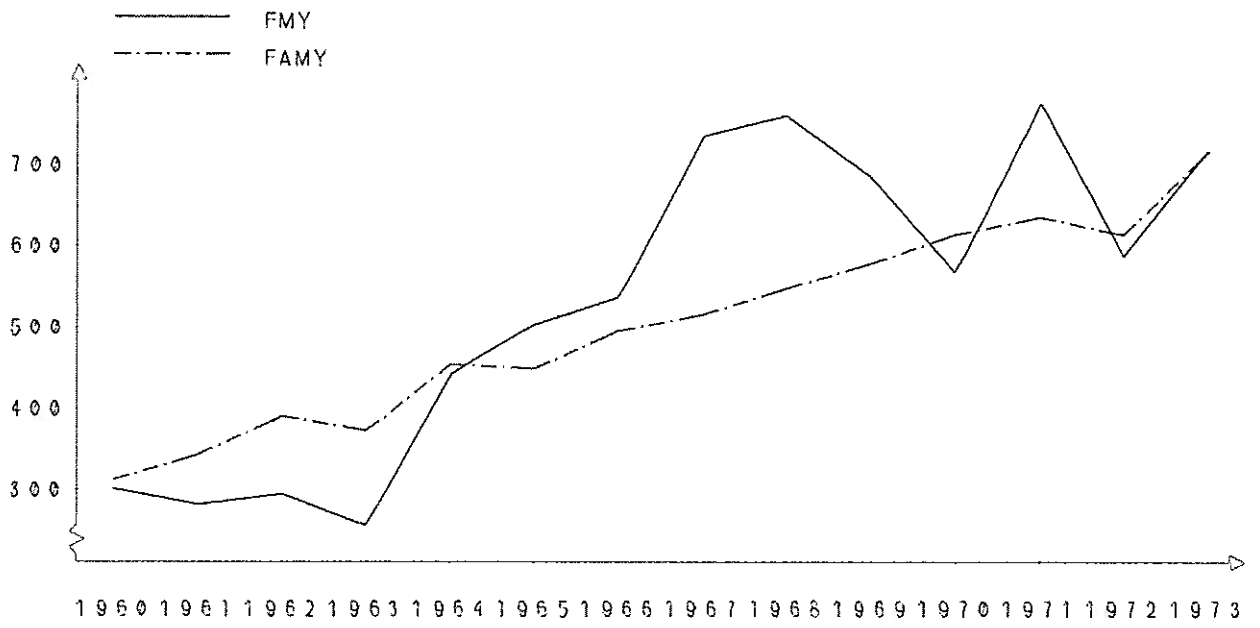
FIGUR 5 OG 6



FIGUR 7 OC 8



FIGUR 9 OG 10



selvfølgelig de fleste andre af modellens variable.

Indpasningen i modellen skulle trække i retning af en formulering, hvor markedsdelingen mellem import og indenlandsk produktion kommer tydeligt frem. Formuleringerne i det følgende viser dog ikke dette så klart som ønskeligt. Det forekommer i grove linier at være mere relevant for en økonomi som den danske at formulere indenlandske udbudsfunktioner, hvorefter markedet fyldes ud af import, end at formulere importrelationer, hvortil tilpasningen lægges på indlandets producenter.¹ Dette synspunkt underbygges i bløde vendinger af, at importen forekommer at være mere konjunkturfølsom end det marked den leverer til.

I empirisk arbejde findes der en vis tradition for at formulere logaritmisk lineære importrelationer. I den generelle terminologi

$$(1) \quad f_{Mi} = \alpha \cdot f_{AMi}^{\beta} \cdot \left(\frac{p_{mi}}{p_{xi}} \right)^{\gamma} \cdot v$$

f_{AMi} kan således på nær en proportionalitetsfaktor tages som et udtryk for det samlede marked for de varer, som danner den i'te importkomponent.

Funktionsformen har ofte en betydelig deskriptiv værdi, men er klart en approksimation til en anden funktionsform. Formuleringen med konstante efterspørgsels- og priselasticiteter sikrer således ikke, at importkvoten er mindre end en. Typisk estimeres β en del større end 1, hvilket er kedeligt i fremskrivningsøjemed, og vel i nogen grad kan tages som tegn på importens konjunkturfølsomhed, da relationerne oftest er estimeret over højkonjunkturårene, som yderligere var præget af en nedbrydelse af en række handelsbarrierer via GATT, markedsdannelser m.v. Med β større end 1 og med vækst i efterspørgslen vil den marginale - og gennemsnitlige - importkvote imidlertid vokse uden formelle bånd. For priselasticitetens vedkommende gør noget lignende sig gældende. Det er åbenbart, at priselasticiteten - som deskriptivt begreb - ikke kan være konstant, da dette implicerer markedsandele, som kan overstige en. På dette punkt er det dog nok vanskeligere at få øje på operationelle alternativer.

¹ Jf. afsnit 5.1 i "En model ...", for en diskussion af importrelationers rolle i en samlet model.

Ved logaritmetransformation af (1) med efterfølgende ændrings-
transformation opnås

$$(2) \quad DLfMi = \beta DLfAMi + \gamma DL\left(\frac{pmi}{pxi}\right),$$

dvs. at der ikke er plads til et konstantled i specifikationen. Et eventuelt konstantled kan tolkes som en eksogen vækstrate. Dog bemærkes det, at såfremt man opnår

$$(3) \quad DLfMi = -\alpha + \beta DLfAMi + \gamma DL\left(\frac{pmi}{pxi}\right)$$

kan denne omskrives til

$$(3a) \quad DLfMi = \beta \left(DLfAMi - \frac{\alpha}{\beta}\right) + \gamma DL\left(\frac{pmi}{pxi}\right)$$

dvs. α/β angiver en vækstrate i $fAMi$, ved hvilken importen er uændret. Isoleret set er et negativt konstantled således at foretrække for et positivt, såfremt β overstiger en.

I (2) kan det være nærliggende at søge efterspørgselselasticiteten bundet til en, hvorefter der opnås følgende estimationsligning

$$(4) \quad DLfMi - DLfAMi = \gamma DL\left(\frac{pmi}{pxi}\right)$$

Bemærk, at venstresiden er identisk med

$$(5) \quad DLfMi - DLfAMi = DL\left(\frac{fMi}{fAMi}\right),$$

dvs. i (4) forklares markedsandelen med de relative priser.

Som et ad hoc forsøg på at få en evt. konjunkturfølsomhed i importen frem samtidig med, at efterspørgselselasticiteten i princippet bindes til 1, kan følgende tjene

$$(6) \quad fMi = \alpha \cdot fAMi^E \cdot \left(\frac{fAMi}{fAMi^E}\right)^\beta \cdot \left(\frac{pmi}{pxi}\right)^\gamma$$

hvor $fAMi^E$ betegner den forventede efterspørgsel på markedet. Værdier for β større end 1 giver konjunkturfølsomhed, mens β lig 1 giver (4) til resultat.

Ses for en stund bort fra forventningsdannelsesmodellen kan (6) estimeres i form af

$$(7) \quad DL\left(\frac{f_{Mi}}{f_{AMiE}}\right) = \beta DL\left(\frac{f_{AMi}}{f_{AMiE}}\right) + \gamma DL\left(\frac{p_{mi}}{p_{xi}}\right)$$

Der er prøvet to hypoteser for forventningsdannelse, begge af typen

$$(8) \quad f_{AMiE} = R_{fAMiE} \cdot f_{AMi}(-1),$$

dvs. der formuleres en forventningsdannelse for det samlede markedes vækst, idet R_{fAMiE} betegner den forventede vækstrate for f_{AMi} .

Korte forventninger

$$(9) \quad R_{fAMiE} = 0.5 \cdot R_{fAMi}(-1) + 0.5 \cdot R_{fAMi}(-2)$$

Lange forventninger

$$(10) \quad R_{fAMiE} = 0.4 R_{fAMi}(-1) + 0.3 R_{fAMi}(-2) + 0.3 R_{fAMi}(-3)$$

Sluttelig er der eksperimenteret lidt med lags i de relative priser. Den relative pris er overalt importprisen inklusive told i forhold til p_{xn} , hvor nævneren afspejler modellens høje aggregeringsniveau for fremstillingsvirksomheds vedkommende.

6. Estimationsresultater

Resultater for f_{M1}

Som det fremgår af figur 1 er der ingen klare tegn på, at importen har øget markedsandele gennem estimationsperioden, idet 1964 og 1973 skiller sig ud med høje markedsandele, mens de mindste ses i 1963 og 1969.

Estimeres (6) med konstantled opnås

$$(1.1) \quad DLf_{M1} = 0.001 + .98 DLf_{AM1} - 1.04 DL\left(\frac{p_{m1m}}{p_{xn}}\right) \\ (.084) (1.77) \quad (.22)$$

$$n = 1961-73 \quad s = .093 \quad R^2 = .74 \quad DW = 2.46$$

Kun priselasticiteten afviger signifikant fra nul.

Estimeres relationen i niveau mindskes spredningen en del, men med en utroværdig lav efterspørgselselasticitet (0.71) til følge.

Bindes efterspørgselselasticiteten til 1 og elimineres kon-

stantleddet opnås stort set resultatet fra (1.1) med hensyn til priselasticitet, mens residualspredningen selvsagt mindskes lidt. Det gavner gevaldigt at indføre den laggede relative pris

$$(1.2) \quad DL(fMl/fAMl) = -1.40DL(pmlm/pxn) - .61D2(pmlm/pxn) (-1)$$

$$\quad \quad \quad (.23) \quad \quad \quad (.28)$$

n: 1963-73 s = 0.077 e = -.015

Over samme estimationsperiode er residualspredningen med (1.1) på 0.102.

Betegner $fAMlK$ den forventede værdi af $fAMl$ under korte forventningsdannelser, jf. hypotese (8), opnås følgende resultater ved estimation af (7)

$$(1.3) \quad DL(fMl/fAMlK) = 1.60DL(fAMl/fAMlK) - 1.37DL(pmlm/pxn)$$

$$\quad \quad \quad (.69) \quad \quad \quad (.23)$$

$$\quad \quad \quad \quad \quad \quad -.63DL(pmlm/pxn) (-1)$$

$$\quad \quad \quad \quad \quad \quad (.28)$$

n: 1963-73 s = .078 $\bar{e} = -.014$

(1.2) og (1.3) klarer lige godt en afkortning af estimationsperioden til start i 1965.

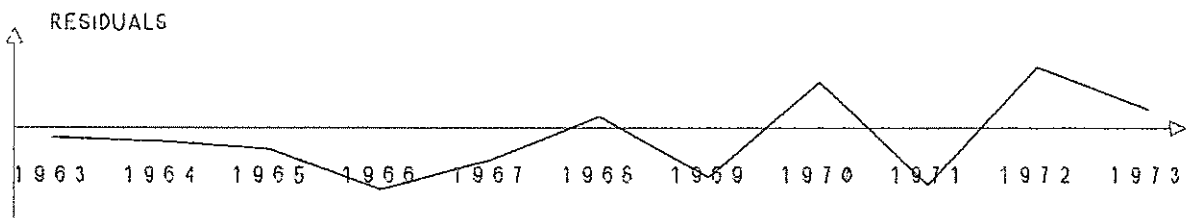
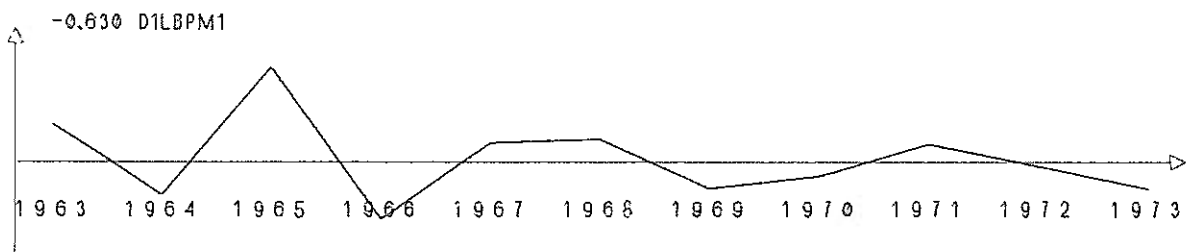
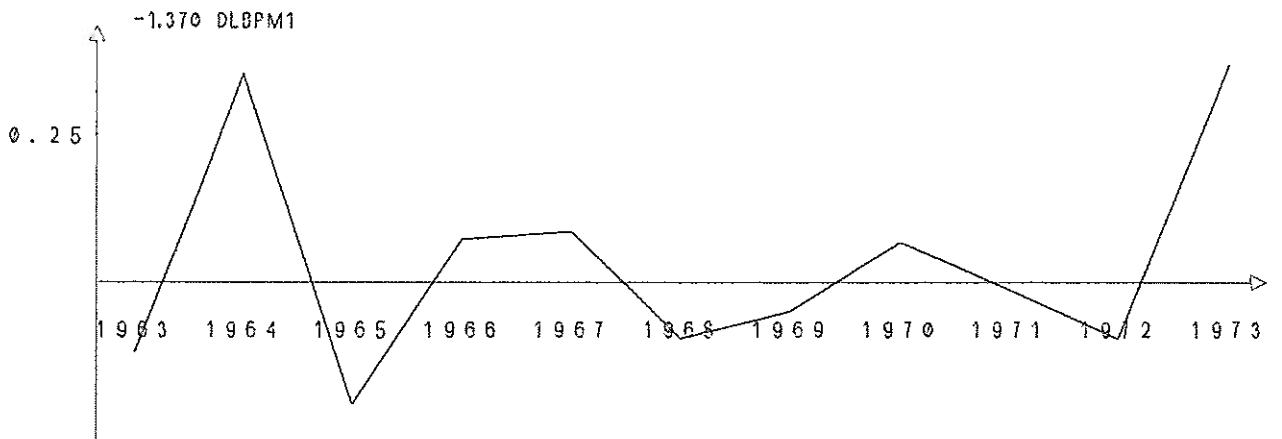
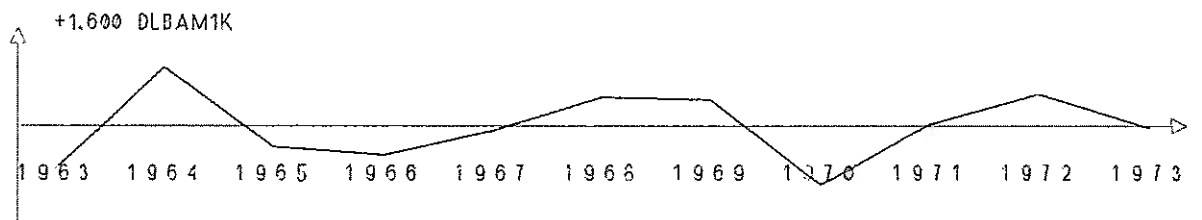
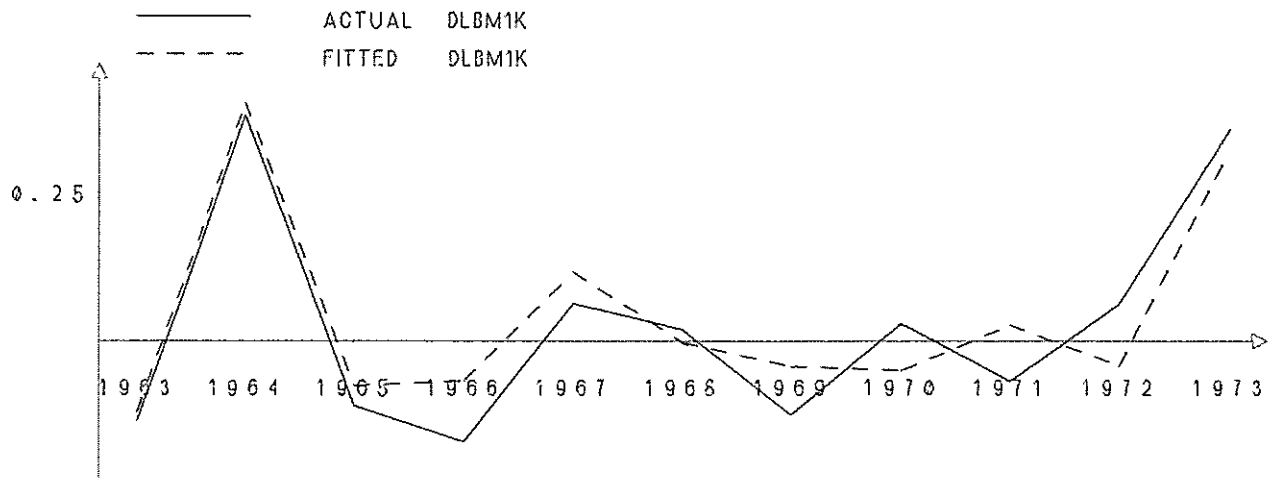
Forskellen på (1.2) og (1.3) er jo, at (1.2) er et specialtilfælde af (1.3) med koefficienten til første led lig 1. Da koefficienten til $(fAMl/fAMlK)$ ikke afviger signifikant fra 1, kan det ikke undre, at det er vanskeligt at diskriminere mellem specifikationerne. Residualerne fra de to relationer er givet nedenfor

	(1.2)	(1.3)
1963	-.036	-.014
1964	.009	-.020
1965	-.037	-.034
1966	-.124	-.101
1967	-.055	-.052
1968	.044	.021
1969	-.064	-.081
1970	.041	.079
1971	-.091	-.094
1972	.127	.104
1973	.024	.034

På et ret løst grundlag foretrækkes (1.3)



FIGUR 11



Resultater for fM24

Her er der tale om, at importens markedsandel stort set har været uændret siden midten af 60'erne.

$$(2.1) \quad \text{DLfM24} = \begin{matrix} -.044 & + & 1.30\text{DLfAM24} & - & .95\text{DL} & \frac{\text{pm24m}}{\text{pxn}} \\ (.024) & & (.36) & & (.19) & \end{matrix}$$

n: 1961-73 s = .054 R² = .82 DW = 1.86

Tvinges regressionsplanet gennem origo mindskes efterspørgselselasticiteten til 0.78.

Bindes også efterspørgselselasticiteten, opnås

$$(2.2) \quad \text{DL}(fM24/fAM24) = \begin{matrix} -.92\text{DL} & \frac{\text{pm24m}}{\text{pxn}} \\ (.20) & \end{matrix}$$

n: 1961-73 s = .058 $\bar{e} = -.028$

De laggede priser hjælper ikke meget

$$(2.3) \quad \text{DL}(fM24/fAM24) = \begin{matrix} -1.01\text{DL} & \frac{\text{pm24m}}{\text{pxn}} & - & .15\text{DL} & \frac{\text{pm24m}}{\text{pxn}} \\ (.21) & & & (.20) & \end{matrix}$$

n: 163-73 s = .053 $\bar{e} = -.021$

Over perioden 1963-1973 giver (2.2)

$$(2.4) \quad \text{DL}(fM24/fAM24) = \begin{matrix} -0.95\text{DL} & \frac{\text{pm24m}}{\text{pxn}} \\ (.18) & \end{matrix}$$

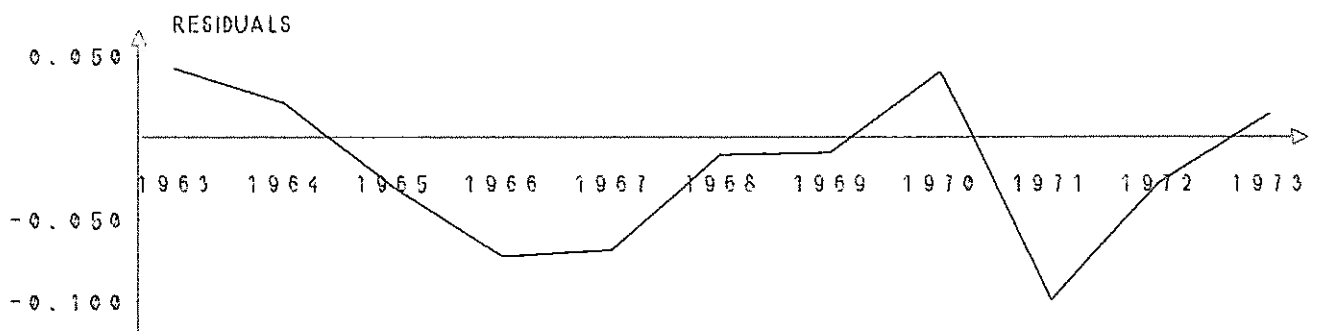
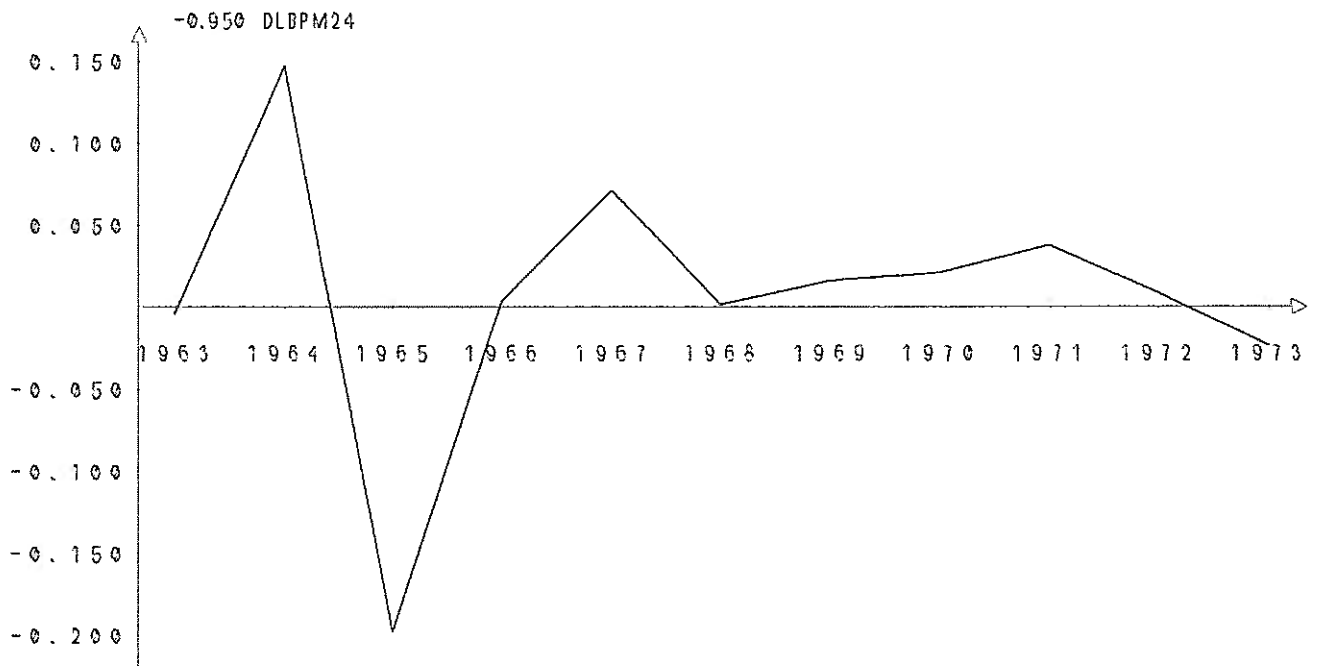
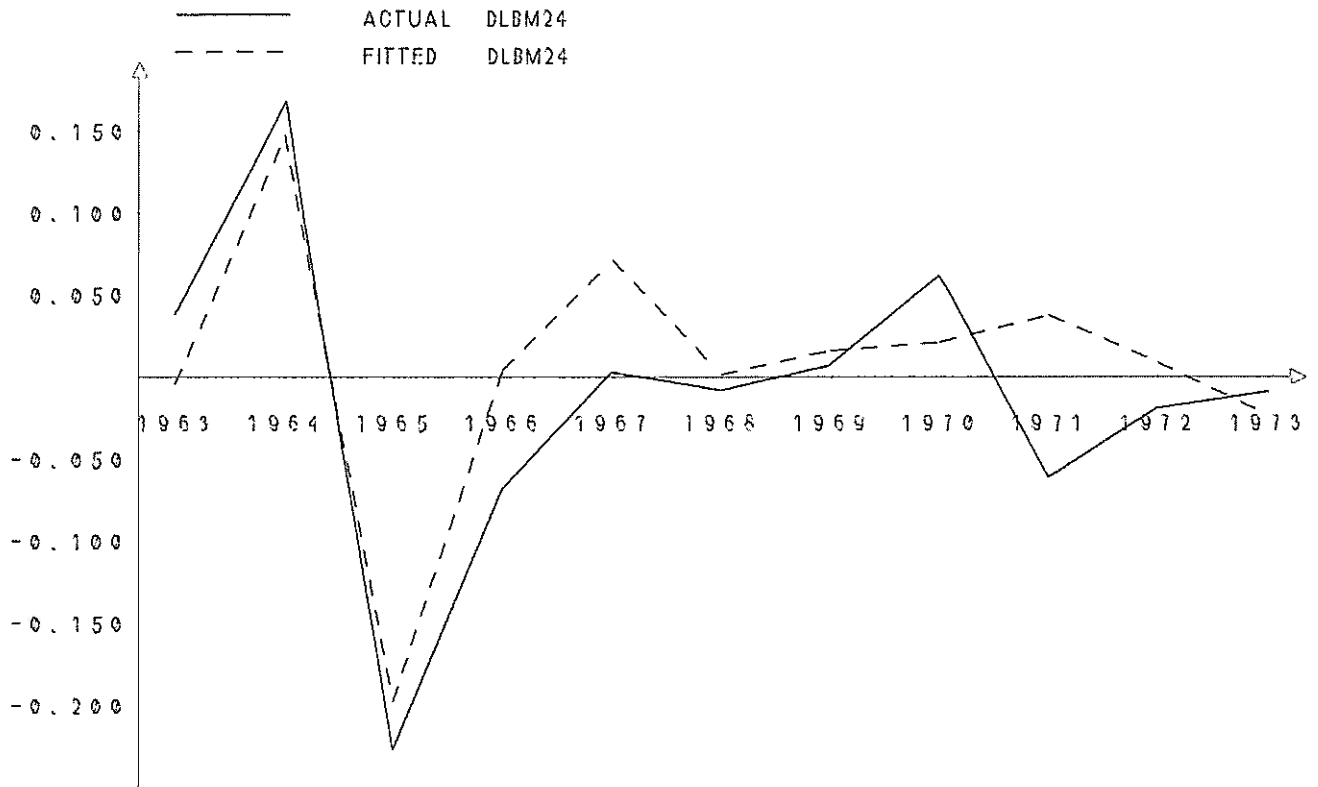
n: 1963-73 s = 0.051 $\bar{e} = -.018$

Specifikationen svarende til forventningsmodellen (6) er der intet indhold i. Koefficienterne til $(fAM24/fAM24^E)$ ligger meget tæt på 1. Da en yderligere afkortning af estimationsperioden til 1965-73 gør den laggede pris endnu mere insignifikant, foretrækkes (2.4). Det bemærkes til sidst, at grundspecifikationen (2.1) over perioden 1963-73 giver en residualspreddning på 0.050 med stort set identiske koefficienter, og at inddragelse af en sammenvejning af a- og n-sektorens pris i det relative prisudtryk er uden betydning.

Resultater for fM5

Her er tale om en næsten monotont voksende markedsandel for importen gennem estimationsperioden, som dog nøje modsvares af faldende relative priser.

FIGUR 12



Som udgangspunkt haves

$$(5.1) \quad \text{DLfM5} = .025 + .90\text{DLfAM5} - .87\text{DL} \frac{\text{pm5m}}{\text{pxn}}$$

(.014) (.27) (.10)

$$n: 1961-73 \quad s = 0.028 \quad R^2 = .94 \quad \text{DW} = 1.14$$

Bindes konstanten til nul, stiger efterspørgselselasticiteten til 1.27, og bindes denne til 1 opnås

$$(5.2) \quad \text{DL}(fM5/fAM5) = -.95\text{DL} \frac{\text{pm5m}}{\text{pxn}}$$

(.09)

$$n: 1961-73 \quad s = 0.033 \quad \bar{e} = .016$$

Indføres den laggede pris i (5.2), opnås

$$(5.3) \quad \text{DL}(fM5/fAM5) = -1.12\text{DL} \frac{\text{pm5m}}{\text{pxn}} - .12\text{DL} \frac{\text{pm5m}}{\text{pxn}}(-1)$$

(.14) (.10)

$$n: 1963-73 \quad s = 0.029 \quad \bar{e} = .010$$

(5.1) opnår over denne sidste periode en residualspredning på 0.026 mod 0.030 for (5.2).

Afprøves forventningsmodellen opnås på det nærmeste identiske resultater for de to forventningsdannelsehypoteser. Betegner fAM5L det forventede marked under den lange forventningsdannelsehypotese (10), opnås

$$(5.4) \quad \text{DL}(fM5/fAM5L) = 1.24\text{DL}(fAM5/fAM5L) - 1.19\text{DL} \frac{\text{pm5m}}{\text{pxn}}$$

(.17) (.15)

$$-.26\text{DL} \frac{\text{pm5m}}{\text{pxn}}(-1)$$

(.13)

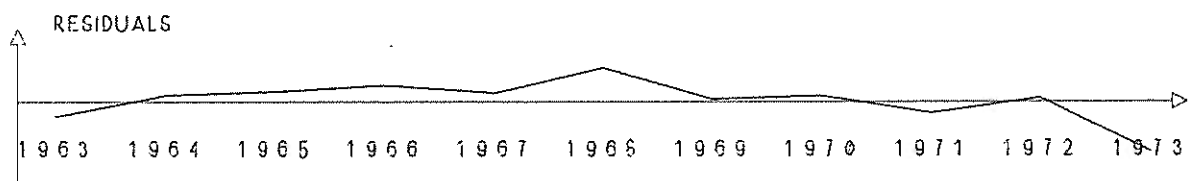
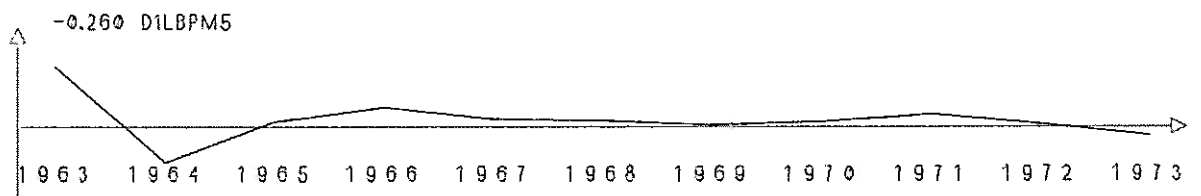
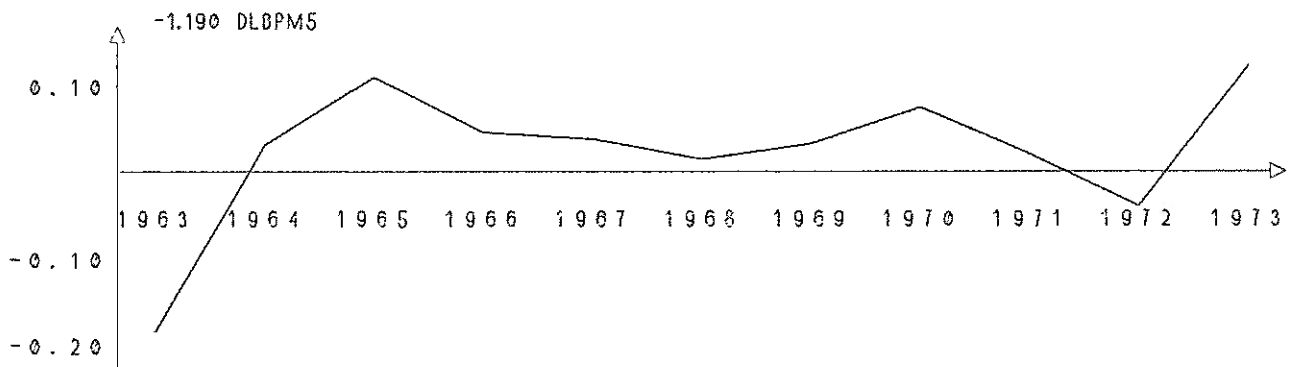
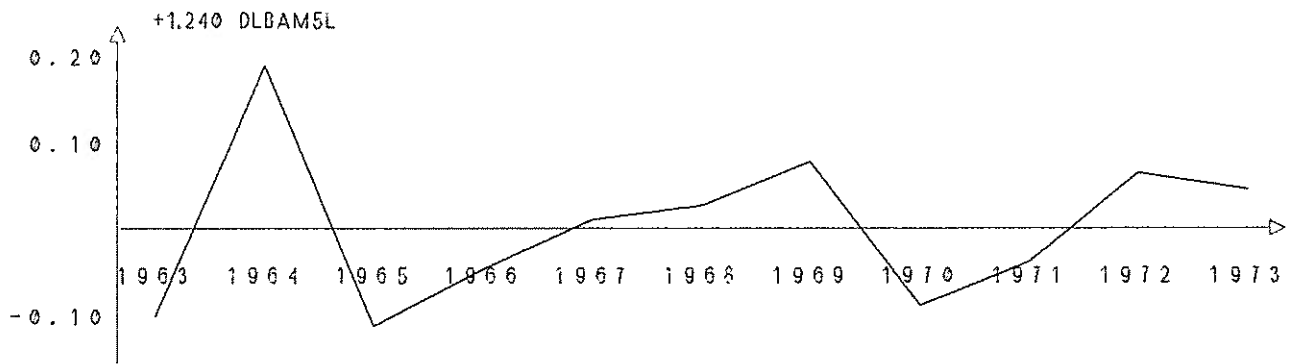
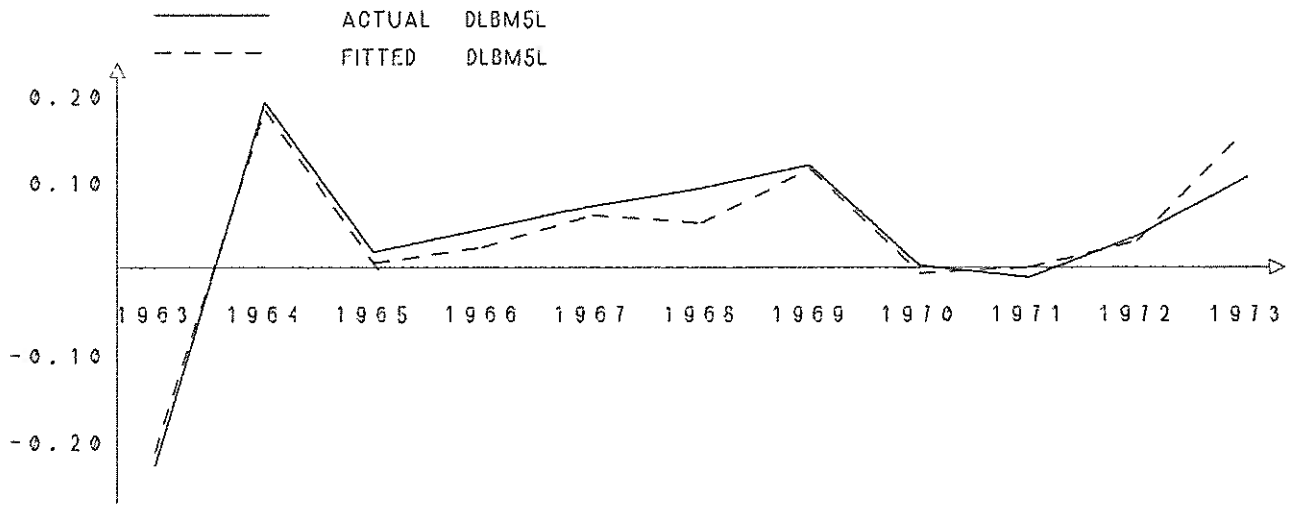
$$n: 1963-73 \quad s = 0.028 \quad \bar{e} = .003$$

Afkortes estimationsperioden til 1965-73, klarer (5.4) og (5.3) sig bedst af de her refererede relationer. Summen af priselasticiteterne er lidt større med større vægt til det laggede led. (5.4) foretrækkes på et spinkelt grundlag.

Resultater for fM6

Også her vokser importens markedsandel støt og roligt gennem estimationsperioden. Samtidig er vi kommet op i en meget stor importkomponent.

FIGUR 13



$$(6.1) \quad \text{DLfM6} = -.049 + 2.34\text{DLfAM6} - .63\text{DL} \frac{\text{pm6m}}{\text{pxn}}$$

$$(.011) \quad (.19) \quad (.08)$$

n: 1961-73 s = .023 R² = .97 DW = 1.04

Bindes konstant til nul og/eller indkomstelasticitet til 1, bliver resultaterne gradvis grimmere i statistisk forstand. Som eksempel tjener

$$(6.2) \quad \text{DL(fM6/fAM6)} = -.91\text{DL} \frac{\text{pm6m}}{\text{pxn}}$$

$$(.16)$$

n: 1961-73 s = 0.057 $\bar{e} = .010$

Indføres den laggede pris i (6.2), kommer den ud med en insig-nifikant positiv koefficient.

Den høje efterspørgselelasticitet i (6.1) antyder, at der er plads til forventningsmodellen. Betegner fAM6L det forventede mar-ked under den lange forventningsdannelsehypotese (10), opnås

$$(6.3) \quad \text{DL(fM6/fAM6L)} = 1.49\text{DL(fAM6/fAM6L)} - .83 \frac{\text{pm6m}}{\text{pxn}}$$

$$(.16) \quad (.12)$$

n: 1961-73 s = 0.039 $\bar{e} = .011$

Heller ikke i denne formulering er der plads til de laggede relative priser.

Over kortere estimationsperioder har (6.1) konsekvent mindre residualspredning end (6.3), men priselasticiteten falder drastisk (numerisk), mens parameterestimererne i (6.3) er ret stabile. Da samtidig en efterspørgselelasticitet på mere end 2 unddrager sig fornuftens tolkning, vælges specifikationen (6.3), men estimeret over perioden 1963-73 af hensyn til bevarelse af en fælles estima-tionsperiode.

$$(6.4) \quad \text{DL(fM6/fAM6L)} = 1.49\text{DL(fAM6/fAM6L)} - .87\text{DL} \left(\frac{\text{pm6m}}{\text{pxn}} \right)$$

$$(.17) \quad (.22)$$

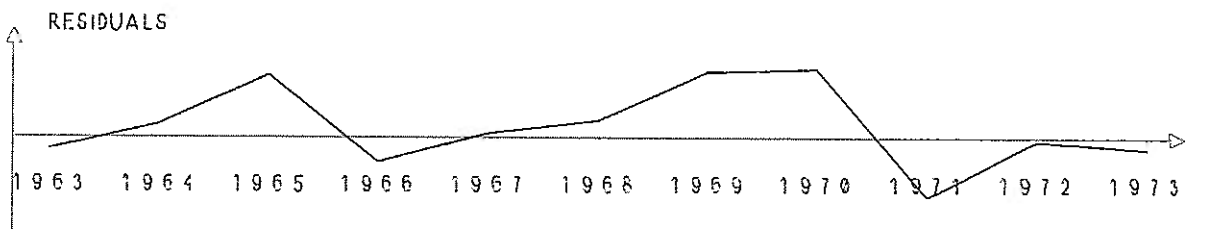
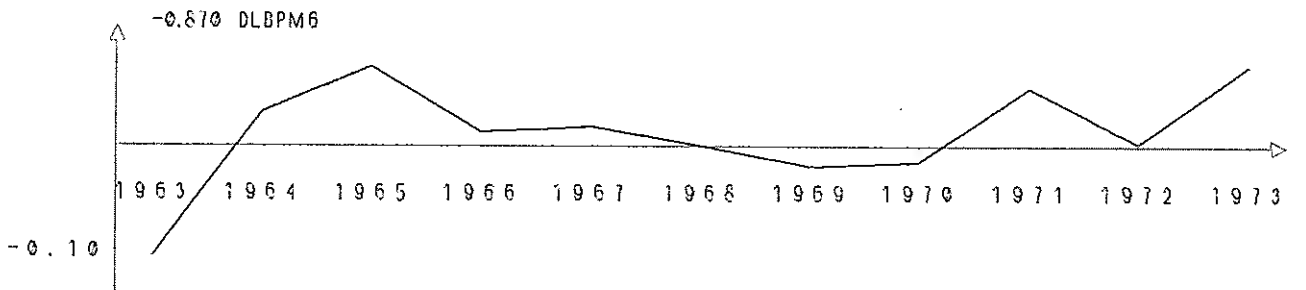
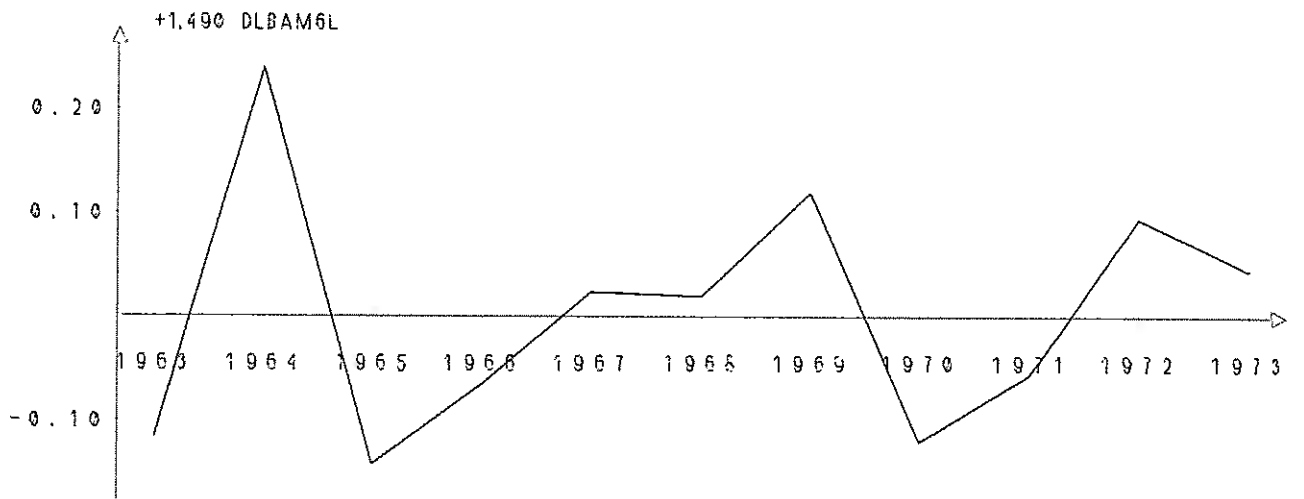
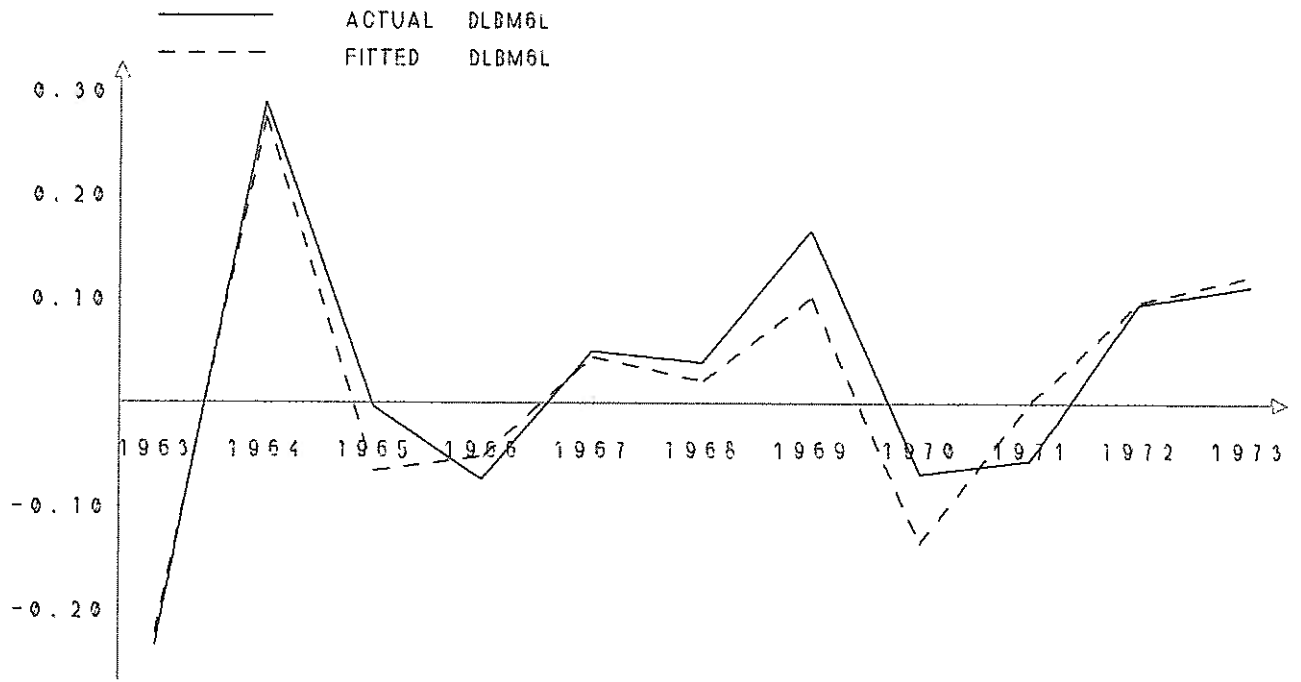
n: 1963-73 s = 0.043 $\bar{e} = .012$

Resultater for fM7

Der er her tale om en svagt voksende markedsandel for importen. Også fM7 er en af de tunge drenge i importstatistikken.

I rå form estimeres

FIGUR 14



$$(7.1) \quad \text{DLfm7} = .004 + 1.25\text{DLfAM7} - .98\text{DL} \frac{\text{pm7m}}{\text{pxn}}$$

$$(.012) \quad (.17)$$

$$n: 1961-73 \quad s = .028 \quad R^2 = .97 \quad \text{DW} = 1.37$$

Som resultaterne antyder, sker der ikke alverden ved at tvinge regressionsplanet gennem origo med efterspørgselselasticiteten bundet til 1.

$$(7.2) \quad \text{DL}(\text{fm7}/\text{fAM7}) = -1.12\text{DL} \frac{\text{pm7m}}{\text{pxn}}$$

$$(.10)$$

$$n: 1961-73 \quad s = .034 \quad \bar{e} = .014$$

Det er et åbenbart diskussionsemne om relationen bliver køn-
nere, såfremt den lange forventningsdannelsesmodel (10) indarbejdes.

$$(7.3) \quad \text{DL}(\text{fm7}/\text{fAM7L}) = 1.10\text{DL}(\text{fAM7}/\text{fAM7L}) - 1.04\text{DL} \left(\frac{\text{pmxm}}{\text{pxn}} \right)$$

$$(.09) \quad (.13)$$

$$n: 1961-73 \quad s = .033 \quad \bar{e} = .017$$

Der er ikke plads til laggede relative priser i nogle af spe-
cifikationerne. Parametrene i (7.1) er ret ustabile ved variatio-
ner med estimationsperioden, mens (7.2) og (7.3) er ganske stabile,
men med (7.2) som vinder.

Over perioden 1963-73 opnås

$$(7.4) \quad \text{DL}(\text{fm7}/\text{fAM7}) = -1.16\text{DL} \left(\frac{\text{pm7m}}{\text{pxn}} \right)$$

$$(.15)$$

$$n: 1963-73 \quad s = .036 \quad \bar{e} = .020$$

Dog forekommer det som om, at en endnu længere forventnings-
dannelsesmodel vil kunne vende konklusionen.

Resultater for fm89

Denne komponent udviser en stærkt voksende markedsandel for im-
porten gennem estimationsperioden.

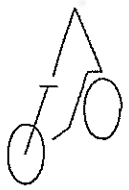
I rå form estimeres en endog usædvanlig hæsliig relation

$$(8.1) \quad \text{DLfm89} = 0.066 + .97\text{DLfAM89} - .94\text{DL} \frac{\text{pm89m}}{\text{pxn}}$$

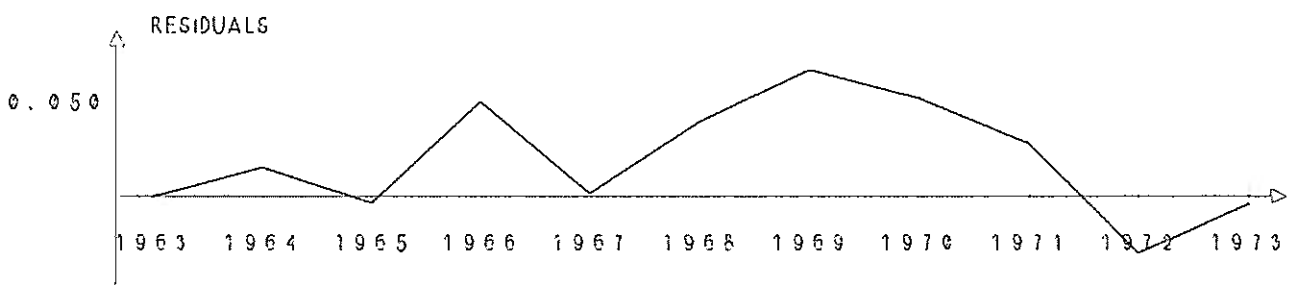
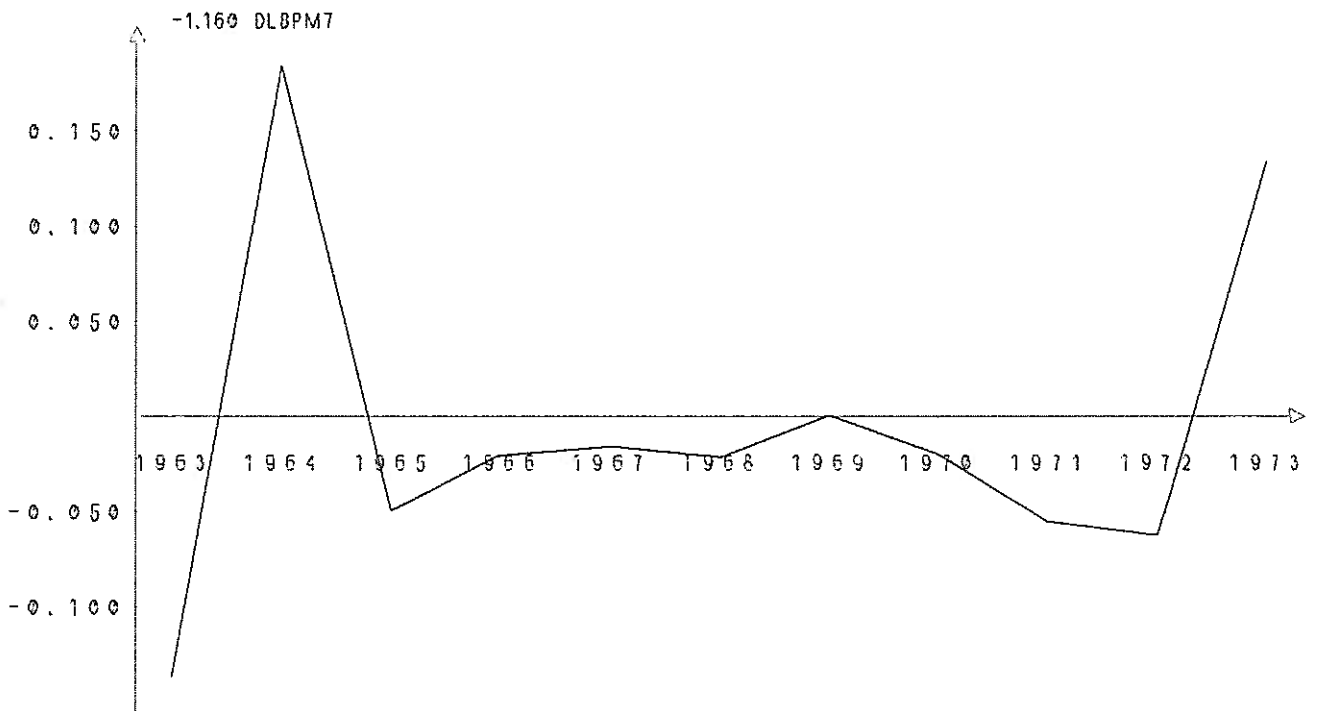
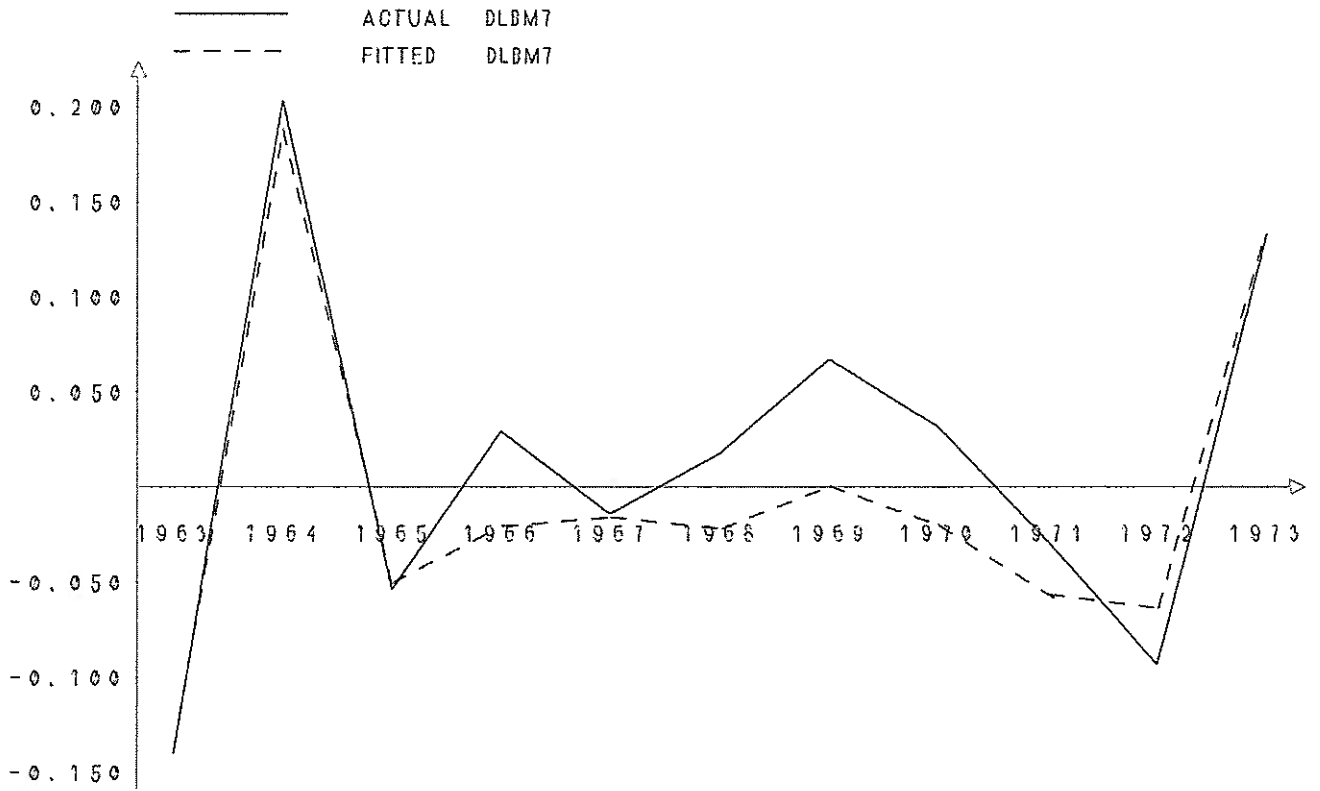
$$(.026) \quad (.34) \quad (.26)$$

$$n: 1961-73 \quad s = 0.060 \quad R^2 = .64 \quad \text{DW} = .53$$

Over perioden 63-73 falder efterspørgselselasticiteten til



FIGUR 15



0.82. Tvinges regressionsplanet gennem origo med efterspørgsels-elasticiteten bundet til 1, opnås

$$(8.2) \quad DL(fm89/fAM89) = -1.31DL \frac{pm89m}{pxn} \\ (.31)$$

$$n: 1963-73 \quad s = 0.072 \quad \bar{e} = .042$$

Det hjælper en del at indføje den laggede pris i (8.2).

$$(8.3) \quad DL(fm89/fAM89) = -1.31DL \frac{pm89m}{pxn} - .57DL \frac{pm89m}{pxn} (-1) \\ (.28) \quad (.30)$$

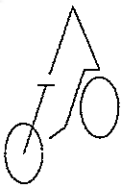
$$n: 1963-73 \quad s = .064 \quad \bar{e} = .025$$

Denne specifikation er nogenlunde stabil ved forkortelse af estimationsperioden, idet den laggede relative pris dog bliver insignifikant.

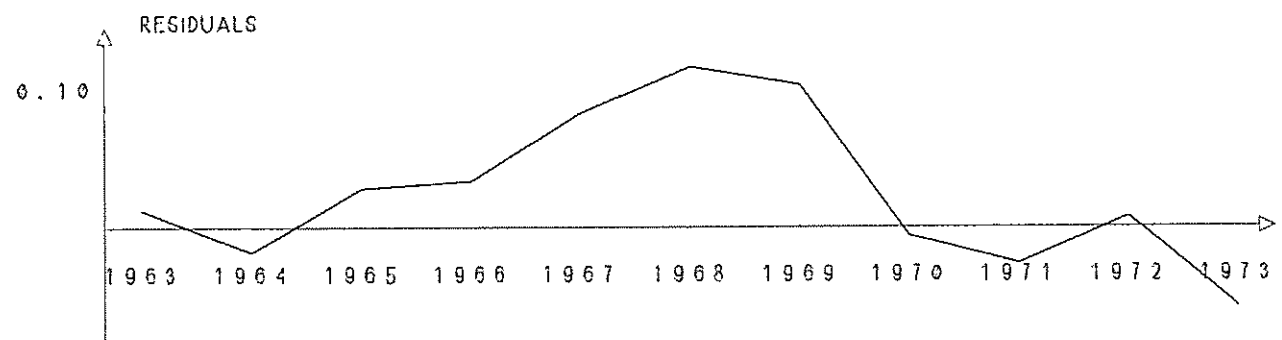
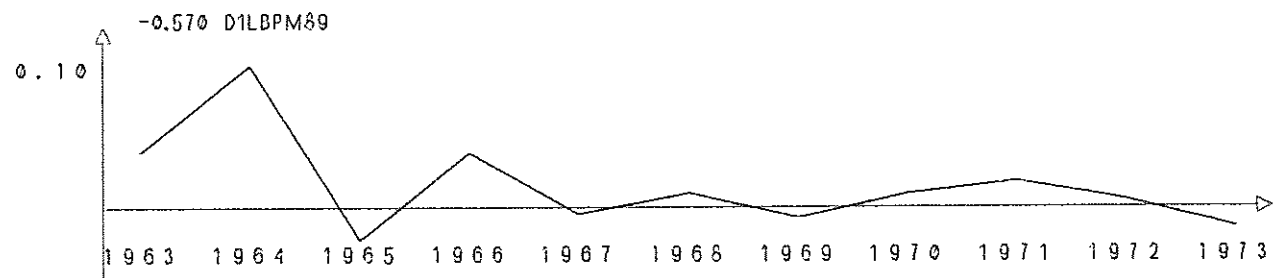
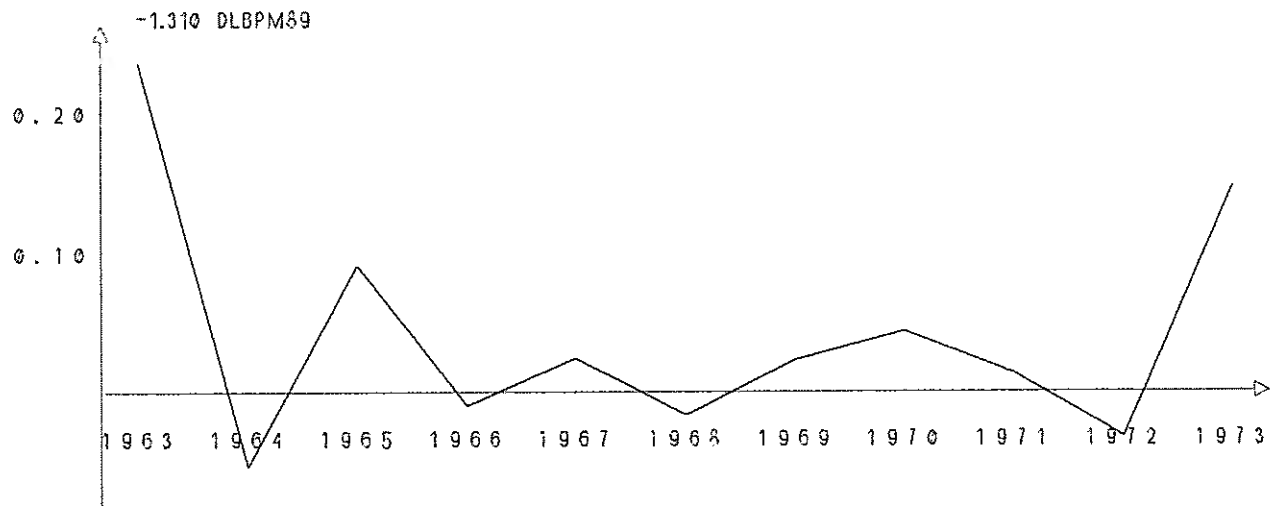
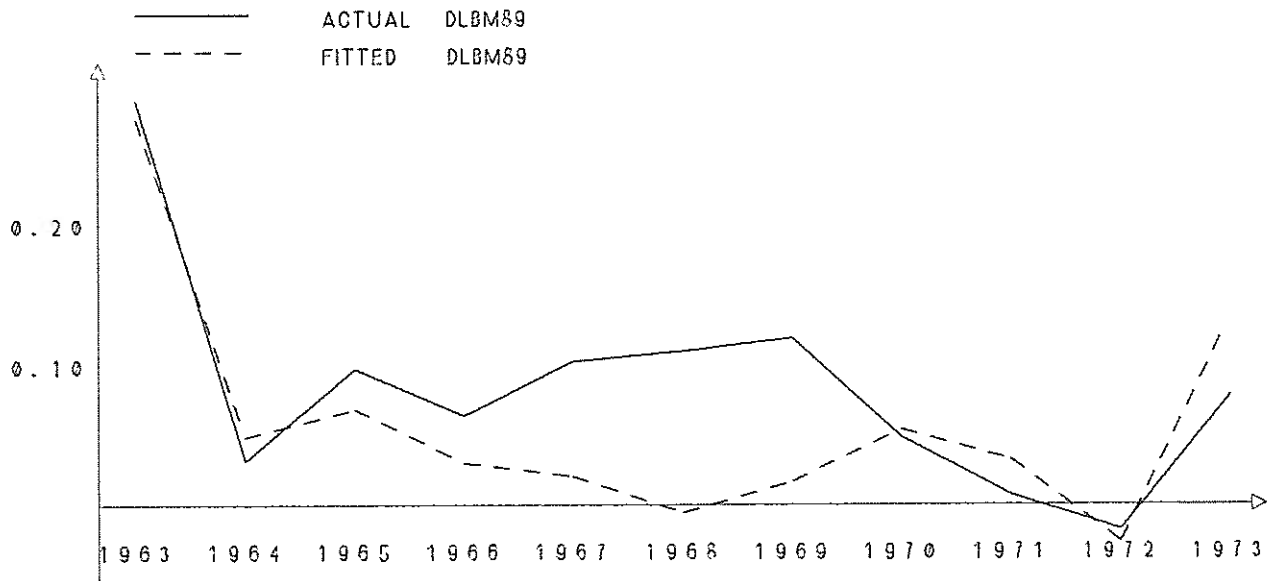
Residualerne fra (8.2) og (8.3) er

	8.2	8.3
1963	.053	.013
1964	.085	-.017
1965	.006	.029
1966	.074	.034
1967	.078	.082
1968	.126	.115
1969	.096	.102
1970	.005	-.005
1971	-.006	-.025
1972	.014	.008
1973	-.069	-.056

Det ses klart, at ingen af relationerne kan forklare væksten i importen sidst i 60'erne. Residualernes opførsel bevirker dog, at (8.3) foretrækkes.



FIGUR 16



Bilag 1

$$fAM0 = 0.0670fXa + 0.0033fXn + 0.0035fXq + 0.0959fCf + 0.0107fCy \\ + 0.05fI1 + D65 \cdot 0.0054fE01 + (1-D65) \cdot 0.0017fEv$$

$$fAM1 = 0.0044fXn + 0.0017fXq + 0.0428fCn$$

$$fAM24 = 0.0182fXn + 0.0376fXb + 0.05fI1 \\ + D65 \cdot 0.1070fE24 + (1-D65) \cdot 0.0076fEv$$

$$fAM3 = 0.0156fXa + 0.0072fXn + 0.3930fCe \\ + 0.1290fCg + 0.633fE3 + 0.0025fXb \\ + 0.0060fXq + 0.0125fCy + 0.05fI1$$

$$fAM5 = 0.0146fXa + 0.0307fXn + 0.0118fXb \\ + 0.0022fXq + 0.0214fCi + 0.0227fCy \\ + 0.05fI1 + D65 \cdot 0.0034fE59 + (1-D65) \cdot 0.0018fEv$$

$$fAM6 = 0.0945fXn + 0.0795fXb + 0.0086fXq \\ + 0.0444fCi + 0.0244fCr + 0.0267fCy + 0.15fI1 \\ + D65 \cdot 0.0057fE59 + (1-D65) \cdot 0.0030fEv$$

$$fAM7 = 0.0382fXn + 0.0055fXq + 0.3116fCb \\ + 0.1801fCv + 0.0358fCr + 0.0325fCy \\ + 0.3535fIm + 0.10fI1$$

$$fAM89 = 0.0018fXn + 0.0106fXb + 0.0053fXq \\ + 0.1370fCi + 0.0762fCv + 0.0150fCy + 0.0691fIm + 0.05fI1 \\ + D65 \cdot 0.0003fE59 + (1-065) \cdot 0.0002fEv$$

$$fAMs = 0.0071fXq + 0.0043fCs + 0.0109fCy + 0.3fEs$$

NB: D65 = 1 1965-

D65 = 0 1948-1964

Konstruktionen med D65 skyldes, at vareeksporten ikke er fordelt på komponenter forud for 1965. Dog er fE3 ført tilbage ved hjælp af fEe fra den gamle ADAMBANK.

20/8-79
AMC

I-O TABEL 1973 i 1970-priser

REVISION

I håndteret model (AMC-21/6-79) er der givet en modificeret i-o tabel vedr. 1973 i 1970-priser. I det følgende følger nogle revisioner til denne. Forøgelserne her til er

- a) Opdeling af eksport på komponenter
 - b) Opsplidning af offentlig forbrug i varekøb og licitance fra offentlig aktør.
 - c) ~~Opsplidning~~
 - c) Forsøg på en mere nuanceret behandling af brændstoffsimporten (M3)
 - d) Forsøg på mere nuanceret behandling af lægemiddelimporten (M5), som ikke længere inkluderer turiststøtgifter (M6)
- Altså a) og b) ikke kræver særlig begrundelse, men c) og d) anses som en måde til at korrigere for ADAMI's stærkt aggregerede produktionssektoropdeling.

Da korrektionerne alene vedrører søjlene for $X_n, X_g, C_e, C_g, (C_o-C_y), C_y, E_s, E_{O1}, E_{24}, E_3, E_{59}$ og E_y gennemses disse 12 søjler i det følgende i fuld indblikning. Alle andre søjler er uændrede og en samlet fremstill-

ting af i-o tabellen via afvænte bedre sider.

ad b) Opspaltningen af offentlig forbrug i værkøb (Cy) og eksport (Co-Cy) er helt problemløs. Eksempel for Co-Cy medtager kun input fra offentlig sektor, men det gælder alle dele.

ad a) Opspaltningen af eksporten er ret skønmæssig. Landbrugs leverance er først fordelt, dernæst er geneslekt eksporten lavet (leverancen på X_n er skibsreparation af SU30), hvorefter det der er skønnet koefficienter for Q-sektoren, hvilket skulle ligge naturligt pålægget af D-sektorens leverance tilføjet. Fastlås koefficienterne ~~stammer~~ kan det beregnes, hvor meget de enkelte sektorer leverer til eksport. Ved sammenligning med i-o tabellens oplysninger om samme er overensstemmelse god for N og Q, men ret ringe for A. (vedrørende 1966)

ad c)

Blandt ADAM's efterspørgselskomponenter er især fCe, fCg og fE3 energibølge. I sidste ende importerer al energi, men hovedparten er først inde på raffinaderier og elværker. For at kunne tilbringe ^{af} brændstoffsimporten er det ubekendt, ad hovedparten af energien leveres fra N-aktoren, hvorefter de falles "blodd" bæk på denne sektor lægges energiimport med sig. Modifikationsnormen skal anvendes som en pseudo-udskillelse af raffinaderier og elværker fra N. Udfra tab 5031 beregnes direkte og indirekte importkvote for fCe, fCg og fE3. fE3's kvote er til disse anvendes er koefficienterne på 0.393, 0.129 hhv. 0.633 gange efterspørgselskomponenterne. Allokeringerne er foreslået i rækken for leverance på Xu.

ad d) Fra 5030, tabel 2.9 og 2.10 skønnes, at skibe- og luftfodsindgiften i udlandet udgør 35 pct. af tjenesteeksporten (excl. turisme). Da transportsektoren ikke er udskilt, fores der tjenesteimport direkte ind i tjenesteeksporten.

TABEL IA REVIDERED E SØULER I 1973 I-O TABEL I 1970 PRISER

	Xn	Xg	Ce	Cg	Cy	(Co-Cy)	E01	E24	E3	E59	EY	E0
Xa	10487				81		1051	400				
Xn	15896**	4180	1048**	22**	15970		8069	1352	197**	18920	1543	475
X6	480	1219			997							
X6												
X9	6002	15241**	549	429	4108	17889	963	210	69	2484		3960**
X0												
M0	245	233			96		54					
M1	327	112										
M2	1284							235				
M3	531**	394	1259**	284**	112				459**			
M4	111											
M5	2277	147			204					56		
M6	7008	566			240					94		
M7	2434	362			292							
M9												
M89	132	351			135					5		
M0					98							1901**
Sim	382	60			26							
Sin	-417	908		1252	115							
Sig	29	326	348	218	883		-71				-44	
S04	51	186										
yf	26865	40990										

** angiver, at tabellen er revideret i forhold til AUC, 2/16-79 og vedrør indl. o. o. g. a.

Sammenbinding og import i ADAM, september 1979-version

1. Baggrund

ADAM, september 1979, er baseret på data fra det nye nationalregnskab. Som følge af dette systems nære tilknytning til input-output analysen har det været naturligt at søge denne analyseform indarbejdet i ADAM på en mere konsekvent måde end hidtil. Hovedsigtet er sideløbende med økonometrisk adfærdsbeskrivelse af alle søjle- og rækkesummer i en i-o tabel undtagen de private sektorer produktionsværdier at bevare i-o modellens overlegne bogholderiegenskaber på såvel aggregeret- som sektorplan. Konkret ønskes input-output modellen benyttet til såvel mængdesammenbinding, dvs. en fastlæggelse af produktionsværdier på sektorplan svarende til endogent fastlagte endelige anvendelser, som prissammenbinding, dvs. fastlæggelse af priser på de endelige anvendelser svarende til endogent bestemte priser på de indenlandske sektorer produktion og eksogene importpriser og afgiftssatser.

Dette dobbeltsigte i sammenbindingen kan vanskeligt opnås med mindre der benyttes en input-output model med endogen import, dvs. en modeltype som i rå form postulerer faste markedsandele. Fra en umiddelbar synsvinkel vil der således ikke være plads til endogenisering af importen i stokastisk formulerede relationer, som fundamentalt set har til formål at forklare variationer i markedsandelene, da importen - og dermed implicit den indenlandske produktion - vil blive forskellige med de to beregningsformer. I traditionelle indarbejdelser af i-o modeller i makroøkonometriske modeller er problemet omgået ved at undlade at beregne den input-output-baserede import, men herved løses dette konsistensproblem selvsagt ikke. Da forholdet til tider har været ganske generende, især i forbindelse med anvendelsen af ADAM til beregninger, hvor markedsandelene har varieret (indkomspolitik, importpriser m.v.), vil der i det følgende blive ridset en skitse op, som i formel forstand sikrer konsistens mellem de to importberegninger. For nærværende er det ikke undersøgt, hvilken deskriptiv kvalitet metoden har.

2. Sammenbindingsrelationer

$$(1) \quad X_i = a_{i1}X_1 + \dots + a_{ii}X_i + b_{i1}D_1 + \dots$$

$$(1a) \quad = \frac{1}{(1-a_{ii})} (a_{i1}X_1 + \dots + b_{i1}D_1 + \dots)$$

X_1 'er betegner produktionsværdier, D 'er endelige anvendelser og a 'er og b 'er tekniske koefficienter. Alle størrelser måles i faste priser. Denne mængdesammenbindingsrelation for den i 'te produktionssektor er opskrevet på strukturform, dvs. som summen af den i 'te sektors leverancer til såvel andre produktionssektorer ($a_{i1}X_1$ etc.) som til endelige anvendelser ($b_{i1}D_1$ etc.). Konkret benyttes (1a) direkte til mængdesammenbinding, dvs. den inverterede matrix for råstofkredsløbet indgår ikke eksplicit. Denne afvigelse i forhold til gængs input-output latin skyldes, at (nogle af) de tekniske koefficienter i den videre modelsammenhæng er endogene variable, hvilket kombineret med TSP's modelløsningsalgoritmer betinger denne sammenbindingsform.

3. Importrelationer

Generelt formuleret har ADAM's importrelationer følgende udseende

$$(2) \quad M_i = f_i(X, D \dots)$$

eller

$$(3) \quad M_i = \bar{M}_i$$

hvor M_i betegner importkomponent nr. i .

4. Input-output importrelationer

$$(4) \quad M_{ioi} = a_{i1}(-1)X_1 + \dots + b_{i1}(-1)D_1$$

hvor a_m 'er og b_m 'er betegner de tekniske koefficienter for importen. (4) angiver således den værdi af importen, som ville være opnået i periode t , såfremt de tekniske koefficienter var uændrede i forhold til periode $t-1$.

5. Tekniske koefficienter

$$(5) \quad am_{ij} = am_{ij}(-1) * (Mi/Mioi)$$

$$bm_{ij} = bm_{ij}(.1) * (Mi/Mioi)$$

dvs. de tekniske koefficienter for den i'te importkomponent ændres proportionalt, så en input-output beregnet import baseret på am_{ij} og bm_{ij} vil give Mi fra (2) eller (3) som resultat.

Problemet er herefter, at i de søjler, hvor de tekniske koefficienter for importen er ændret, må mindst ét andet element ændres. Antages det, at importen udelukkende konkurrerer med fremstillingsvirksomhed, opnås

$$(6) \quad a_{nj} = a_{nj}(-1) - \sum_i (am_{ij} - am_{ij}(-1))$$

$$b_{nj} = b_{nj}(-1) - \sum_i (bm_{ij} - bm_{ij}(-1))$$

Det må dog bemærkes, at modstykket til ændringer i am 'erne i princippet helt eller delvis kan være variationer i den samlede råstofkvote.

6. Prissammenbinding

$$(7) \quad pd_j = \sum_i b_{ij} p_{xi} + \sum_i bm_{ij} p_{mi}$$

hvor pd_j angiver prisen på D_1 , den j'te endelige anvendelse og p_{xi} prisen på den i'te produktionssektors output (fastlagt i adfærdsrelationer) og p_{mi} prisen på den i'te importkomponent.

7. Sammenfatning

Modellen givet med (1)-(6) beskriver grundstrukturen i mængdesammenbindingen og importen. Skitsen er mere tung end elegant, men er på den anden side enkel i grundprincipperne og sikrer i formel forstand konsistens mellem importudvikling og produktionsudviklingen på sektorplan.

Empirisk set er skitsen uden faste holdepunkter. Den første grundantagelse er, at for en given importkategori ændres samtlige tekniske koefficienter for denne imports anvendelse med samme procentsats. Antagelsen svarer nøje til den grundantagelse i det nye nationalregnskabssystem, at sammensætningen på import

og indenlandsk produktion for et givet varenummer er den samme i alle anvendelser (undtagen eksporten). Hvor nationalregnskabets antagelse skyldes manglende muligheder for at gøre andet kombineret med en vis intuitiv appel, kan det ikke udelukkes, at man på ADAM's høje aggregeringsniveau kunne arbejde med en anden hypotese, som havde en højere deskriptiv værdi.

En anden grundantagelse er, at importen alene konkurrerer med fremstillingsvirksomhed. Denne antagelse kan let slækkes, såfremt der opstår behov herfor. Rent faktisk indbygges, at tjenesteimporten konkurrerer med "øvrige erhverv", og såfremt det for importen af SITC 0 og SITC 2,4 kommer ud, at det relative prisudtryk bør inkludere landbrugets sektorpriser, bør substitutionen i tekniske koefficienter også foretages over til landbrug.

Fraregnet koefficientendogeniseringen er samtlige i-o analysens standardforudsætninger bevaret. Set fra et konsistenssynspunkt er antagelsen om en konstant bruttofaktorindkomstkvote næppe i overensstemmelse med formuleringen af beskæftigelses- og sektorprisrelationer.

7. Alternativer

Den ovenstående skitse er ikke medtaget i Bent Thages oversigt over "Udenrigshandelen i input-output analysen"¹, men det er ikke undersøgt videre, om andre har lavet samme bizarre struktur.

Et nærliggende alternativ ville være at arbejde med faste vægte i prissammenbindingsrelationerne og benytte en input-output model med eksogen import til mængdesammenbindingen. En sådan skitse er selvsagt udsat for samme type angreb for inkonsistens som tidligere anført, og det er vel til syvende og sidst hovedanken mod at koble denne modeltype ind i ADAM.

Dette bogholderisynspunkt bør muligvis ikke tillægges for stor vægt. Skitsen vil herudover rejse to typer af problemer, dels på datasiden m.h.t. opdeling af importen efter konkurrerende/ikke-konkurrerende kriteriet og inden for den konkurrerende import efter hvilken sektor importen er konkurrerende med, dels m.h.t. formulering af sammenbindingsmodellen givet det første krav kan opfyldes.

¹Bent Thage (1973): Udenrigshandelen i input-output analysen, Nationaløkonomisk Tidsskrift, bind 111, nr. 3.

På datasiden kan det ikke undgå at give kommunikationsproblemer kun at arbejde med konkurrerende/ikke-konkurrerende kriteriet, hvorfor det vel er åbenbart, at man bør indføre en transformationsmatrix over til et mere gængs nomenklatursystem. Det vil imidlertid stride mod selve modelstrukturen, såfremt dette system går på tværs af hovedinddelingen konkurrerende/ikke-konkurrerende, idet der set fra et konsistenssynspunkt ikke er plads til at fastlægge den ikke-konkurrerende import på anden måde end via input-output modellen. Hermed er vi ovre i formuleringen af sammenbindingsmodellen. For det første må muligheden for at estimere importrelationer for den ikke-konkurrerende import afskrives, med mindre vi vil søge tilflugt til skitsen (1)-(6) på dette punkt. Det forekommer at være en start på et meget lavt ambitionsniveau. De empiriske holdepunkter for streng limitationalitet på dette punkt er således næppe til stede. I økonomisk forstand må varenumre under ikke-konkurrerende import opfattes som konkurrerende med varenumre under konkurrerende varer (bananer konkurrerer med æbler og pærer). En stor del af den ikke-konkurrerende import er input i fremstillingsvirksomhed.

Tabel 1 Tekniske koefficienter i fremstillingsvirksomhed for ikke-konkurrerende vareimport i 1970-priser

Ikke-konkurrerende import af:	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973
Landbrugsprodukter	.0129	.0136	.0129	.0124	.0137	.0131	.0120	.0107
Brændsel	.0172	.0214	.0216	.0237	.0262	.0249	.0228	.0226
Kemiske råstoffer	.0062	.0065	.0065	.0065	.0067	.0062	.0061	.0062
Træ, tekstil m.v.	.0035	.0031	.0033	.0030	.0030	.0027	.0023	.0020
Jern og metal	.0156	.0142	.0106	.0120	.0111	.0111	.0117	.0118

Selv om udsvingene kan virke små, er de ganske store relativt set. Den tekniske koefficient for ikke-konkurrerende import af træ og tekstil udgør i 1973 kun 57 pct. af koefficienten i 1966, mens brændselskoefficienten er vokset med 31 pct. Det må foretrækkes at søge disse udsving modellerede.

Herudover er det klart, at den konkurrerende import ikke må optræde som en enkelt søjle, men som en diagonalmatrix, dvs. en søjle for konkurrerende import til landbruget etc. Gøres dette, og afspejler den økonometriske models importrelationer forskelle i importkvoterne i de enkelte anvendelser, vil denne skitse give samme resultater m.h.t. afledede virkninger som (1)-(6) vedrørende

produktionsværdier i faste priser. Sammenfattende kan skitsen med sammenbindingsmodel med konkurrerende import eksogen ikke afvises. Men som nævnt er den mere problematisk end (1)-(6) fra en konsistenssynsvinkel, ligesom den ikke bliver væsentlig nemmere som følge af nødvendigheden af at indbygge en transformationsmatrix over til et gængs nomenklatursystem.

9. Et taleksempel

Til sidst et taleksempel som viser grundstrukturen i skitsen. Modellen indeholder to produktionssektorer, en importvare samt 3 eksogene efterspørgselskomponenter. For periode $t-1$ er opstillet følgende input-output tabel

	X_1	X_2	D_1	D_2	D_3	Sum
X_1	10	60	20	0	10	100
X_2	30	10	20	30	60	150
M	10	20	10	20	0	60
Y	50	60				
Sum	100	150	50	50	70	

Der antages at gælde følgende importrelation

$$M = .129(0.1X_1 + 0.133X_2 + 0.2D_1 + 0.4D_2)^{1.5}$$

Sammenbindingsmodel

$$X_1 = \frac{1}{1-a_{11}}(a_{12}X_2 + b_{11}D_1 + b_{13}D_3)$$

$$X_2 = \frac{1}{1-a_{22}}(a_{21}X_1 + b_{21}D_1 + b_{22}D_2 + b_{23}D_3)$$

Input-output import

$$M_{io} = am_1(-1) \cdot X_1 + am_2(-1) X_2 + bm_1(-1)D_1 + bm_2(-1)D_2$$

Tekniske koefficienter

$$am_j = \left(\frac{m}{m_{io}}\right) \cdot am_j(-1) \quad j = 1, 2$$

$$bm_1 = \left(\frac{m}{m_{io}}\right) \cdot bm_j(-1) \quad j = 1, 2$$

$$a_{2j} = a_{2j}^{(-1)} - (am_j + am_j^{(-1)}) \quad j = 1, 2$$

$$b_{2j} = b_{2j}^{(-1)} - (bm_j - bm_j^{(-1)}) \quad j = 1, 2$$

dvs. importen konkurrerer alene med sektor 2.

I periode t er

$$D_1 = 55 \quad D_2 = 60 \quad D_3 = 75$$

$$a_{11} = 0.1 \quad a_{12} = 0.4 \quad b_{12} = 0.4 \quad b_{13} = 1/7 \quad b_{23} = 6/7$$

I det følgende ses tydeligt, at det ikke volder problemer at bevare input-output modellen på strukturform. Ved håndsimulering af Gauss-Seidel algoritmen opnås

	Initialværdier	Iteration nr.				
	(t-1)	1	2	3	4	5
X_1	100	103.01	109.30	108.35	108.14	108.14
X_2	150	164.13	162.00	161.52	161.53	
M_{i0}	60	67.19	67.53	67.37	67.35	
M	60	71.04	71.59	71.33	71.30	
am_1	0.1	.1057	.1060	.1059	.1059	
am_2	0.133	.1410	.1413	.1412	.1412	
bm_1	.2	.2115	.2120	.2118	.2117	
bm_2	.4	.4229	.4240	.4235	.4235	
a_{21}	.3	.2943	.2940	.2941	.2941	
a_{22}	.067	.0590	.587	.0588	.0588	
b_{21}	.4	.3885	.3880	.3882	.3883	
b_{22}	.6	.5771	.5760	.5765	.5765	

$$Y = D_1 + D_2 + D_3 - M = 118.70$$

$$Y = \frac{1}{2} \cdot X_1 + \frac{6}{15} X_2 = 118.68$$

Efter hidtidig sammenbindingspraksis ville vi med uændrede tekniske koefficienter have opnået

$$X_1 \quad 110.34$$

$$X_2 \quad 166.49$$

$$M \quad 72.71$$

$$M_{i0} \quad 68.23$$

$$Y = D_1 + D_2 + D_3 - M = 117.29$$

$$Y = \frac{1}{2}X_1 + \frac{6}{15}X_2 = 121.77$$

Som det ses, er det afgørende for opgørelsen af værditilvæksten om vi beregner denne som samlet anvendelse minus import eller ved summation af værditilvæksten i de enkelte sektorer.

	Foreslået skitse	Hidtidig sammenbinding
Y	118.7	117.3
M	71.3	72.7
$X_1 + X_2$	269.7	276.8

Kort status vedrørende importrelationerne.

Der antages følgende grundspecifikation for den x 'te importkomponent:

$$(1) \quad fM_x = K e^{g t} f_{AM_x}^b \left(\frac{p_{m_{m_x}}}{p_{x_x}} \right)^c \cdot u$$

f_{AM_x} betegner her i absolut uofficiel nomenklatur en sammenvejning af efterspørgselskomponenterne efter deres indhold af de varer, som danner den x 'te importkomponent. $x = 0, 1, 2, 3, 5, 6, 7, 8, 9$ svarende til opdeling efter SITC-nomenklatur. f_{M7} er eksklusiv skibe og fly. Vægtene er taget fra den modificerede input-output tabel for 1973 i 1970-priser (AMC, 21-06-79, håndskrevet) Dog er det offentlige konsum spaltet op i varekøb og leverancer fra offentlig sektor, hvorefter importtrækket kommer fra varekøbet, f_{Cy} . Ligeledes er eksporten opdelt på 5 varekategorier samt på tjenester og på turistindtægter. Endelig er de separat givne koefficienter for lagerinvesteringerne benyttet. Pånær småafvigelser er f_{AM_x} således lig f_{M_x} i 1973.

$p_{m_{m_x}}$ betegner et prisindeks for importen inklusiv told, mens den indenlandske pris overalt i det følgende er p_{x_n} .

Serierne for f_{M_x} og f_{AM_x} findes i bilag 1.

Efter logaritme- og ændringstransformation af (1) opnås estimationsligningen

$$(2) \quad D \ln f_{M_x} = g + b D \ln f_{AM_x} + c D \ln \frac{p_{m_{m_x}}}{p_{x_n}}$$

For at give et indtryk af, hvorledes importverdenen ser ud på nyt datagrundlag, gengives i tabel 1 resultaterne ved estimation af (2) med alle parametre estimeret frit.

Tabel 1. Estimationsresultater fra (2). Periode 1961-73.

	konstant	DlnfAMx	Dln $\frac{pmmx}{pxn}$	s/R ²	DW/ $\frac{fmx(73)}{fMv(73)}$
fMx = fM0	-.015 (.040)	1.95 (1.24)	-.41 (.78)	.11 .21	2.31 .08
fM1	.001 (.084)	.98 (1.77)	-1.04 (.22)	.093 .74	2.46 .02
fM24	-.044 (.024)	1.30 (.36)	-.95 (.19)	.054 .82	1.86 .07
fM3	.091 (.032)	-.98 (.60)	-.81 (.08)	.063 .93	2.58 .09
fM5	.025 (.014)	.90 (.27)	-.87 (.10)	.028 .94	1.14 .09
fM6	-.049 (.011)	2.34 (.19)	-.63 (.08)	.023 .97	1.04 .28
fM7	.004 (.012)	1.25 (.17)	-.98 (.12)	.028 .97	1.37 .26
fM89	.066 (.026)	.97 (.34)	-.94 (.26)	.060 .64	.53 .10

Ses der bort fra fM0 og fM3 (dels næringsmidler, levende dyr mv., dels energi), viser resultaterne, at efterspørgselsagregaterne er rimelige. fM3 skal utvivlsomt have særbehandling a la den gamle fMe-relation. For fM1, fM24, fM5, fM7 og fM89 vil man næppe kunne afvise hypoteser om, at (b,c) = (1,-1), dog med fM5 klart på vippen. Uanset dette er konstantleddet i fM89 en pestillens, og DW må vist klart indikere en alvorlig fejlspecifikation. Med konstanten lig 0 ville fM89-relationen passe ret smukt i 70'erne.

Efter mindre tillempninger må relationerne for fM1, fM24, fM5 og fM7 siges at være brugbare, mens fM6 (diverse bearbejdede varer, hovedsagelig Mr i gammel terminologi) nok vil blive kønnere ved niveauestimation i log-lineær specifikation (men så vil s

vokse en del, mens b vil blive 1.30 ca.)

Selv om det således ser ret lyst ud, alt taget i betragtning, kan det ikke skjules, at vi med denne type importrelationer vil få de samme problemer som hidtil. Fundamentalt set fører simple log-lineære funktioner på et markedsdelingsområde til absurditeter. I en mere rimelig specifikation, hvor det samlede markeds størrelse indgår -helst sammen med en mere eksplicit inddragelse af det indenlandske udbud til hjemmemarkedet- er det logisk set umuligt at have konstante elasticiteter (med mindre $g = 0$, $b = 1$ og $c = -1$). Noget tyder på, at vi ikke løber tør for arbejdsopgaver foreløbig.

Konsistens i FUSKBANK ?

De hjemmestrikkede nationalregnskabstal for årene forud for 1966 er lavet serie for serie ved hjælp af det gamle nationalregnskab (S.U. nr. 7). Der er således intet i metoden, som sikrer, at alle nationalregnskabsidentiteter er overholdt.

FUSKBANK har nu nået et sådant stade, at det er muligt at undersøge, hvilke afvigelser der findes mellem højre- og venstre-side i det, der normalt betegnes som bruttofaktorindkomstidentiteten.

I grove træk er tallene i FUSKBANK fremkommet ved uafhængige skøn over følgende serier

- Yf - bruttofaktorindkomst.
- Cp - privat forbrug.
- Co - offentligt forbrug.
- Im - investeringer i maskiner mv.
- Ib - investeringer i bygninger og anlæg.
- It - investeringer i stambesætninger.
- Il - lagerinvesteringer i byerhverv.
- Ia - lagerinvesteringer i landbrug o.a.
- Ev - vareeksport.
- Es - tjenesteeksport.
- Et - turistindtægter.
- Mv - vareimport.
- Ms - tjenesteimport.
- Mt - turistudgifter.
- Si - afgifter minus subsidier.

Normalt ansues følgende som en identitet

$$(1) \quad Yf = Cp + Co + Im + Ib + It + Il + Ia + Ev + Es + Et \\ - Mv - Ms - Mt - Si$$

I tabel 1 findes FUSKBANK's tal for Yf, for Yf^* (højresiden i (1)), for $Yf - Yf^*$ og for $100(Yf - Yf^*)/Yf$.

Tabel 1. Bruttofaktorindkomstidentiteten i niveau.

	Yf	Yf [*]	Yf-Yf [*]	$100 \frac{Yf-Yf^*}{Yf}$
	mill. kr.			pct.
1948	15572	15123	450	2.9
1949	16699	16398	301	1.8
1950	19302	18956	346	1.8
1951	20695	19956	739	3.6
1952	22132	21609	523	2.4
1953	23538	23154	384	1.6
1954	24499	24612	-112	-0.5
1955	25366	25220	146	0.6
1956	27130	26891	239	0.9
1957	28885	28283	502	1.7
1958	29994	29741	253	0.8
1959	33269	33054	215	0.6
1960	35933	35727	206	0.6
1961	40303	40403	-100	-0.2
1962	45105	45152	-47	-0.1
1963	47596	47441	155	0.3
1964	54498	54841	-343	-0.6
1965	61029	61443	-414	-0.7

Den største afvigelse, absolut som relativt, findes i 1951, hvor den udgør 3.6 pct. af det selvstændige bfi-skøn.

Serien for afvigelser må vel siges at være forbavsende køn, især hvis der ses bort fra de første år. Det kunne dog ønskes, at serien havde et lidt blødere forløb.

Billedet bliver ikke meget ændret, hvis man i stedet ser på ændringerne i Yf og Yf^{*}. Fortegnsmonstret for accelerationen i de to serier er identisk, og den simple korrelationskoefficient mellem ændringsserierne er 0.99. I denne målestok er de grimme år 1954 og 1964, især førstnævnte.

Identitetsgymnastikken kan ikke foretages i faste priser, så tabel 1 er den eneste nøgle til kontrol af den indre konsistens i de hjemmestrikkede tal.

Konklusionen turde herefter være, at der ikke findes store formelle forbiere i datakonstruktionen. Dog må der endnu engang manes til besindighed m.h.t. brug af de allerældste tal.

Modificeret i-o tabel 1973 i 1970-
priser.

Med udgangspunkt i Henning og
Kaus' i-o tabeller, ff. HJ, H0 af 7.11.78
og HJ af 21.5.79, er der konstrueret
en i-o tabel for 1973 i 1970-priser.
Tabellen findes i tabel 1.

I forhold til den "officielle" tabel
er der følgende ~~størrelses~~ modifika-
tioner.

a En række små varebrøkke er
såd til nul. Hvor dette er sket,
er det i tabellen anført 0*.

b Den SITC-opdelte vareimport er
red skønsmæssigt - men ikke vil-
kårligt - indarbejdet i i-o tabellen.

P - for et uøst
praktisk formål.

Alle identifikatorer er stadig opfyldt,
lige som tabellens marginer er
uændrede. Dog er reeksporten af petroleol
anført som reeksport.

Nomenklaturen

a Anvendelsesviden

Nomenklaturen er tilstræbt at
være officiel AOAM-nomenklatur.
Produktionsstrukturer og konsum

giver ikke ~~store~~ problemer. De faste investeringer er arbejdsrelle

I_{in} - invest. i maskiner, transportmidler og inventar (= $I_{in} + I_L + I_V$ hos HJ)

I_B - invest. i bygninger & anlæg (= I_B hos HJ)

I_L - invest. i stambearbejdninger (= I_a hos HJ)

Lagerinvesteringskategorierne er

I_L - byghvervens lagerinv. (= $I_{L1} + I_{L2} + I_{L3}$ hos HJ)

I_a - andre lagerinv. (især landbrug) (= I_{L4} hos HJ)

6

Tilgangsriden

Produktionsaktører er uden problemer.

Import Vareimport

M_0 - væringmidler, levende dyr mv. SITC 0

M_1 - drikkevarer, tobak SITC 1

M_2 - tilværb. materialer SITC 2

M_3 - brændsel SITC 3

- M4 - anim. og veg. olie - SITC 4
- M5 - kemikalier mv. - SITC 5
- M6 - diverse bearb. varer - SITC 6
- M7 - mask. og transportmidler
ekskl. skibe og fly - SITC 7 ekskl. skibe og fly
- M8 - skibe og fly - rest af SITC 7
- M89 - bearbejdede (færdige) varer - SITC 8 og 9

M0 - geneskeimport

- Sim - sold
- Sip - punktafgifter
- Sig - moms
- Sig - øvr. indirekte skatter

Yf - bruttofaktorindkomst

Brug af tabel 1

Jeg foreslår mig, at tabel 1
 - med en enkelt yderligere modifikation
 på ~~import~~ lagerinv. siden - danner
 input-output-mæssig basis i
 arbejdet med samværens moduler-
 sion. Dos

a Mængdesammenbinding

kører under anvendelse af tabel 1
 - vi behøver ikke at se nærmere
 på dette for øjeblik.

b prissammenbinding
do.

c sektorpriser

Ellens oplæg (maj 1979) følges
Tabul 1 giver i-o vægte.

Tilsvarende ses bort fra byggesektor-
rens leverancer til a og n.

d importrelationer

Efterspørgselsaggregatene dannes ud fra
Label 1 - dog lagermodifikation, sft.
udenfor.

$$f_{x} \cdot f_{AO} = \frac{1003}{14975} f_{Xa} + \frac{245}{24124} f_{Xn} \text{ etc}$$

hvor f_{AO} er efterspørgselsaggregat i
 f_{MO} -relation.

SITC 2 og 4 kan nok med fordel lægges sammen
Lagermodifikation

Til modellering må det forbeholdes,
at lager søjlen for lagerev. ikke er
lagel ed vilkårligt år.

Ved en gennemgang af i-o tabellerne
66-73 er der søj leverancerne til
lager summeret og koefficienterne
i Label 2 er gennemsnit for denne
periode.

Tabul 2 Lagerins. koefficienter mv.

	Ib	Il	Ia
Xa	1.0		1.0
Xn		.45	
Xq		.05	
$M0$.05	
$M1$		-	
$M2$.05	
$M3$.05	
$M4$		-	
$M5$.05	
$M6$.15	
$M7$.10	
$M89$.05	
i alt	1.0	1.0	1.0

~~Ia~~ Ia er simpelthen det mest flyvke, som er set til dato. Forbedringer i forhold til forlaget ma individualt afende, at en student skriver den opgave, hvis landbrugssektes passes ind i ADAM.

Publikationsserie

Side

abel

Forfatter	Kontor	RM	Tlf.
-----------	--------	----	------

St.A. (2)	St.E.A. (2)	St.A. (1)	St.T. (1)	Nyt	St.E.A. (1)	St.E.B. (1)	St.M. (1)	St.T. (1)	St.M. (2)	St.E.A. (2)	St.E.B. (2)	St.T. (2)
-----------	-------------	-----------	-----------	-----	-------------	-------------	-----------	-----------	-----------	-------------	-------------	-----------

strekant

CR, CS, EL, CL	Co	Im, I6, I8	IR, I6, I8	IR, I6, I8	E	I a, I b	0*	0*	0*	0*	0*	0*
2755 8278	2755 2340	0*	0*	0*	0*	0*	0*	0*	0*	0*	0*	0*
2755 8278	938	1592	3122	965	100	26035	94	9582	0*	18827	18827	18827
24667	4108	997	1853	965	100	26035	94	9582	0*	18827	18827	18827
24667	12889	997	1853	965	100	26035	94	9582	0*	18827	18827	18827
5025 21973	5025 21973	5025 21973	5025 21973	5025 21973	5025 21973	5025 21973	5025 21973	5025 21973	5025 21973	5025 21973	5025 21973	5025 21973
62	62	62	62	62	62	62	62	62	62	62	62	62
21062	21062	21062	21062	21062	21062	21062	21062	21062	21062	21062	21062	21062
3012	3012	3012	3012	3012	3012	3012	3012	3012	3012	3012	3012	3012
282	282	282	282	282	282	282	282	282	282	282	282	282
2552	2552	2552	2552	2552	2552	2552	2552	2552	2552	2552	2552	2552
3364	3364	3364	3364	3364	3364	3364	3364	3364	3364	3364	3364	3364
114	114	114	114	114	114	114	114	114	114	114	114	114
3518	3518	3518	3518	3518	3518	3518	3518	3518	3518	3518	3518	3518
10755	10755	10755	10755	10755	10755	10755	10755	10755	10755	10755	10755	10755
9976	9976	9976	9976	9976	9976	9976	9976	9976	9976	9976	9976	9976
115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115
3825	3825	3825	3825	3825	3825	3825	3825	3825	3825	3825	3825	3825
1079	1079	1079	1079	1079	1079	1079	1079	1079	1079	1079	1079	1079
5371	5371	5371	5371	5371	5371	5371	5371	5371	5371	5371	5371	5371
0*	0*	0*	0*	0*	0*	0*	0*	0*	0*	0*	0*	0*
929	929	929	929	929	929	929	929	929	929	929	929	929
-T	-T	-T	-T	-T	-T	-T	-T	-T	-T	-T	-T	-T
3833	3833	3833	3833	3833	3833	3833	3833	3833	3833	3833	3833	3833
5451	5451	5451	5451	5451	5451	5451	5451	5451	5451	5451	5451	5451
899	899	899	899	899	899	899	899	899	899	899	899	899
30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30
115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115
305	305	305	305	305	305	305	305	305	305	305	305	305
-200	-200	-200	-200	-200	-200	-200	-200	-200	-200	-200	-200	-200
198	198	198	198	198	198	198	198	198	198	198	198	198
2241	2241	2241	2241	2241	2241	2241	2241	2241	2241	2241	2241	2241
883	883	883	883	883	883	883	883	883	883	883	883	883
115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115
26	26	26	26	26	26	26	26	26	26	26	26	26
190	190	190	190	190	190	190	190	190	190	190	190	190
109	109	109	109	109	109	109	109	109	109	109	109	109
590	590	590	590	590	590	590	590	590	590	590	590	590
2844 9042-3235	2844 9042-3235	2844 9042-3235	2844 9042-3235	2844 9042-3235	2844 9042-3235	2844 9042-3235	2844 9042-3235	2844 9042-3235	2844 9042-3235	2844 9042-3235	2844 9042-3235	2844 9042-3235
2945 2945	2945 2945	2945 2945	2945 2945	2945 2945	2945 2945	2945 2945	2945 2945	2945 2945	2945 2945	2945 2945	2945 2945	2945 2945
26868	26868	26868	26868	26868	26868	26868	26868	26868	26868	26868	26868	26868
14020	14020	14020	14020	14020	14020	14020	14020	14020	14020	14020	14020	14020
21013	21013	21013	21013	21013	21013	21013	21013	21013	21013	21013	21013	21013
62	62	62	62	62	62	62	62	62	62	62	62	62
2031	2031	2031	2031	2031	2031	2031	2031	2031	2031	2031	2031	2031
-98	-98	-98	-98	-98	-98	-98	-98	-98	-98	-98	-98	-98
40613	40613	40613	40613	40613	40613	40613	40613	40613	40613	40613	40613	40613
115461	115461	115461	115461	115461	115461	115461	115461	115461	115461	115461	115461	115461

17+5 T 1940-MKSKK - MILL. KK

Danmarks Statistik

211.

Modelgruppen

Sejrøgade 11

DK-2100 København Ø

ESTIMATION AF MAKROØKONOMETRISKE MODELLER:

RESULTATER MED ADAM

Anders Møller Christensen

Lars Otto

1. Indledning

Da arbejdet med at reestimere parametrene i Danmarks Statistiks makroøkonometriske model ADAM blev påbegyndt, var det med det erklærede formål at erstatte OLS-estimererne med et alternativt parametersæt. Set med denne målestok har resultaterne været skuffende, idet den seneste ADAM-version stadig er domineret af OLS-estimerede parametre, som er suppleret med parametre fremkommet ved mixed-estimation. Imidlertid må resultaterne antages at have interesse for en videre kreds, og vi vil fremhæve, at konklusionerne er mindre entydige, end de fysiske kendsgerninger antyder.

En bestemt modelversion er estimeret med almindelig mindste kvadraters metode (OLS), tre varianter af to-trins estimatoren (2SLS) og endelig med fixpunktsestimatoren (FP). Estimererne er sammenlignet på forskellig vis, bl.a. ved multiplikatorberegninger og ex-post forudsigelser. Estimationerne er udført med programpakken TSP fra Princeton University på Københavns Universitets regnecenter, RECKU.

2. Modelversionen

ADAM (Aggregeret dansk model/Annual Danish Aggregate Model) er opstillet af Ellen Andersen i slutningen af 1960'erne, og en første samlet modelversion er beskrevet i Ellen Andersens disputats (Andersen, 1975a). Fra begyndelsen af 1970'erne har modellen haft hjemsted i Danmarks Statistik og benyttes i dag som planlægningsværktøj i bl.a. Budgetdepartementet og Det økonomiske Sekretariat.

Modellen er opbygget i Tinbergen og Kleins modeltradition, jf. Andersen (1975b). Et indtryk af modellens udseende kan opnås ved at se på, hvilke stokastiske relationer der findes i den ADAM-version, som er benyttet ved indeværende estimationsarbejde:

- 8 forbrugsrelationer
- 3 investeringsrelationer
- 3 importrelationer
- 3 beskæftigelsesrelationer
- 2 arbejdstidsrelationer
- 1 arbejdsudbudsrelation
- 1 lønrelation
- 3 sektorprisrelationer
- 9 prissammenbindingsrelationer

Modellen indeholder desuden tre input-output baserede mængdesammenbindingsrelationer til fastlæggelse af produktionsværdien i 3 af modellens i alt 6 sektorer.

Af de anførte stokastiske relationer indgår de 31 i modellens centrale simultane blok. Det er disse 31 relationer med i alt 88 parametre (ekskl. konstantled), som vil blive behandlet i det følgende.

I forhold til marts 1976-versionen af ADAM, som er beskrevet i rapport nr. 3 fra modelgruppen (Dam, 1977), er der kun tale om mindre forskelle. Den her benyttede modelversion ligger tidsmæssigt tidligere og adskiller sig fra versionen af marts 1976 i lagerinvesteringsrelationen (S11 i rapport nr. 3), sektorprisen i forbrugsgodeindustrien (S24) og i lønrelationen (S33). Relationerne for importen af brændsel (S34 m.fl.) er ikke medtaget.

Modellen er lineær i parametrene, men ikke-lineær i variablene. Ikke-lineariteterne er "bløde" og stammer hovedsagelig fra identiteter i såvel faste priser som årets priser samt fra relative priser, enhedsomkostninger mv. i nogle af de stokastiske relationer. Et fremherskende strukturtræk er, at de stokastiske relationer er estimeret i absolutte årlige ændringer. Modellen er estimeret på årsdata fra perioden 1948-69, hvilket giver en stikprøve fra 1951-69, når der er sat plads af til opstart af lagfordelinger.

3. Estimatorerne

I det følgende beskrives de anvendte estimationsmetoder for den lineære, simultane model. Behandling af ikke-lineariteter og fordelte lag vil blive omtalt separat.

Lad den samlede model være

$$(1) \quad Y = YB + XC + U$$

som alternativt kan skrives som G strukturligninger

$$(2) \quad y_i = Y_i b_i + X_i c_i + u_i \quad i = 1, 2, \dots, G$$

Notationen er i al væsentlighed den samme, som benyttes i de mest udbredte økonometrilære bøger, jf. fx Johnston (1972, p. 381). Dimensioneringskonventionerne følger umiddelbart af, at dimensionerne for Y er $(n \times G)$, for y_i $(n \times 1)$ og for Y_i $(n \times g_i)$, mens X og X_i er af dimensionerne $(n \times K)$ henholdsvis $(n \times k_i)$. Parametermatricen B indeholder udelukkende nuller i diagonalen, og i modeller af ADAM's type vil B og C herudover indeholde mange nuller.

Restleddene i vektoren u_i i (2) antages at være uafhængigt identisk fordelte med middelværdi nul og at være asymptotisk ukorrelerede med variablene i X -matricen.

Det er et af økonometriens standardresultater, at OLS er en inkonsistent estimator af parametrene i (2). Af flere grunde kan metoden dog ikke afskrives a priori, og det er slående, at metoden uden tvivl stadig er den mest benyttede i empirisk makroøkonometrisk arbejde.

Totrinsestimation af parametrene i (2) kræver blandt andet, at K (antallet af prædeterminerede variable) er mindre end n (stikprøvestørrelsen). I første trin estimeres parametrene i det ubåndlagte reducerede system

$$(3) \quad \hat{P}_i = (X'X)^{-1} X'Y_i \quad ; \quad \hat{Y}_i = X\hat{P}_i = X(X'X)^{-1} X'Y_i$$

hvorefter andet trin består i regression på \hat{Y}_i i stedet for Y_i .

$$(4) \quad \begin{bmatrix} \hat{b}_i \\ \hat{c}_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{Y}_i' \hat{Y}_i & \hat{Y}_i' X_i \\ X_i' \hat{Y}_i & X_i' X_i \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \hat{Y}_i' y_i \\ X_i' y_i \end{bmatrix}$$

Det er ret enkelt at vise, at estimatoren givet ved (4) er konsistent, såfremt \hat{Y}_i er fastlagt med (3).

I mange makroøkonometriske modeller, herunder ADAM, er $n < K$ (undersized sample), hvorfor første trin i 2SLS ikke kan gennemføres som beskrevet i (3). Forskellige tillempninger er da foreslået, alle baseret på at reducere det antal variable, som indgår i første trin. Andet trin kan herefter gennemføres enten som i (4) eller ved at bruge de beregnede værdier fra første trin til instrumentvariabelestimation. Instrumentvariabelestimatoren vil under de givne forudsætninger altid være konsistent, hvilket ikke gælder for (4). Efter en række simple manipulationer følger det, at (4) er konsistent, såfremt

$$(5) \quad \text{plim} \left(\frac{1}{n} \begin{bmatrix} \hat{Y}_i & \hat{V}_i \\ X_i & \hat{V}_i \end{bmatrix} \right) = 0$$

hvor $\hat{V}_i = Y_i - \hat{Y}_i$ betegner residualerne fra første trin. Da OLS-estimerede residualer pr. definition er ukorrelerede med de uafhængige variable, ses det af (5), at (4) vil være konsistent, såfremt det for det første er det samme sæt prædeterminerede variable, som benyttes i første trin til alle variable i Y_i , og dette sæt for det andet indeholder X_i , de prædeterminerede variable i (2). Valget af prædeterminerede variable i første trin for en given endogen variabel er med andre ord afhængigt af, i hvilken relation variabelen indgår i andet trin, såfremt der lægges vægt på konsistensegenskaberne.

Såfremt den model, som skal estimeres, indeholder stokastiske relationer, hvor de endogene variable indgår ikke-lineært eller i fordelte lag, følger det parallelt med konsistenskravene ovenfor, at ikke-lineariteter og fordelte lag skal opfattes som én endogen variabel i estimationsfasen. Dette svarer til, at ikke-lineariteter og fordelte lag kun optræder i identiteterne.

Som nævnt er stikprøven -årsdata fra perioden 1951-69- for lille til at estimere ADAM med 2SLS, såfremt første trin gennemføres som i (3). Selv efter udelukkelse af de af modellens eksogene variable, som ikke kan antages at være asymptotisk ukorrelerede med modellens restled, fx eksportkomponenterne og boliginvesteringerne, er antallet af prædeterminerede variable så stort som 57.

Dette problem er søgt omgået ved at beregne hovedkomponenter (PC - Principal Components) af matricen med prædeterminerede variable. Hovedkomponenterne, som er indbyrdes ortogonale, kan herefter anvendes i forskellig form i første trin, jf. fx Kloek & Menes (1960) og Klein (1969). Hovedkomponenterne er beregnet svarende til de største egen-rødder i de 57 prædeterminerede variables korrelationsmatrix. Komponenter svarende til de 4 hhv. 7 største egen-rødder kan forklare 60 hhv. 77 procent af variationen i korrelationamatricen. Disse ret lave tal afspejler utvivlsomt, at specifikationen af de stokastiske relationer i absolutte årlige ændringer har en kraftig trendremsende effekt.

Den ene 2SLS-variant benævnes 2SPCC. Første trin ved estimationen af (2) består i regression på X_i og så mange af de største hovedkomponenter, at der indgår 7 regressorer i første trin. Denne estimator er således konsistent, men udnytter X-matricen inoptimalt, da X_i er medgået til beregningen af hovedkomponenterne.

Den anden 2SLS-variant benævnes 2SPCK. Første trin består i regression på de 7 største hovedkomponenter. Metoden er benyttet af Klein (1969). Som det fremgår af (5), er estimatoren inkonsistent.

Den sidste 2SLS-variant kaldes 2SPCX. Første trin består i regression på de 4 første hovedkomponenter samt 3 prædeterminerede variable, som på et a priori grundlag skønnes at have stor vægt i det reducerede system for den endogene variable, som betragtes. For en bestemt endogen variabel er første trin med andre ord uafhængigt af, i hvilken relation variabelen indgår, dvs. metoden er inkonsistent.

Alle tre 2SLS- varianter bruger således det samme -ret arbitrært valgte- antal frihedsgrader i første trin.

Endelig er modellens parametre estimeret med fixpunktsestimatoren, som er udviklet af Wold i midten af 1960'erne og er udførligt beskrevet i Mosbaek & Wold (1970). Som numerisk metode er benyttet Bodins rekursive fixpunktsestimator (Bodin, 1974).

Fixpunktsestimatoren tager udgangspunkt i løsningen til (1)

$$(6) \quad Y = XC(I-B)^{-1} + U(I-B)^{-1} = Y^* + E$$

Y^* benævnes den systematiske del af Y . Ved indsættelse af (6) i (1) opnås

$$(7) \quad Y = (Y^* + E)B + XC + U = Y^*B + XC + E$$

(7) benævnes et REID-system (Reformulated Interdependent System), hvis i 'te ligning er

$$(8) \quad y_i = Y_i^* b_i + X_i c_i + e_i \quad i = 1, \dots, G$$

Såfremt Y_i^* var observerbar, kunne (8) på konsistent vis estimeres med OLS under de anførte forudsætninger.

Ved at sammenholde (6) og (7) ses, at

$$(9) \quad Y^* = Y^*B + XC$$

dvs., at Y^* kan opfattes såvel som den systematiske del af REID-struktursystemet som den systematiske del af det reducerede system (6).

Såfremt stikprøven pålægges fixpunktsrestriktionen, er man således stillet overfor det ikke-lineære estimationsproblem at fastlægge \hat{Y} , \hat{B} og \hat{C} , så

$$(10) \quad \hat{Y} = \hat{Y}B + X\hat{C}$$

hvor \hat{B} og \hat{C} er koefficientskøn fra estimation af

$$(11) \quad Y = \hat{Y}B + XC + E$$

dvs. løsning af et ikke-lineært ligningssystem med $G + \sum_{i=1}^G (g_i + k_i)$ ligninger og ubekendte.

Forskellige iterative metoder er foreslået, jf. Mosbaek & Wold (1970). Til de fleste makromodeller må rekursiv fixpunkt (RFP) skønnes bedst egnet, da denne metode udnytter de mange nul-ler, som normalt findes i B-matricen. Metoden er udførligt beskrevet hos Bodin (1974).

Det kritiske ved brug af RFP er for så vidt at opnå en hensigtsmæssig ordning af modellen, dvs. en ordning, hvor modellen søges gjort tilnærmelsesvis rekursiv.

For hver relation opdeles matricen med "uafhængige" endogene variable

$$(12) \quad Y_i = \begin{bmatrix} Y_{i1} & Y_{i0} \end{bmatrix} \quad i = 1, \dots, G$$

hvor Y_{i1} betegner de elementer y_j af Y_i , hvor j er mindre end i . Definitorisk gælder således

$$(13) \quad Y_1 = Y_{10} \quad ; \quad Y_G = Y_{G1}$$

Den statistiske model for første iteration kan herefter skrives

$$(14) \quad y_i = \hat{Y}_{i1}^1 b_{i1}^1 + \hat{Y}_{i0}^1 b_{i0}^1 + X_i c_i^1 + e_i^1 \quad i = 1, \dots, G$$

hvor \hat{Y}_{i0}^1 betegner initialværdier, fx $\hat{Y}_{i0}^1 = Y_{i0}$. (14) estimeres normalt med OLS. Den estimerede systematiske del af y_i i første iteration betegnes således med \hat{y}_i^1 . RFP er således kendetegnet ved, at såfremt y_1 optræder i relationen for y_2 , benyttes de "fittede" værdier fra indeværende iteration som højresidig variabel. Metoden fortsættes, indtil der er opnået konvergens.

Da det foreliggende estimationsproblem som nævnt kræver løsning af et ikke-lineært ligningssystem, er man normalt ikke i stand til at udtale sig om antallet af løsninger. Som ved andre iterative metoder er det derfor væsentligt, at initialværdierne \hat{Y}_{i0}^1 er et godt gæt på den endelige løsning.

Det er således problematisk at udtale sig om, hvorvidt et givet sæt estimater svarer til en konsistent estimator. Det er imidlertid ikke vanskeligt, omend ret omstændigt, at vise, at der findes konsistente estimatører, som er fixpunktsestimatører. Det kan vises, jf. Christensen (1976), at iterativ 2SLS, som er foreslået af Theil (1958, 1961), jf. også Klein (1974, p. 175), er en fixpunktsestimator. Som påvist af Dhrymes & Pandit (1972)

vil estimerterne i hver iteration være opnået ved brug af en konsistent estimator. Set i historisk perspektiv er det således interessant, at fixpunktsestimatoren første gang er beskrevet i slutningen af 1950'erne af Theil, omend det klart fremgår af Theil (1971, p. 536) og af Mosbaek & Wold (1970), at ophavsmændene til de "to" metoder ikke har været opmærksomme herpå. Som numerisk metode må iterativ 2SLS imidlertid skønnes uhensigtsmæssig.

RFP-estimationen af ADAM er udført udfra tre sæt initialbetingelser: at \hat{Y}_{i0}^o er lig de historiske værdier, at \hat{Y}_{i0}^o er lig de fittede værdier fra brug af den konsistente 2SPCC-estimator, og endelig at \hat{Y}_{i0}^o er lig 0. I alle tre tilfælde konvergerer iterationerne, for de to første sæt initialværdiers vedkommende til det samme sæt parameterestimer. RFP betegner i det følgende dette fælles parametersæt.

4. Estimationsresultater

I tabel 1 er der givet en summarisk oversigt over parametervariabiliteten ved brug af de forskellige metoder. Det er her valgt at tage udgangspunkt i de OLS-estimerede parametre.

Tabel 1. Estimaternes procentvise afvigelse fra OLS og antal fortegnsskift (ekskl. konstantled)

	Estimator			
	2SPCC	2SPCK	2SPCX	RFP
Procentvis afvigelse fra OLS:	Antal koefficienter			
0 - 5	22	23	26	22
5 - 10	11	12	16	14
10 - 15	9	11	10	9
15 - 20	12	10	8	7
20 - 25	9	10	4	5
25 - 35	6	7	7	14
35 - 50	5	5	11	5
50 - 100	10	7	4	9
100 -	4	3	2	3
I alt	88	88	88	88
Fortegnsskift	3	3	0	2

Anm.: For 13 stokastiske relationer med i alt 25 parametre (ekskl. konstantled) er 2SPCC identisk med 2SPCK

Af tabel 1 fremgår det, at ingen af estimatsættene på særlig systematisk måde ligger tæt på eller langt fra OLS. For alle metoder gælder det, at godt halvdelen af koefficienterne afviger mere end 10 pct. fra OLS, mens mellem 5 og 15 pct. af koefficienterne udviser afvigelser på mere end 50 pct.

Denne tilsyneladende ensartethed dækker dog over betydelige forskelle mellem metoderne indbyrdes. A priori var det at forventes, at OLS ville betegne et yderpunkt, i det mindste når der sammenlignes med de konsistente estimatorer. Sammenholdes OLS med de øvrige metoder var forhåndsformodningen således for, at OLS kun relativt sjældent ville ligge mellem disse. Dette viser sig ikke at holde stik. I tabel 2 er de fire øvrige metoder parvist sammenlignet med OLS, og det antal gange, hvor OLS ligger mellem de to andre metoder, er noteret. Såfremt der ikke var nogen systematik i forhold til OLS, ville dette ske i omtrent en tredjedel af tilfældene, omend der på grund af manglende stokastisk uafhængighed skal lægges vægt på ordet omtrent.

Tabel 2. Antal gange af 88 mulige, hvor OLS-estimer ligger mellem metoden i forspalten og metoden i tabelhovedet

	2SPCC	2SPCK	2SPCX	RFP
2SPCC		25 ¹⁾	44	52
2SPCK	25 ¹⁾		31	43
2SPCX	44	31		52
RFP	52	43	52	

1) 25 koefficienter er definatorisk identiske ved sammenligningen mellem 2SPCC og 2SPCK.

Betragtes først RFP overfor 2SPC-varianterne, fremgår det, at der en klar tendens til, at RFP og 2SPC har bevæget sig i modsat retning fra OLS. For PC-varianterne indbyrdes er billedet mere kaotisk; men det er klart, at metoderne ikke viser systematik i samme retning i forhold til OLS.

En svaghed ved de foretagne optællinger er, at hver koefficient vejer lige kraftigt. Det er ikke mindst af interesse at undersøge, hvorledes koefficientskønnene spiller sammen og påvirker den samlede models egenskaber.

I tabel 3 er ændringen i tre centrale endogene variable ved ændring i nogle eksogene variable (pseudomultiplikatorer) anført. Beregningen er foretaget ved at trække løsningsværdierne fra to sæt dynamiske simulationer over årene 1971-74 fra hinanden, hvor den eneste forskel på simulationerne er, at en eksogen variabel har ændret værdi i den første periode, hvorefter værdien er den samme i de følgende perioder.

Betragtes første års ændringer i bruttonationalproduktet, er det slående, at RFP giver anledning til de mindste ændringer, den konsistente totrins estimator 2SPCC til de højeste, mens ændringerne for OLS og de to resterende totrinsvarianter er næsten identiske. Dog må dette modificeres, når det er den eksogene pris på råstofimporten, som ændres. Det fremgår endvidere, at forskellene mellem estimatsættene mindskes, når den akkumulerede ændring over fire år betragtes. En nærliggende tolkning af dette forhold er, at valget af estimationsmetode er af større betydning for det dynamiske forløb end for den samlede effekt af ændringer i de eksogene variable. Det må dog bemærkes, at de akkumulerede ændringer over fire år langt fra giver et korrekt billede af ændringerne på langt sigt.

For en model af ADAM's type er det ikke muligt på stringent vis at udtale sig om, hvorledes OLS-estimerede parametre kan forventes at afvige fra de sande parametre. Ved analyser af simple indkomstdannelsesmodeller kan det under ret generelle forudsætninger påvises, at OLS giver anledning til multiplikatorer på de eksogene efterspørgselskomponenter, som er større end de sande. Beregningen af pseudomultiplikatorerne kan således være et indicum for, at RFP-parametrene ved en helhedsvurdering har udviklet sig i "rigtig" retning.

Af tabel 3 vil det endvidere fremgå, at billedet bliver mere uklart, når ændringerne i andre eksogene variable betragtes. Ses der i første omgang bort fra beregningerne med ændrede importpriser, kan hovedindtrykket dog bevares så nogenlunde.

En nøjere granskning af multiplikatorerne kræver selvsagt, at de enkelte koefficientskøn granskes. Indenfor rammerne af en fremstilling af denne type er dette udelukket, men det er muligt at udpege nogle koefficientskøn som særligt væsentlige for den samlede models egenskaber. Her trænger ikke mindst relationerne

Tabel 3. Pseudomultiplikatorer ved ændring af nogle eksogene variable alene i første periode

	1. år		Sum 1.-4. år	
	Estimationsmetode			
	Estimationsmetode			
	OLS	RFP	2SPCK	2SPCX
	OLS	RFP	2SPCK	2SPCX
Mill. kr. 1955-priser				
Ændring i bruttonationalproduktet				
Offentligt forbrug	196	166	231	200
Offentlige investeringer	164	139	192	164
Eksport af maskiner	143	124	169	144
Prisen på importerede råstoffer til byerhverv	165	104	220	169
Offentligt forbrug	99	85	136	89
Offentlige investeringer	79	70	113	71
Eksport af maskiner	54	49	84	49
Prisen på importerede råstoffer til byerhverv	211	191	269	181
Offentligt forbrug	91	76	121	74
Offentlige investeringer	100	91	125	85
Eksport af maskiner	85	77	106	74
Prisen på importerede råstoffer til byerhverv	134	138	171	93
Offentligt forbrug	199	202	199	199
Offentlige investeringer	141	149	141	141
Eksport af maskiner	119	125	119	119
Prisen på importerede råstoffer til byerhverv	76	113	76	113
Offentligt forbrug	134	144	134	144
Offentlige investeringer	126	124	126	124
Eksport af maskiner	103	91	103	91
Prisen på importerede råstoffer til byerhverv	206	244	206	244
Offentligt forbrug	111	120	111	120
Offentlige investeringer	140	132	140	132
Eksport af maskiner	131	113	131	113
Prisen på importerede råstoffer til byerhverv	156	152	156	152
Offentligt forbrug	144	90	144	90
Offentlige investeringer	180	127	180	127
Eksport af maskiner	174	118	174	118
Prisen på importerede råstoffer til byerhverv	152	101	152	101

Anm.: Offentligt forbrug, offentlige investeringer og eksporten af maskiner er øget med 100 mill. kr. i 1955-priser i det første år; prisen på importerede råstoffer er mindsket med 10 point (1955 = 100) i det første år.

for det private forbrug af personbiler mv. og for de faste private erhvervsinvesteringer sig på.

Tabel 4. Nogle udvalgte koefficientskøn

	Estimationsmetode				
	OLS	RFP	2SPCC	2SPCK	2SPCX
KOEFFICIENT TIL:					
Produktionsudtryk i investeringsrelationen	.62	.50	.71	.56	.62
Lagget kapitalapparat i investeringsrelationen	-.22	-.16	-.26	-.19	-.22
Indkomstudtryk i relation for privat forbrug af biler	.12	.10	.18	.10	.12
Beholdningsudtryk i relation for privat forbrug af biler	-.85	-.68	-1.42	-.68	-.87
Sum af koefficienter til indkomstudtryk i forbrugsrelationerne ekskl. varige varer	.43	.40	.52	.51	.44

Analyseres modellens forudsigelsesfejl ved en-periode ex-post forudsigelser af årene 1970-75 og ved en-periode simulationer gennem estimationsperioden, kan tabel 5 uddrages.

Tabel 5. Gennemsnitlig absolut procentvis afvigelse ved en-periode løsninger

	Estimationsmetode				
	OLS	RFP	2SPCC	2SPCK	2SPCX
pct.					
1951 - 1969					
Bruttonationalprodukt	1.3	1.3	1.4	1.3	1.2
Import	1.8	1.4	3.0	1.9	1.9
Privat forbrug	1.3	1.2	2.1	1.4	1.3
Faste erhvervsinvesteringer	3.4	3.6	4.0	3.6	3.5
Implicit forbrugsdeflator	.5	.4	.5	.6	.5
1970 - 1975					
Bruttonationalprodukt	2.5	2.2	2.9	2.3	2.1
Import	2.0	1.8	2.2	2.2	2.3
Privat forbrug	1.8	1.7	2.1	1.9	2.1
Faste erhvervsinvesteringer	8.3	5.0	10.8	7.8	8.7
Implicit forbrugsdeflator	1.1	1.0	1.4	1.2	1.4

Ved simulationer indenfor estimationsperioden må RFP betegnes som marginalt bedre end de øvrige metoder, mens den konsistente 2SPCC skiller sig ud på den negative side. Ved ex-post forudsigelser af årene 1970-75 genfindes det samme mønster. Dog må det medgives, at andre tolkninger også kan have rimelighedens skær.

5. Konklusion

Studier af den her foreliggende type lider af den afgørende svaghed, at modelspecifikationen implicit antages korrekt, hvorefter man søger at diskriminere mellem estimationsmetoder for en given model. Som det fremgår af afsnit 4, er der betragtelige forskelle på koefficientestimererne, hvorfor det er klart, at modelspecifikationen ville have været anderledes, såfremt relationerne fra starten havde været estimeret med en anden estimator end OLS.

Når det er sagt, må resultaterne tages som et klart indicium for, at OLS ikke er optimal i empirisk arbejde. RFP må udfra flere kriterier anses som marginalt bedre, omvendt klarer 2SLS-varianterne sig ikke så godt. Ikke mindst resultaterne med den konsistente 2SPCC-variant er lidet imponerende og kan kun underbygge en fordom i retning af, at konsistensargumenter ikke må tillægges dominerende vægt ved diskussion af problemer fremtvunget af, at man kun har 20 observationer til rådighed.

Forklaringen på, at det går 2SPCC -og til dels de andre 2SLS-variantertil, er ikke indlysende. To forhold trænger sig dog på. For det første er metoden udviklet for lineære modeller. For ikke-lineære modeller som ADAM vil standardargumentationen være, at modellen er estimeret med ikke-lineær 2SLS, hvor der i første trin er benyttet en første ordens approksimation til det ikke-lineære reducerede system. Den tomme formalisme heri kan næppe overvurderes. Ikke-lineariteten betyder, at variable af vidt forskellig dimension slås sammen, hvilket får uoverskuelige følger, når der efterfølgende beregnes hovedkomponenter. Disse uddrages, så mest mulig af variationen i de prædeterminerede variables korrelationsmatrix forklares, hvorefter disse i økonomisk forstand tilfældige variabelsammenvejsninger benyttes i første trin uden hensyntagen til, om det er priser, mængder eller andet, som de skal regresseres på. At man i andre lignende under-

dersøgelser, jf. fx Klein (1969) opnår mere rimelige resultater med en parallel metodik, må ses i sammenhæng med det andet forhold. Fordi de fleste modeller er estimeret med de indgående variable i niveau, og fordi økonomiske tidsrækker er kendetegnet ved betydelige trendelementer, vil nogle få hovedkomponenter rumme den væsentligste del af variationen i de prædeterminerede variable. Fordi ADAM er estimeret i ændringer, vil det samme forhold ikke gøre sig gældende, hvorfor de fundne resultater kan tolkes som konsekvensen af en kombination af ikke-linearitet og ændrings-specifikation.

I den sammenhæng er RFP nydelig set fra en numerisk synsvinkel, idet metoden beregner det ikke-lineære reducerede system under indtryk af de nulrestriktioner, der er lagt på modellens strukturligninger.

Som anke mod RFP kan det anføres, at koefficienter med forkert fortegn o.lign. optræder i en ikke ubetydelig målestok. En væsentlig forklaring herpå findes utvivlsomt i, at modellen er OLS-specificeret, men netop specificationsfasen er det væsentligste argument mod brug af RFP (og andre systemestimatorer). I praksis er det umuligt at specificere en model med en metode, som kræver, at hele modellen er specificeret inden parameterestimationen kan begynde. Såfremt RFP eller andre systemestimatorer skal benyttes, vil det altid blive på modeller sat op ved hjælp af enkeltligningsmetoder, og desuden vil man være nødt til at se bort fra resultaterne vedrørende relationer, som indeholder vilde koefficientestimer og falde tilbage til enkeltligningsestimerne i disse tilfælde.

Herudover tilbagestår ved systemestimatorer det reelle problem, at modelspecifikationen ikke er en evigt varende konstruktion. Uanset at grundstrukturen i en model er den samme, og at specifikationen af mange relationer overhovedet ikke ændres, foretages der alligevel så mange detailrettelser, jf. fx Dam (1977) og Dam (1979), at en umodificeret systemestimator næppe kan passe ind i en administrativ rutine.

Det er utvivlsomt begrundelser af denne type, som er baggrunden for, at OLS stadig har rangen som den mest benyttede estimator på makroøkonometriske modeller på trods af de teoretisk set indlysende -og i empiriske undersøgelser fundne- gevinster ved at benytte andre metoder.

På det konstruktive plan bliver konklusionen derfor, at realistiske alternativer til OLS skal være enkeltligningsestimatorer. At disse metoder klarer sig jævnt dårligt i denne undersøgelse, kan utvivlsomt henføres til det meget mekaniske synspunkt, der som hovedregel er anlagt. Disse forhold peger i retning af instrumentvariablestion suppleret med nogle administrerbare kriterier for instrumentudvælgelse. Uanset at modelspecifikationen ikke er tilendebragt, vil en modelbygger have en klar opfattelse af, at nogle i modelsammenhæng relevante variable kan opfattes som prædeterminerede i estimationsteknisk forstand. Hvis instrumenterne udvælges, så korrelationen mellem endogen variabel og denne matrix maksimeres, enten ved kun at udtage en variabel af den prædeterminerede matrix, eller ved at bruge "fittede" værdier af den endogene variabel som instrument, hvor de "fittede" værdier er opnået ved stepvis regression, vil metoden kunne administreres. Tilbage vil dog stadig stå problemer omkring ikke-lineariteter, idet et godt instrument for fx en relativ pris næppe kan findes blandt niveauvariable. På dette punkt må der nødvendigvis opstå visse arbitrære valg, idet modelbyggerens ufuldstændige fornemmelse af en rimelig approksimation til det reducerede system må udnyttes. Som instrument for en relativ pris kan fx en relativ afgiftssats tænkes benyttet. Såfremt man ikke er villig til at gå ind i denne type af overvejelser, forekommer der til gengæld ikke at være noget realistisk alternativ til OLS.

Litteraturhenvisninger

- Andersen, Ellen (1975a): En model for Danmark. Studier fra Københavns Universitets Økonomiske Institut nr. 21. København.
- Andersen, Ellen (1975b): Træk af makroøkonometriske modelleres historie. Studier fra Københavns Universitets Økonomiske Institut nr. 20. København.
- Bodin, Lennart (1974): Recursive Fix-Point Estimation. Selected Publications, vol. 32, University of Uppsala, Department of Statistics. Stockholm.
- Christensen, Anders Møller (1976): Nogle iterative estimationsmetoder og deres sammenhæng. Ikke-publiseret notat.
- Dam, Poul Uffe (red., 1977): ADAM - revideret version. Rapport fra modelgruppen nr 3. Danmarks Statistik, København.
- Dam, Poul Uffe (red., 1979): ADAM i 1977 og 1978. Rapport fra modelgruppen nr. 4. Danmarks Statistik, København.
- Dhrymes, Phoebus J. & Vishwanath Pandit (1972): Asymptotic Properties of an Iterate of the Two-Stage Least Squares Estimator. Journal of the American Statistical Association, vol. 67.
- Johnston, J. (1972): Econometric Methods, 2nd ed., New York.
- Klein, L.R. (1969): Estimation of Interdependent Systems in Macroeconometrics. Econometrica, vol. 37.
- Klein, Lawrence R. (1974): A Textbook of Econometrics, 2nd ed., Englewood Cliffs, N.J.
- Kloek, T. & L.B.M. Mennes (1960): Simultaneous Equations Estimation Based on Principal Components of Predetermined Variables. Econometrica, vol. 28.
- Mosbaek, Ernest J. & Herman O. Wold (1970): Interdependent Systems Amsterdam.
- Theil, Henri (1958, 1961): Economic Forecasts and Policy. Amsterdam.
- Theil, Henri (1971): Principles of Econometrics. Amsterdam.

Simultanitetsskævhed og trend i variable

Det har været en kilde til irritation, at et af den teoretiske økonometris standardproblemer, simultanitetsskævhed ved brug af OLS på simultane modeller, i praksis viser sig vanskeligt at genfinde forstået sådan, at så godt som alle empiriske økonometriske modeller er OLS-estimerede, selv om mange ligesom vi har eksperimenteret med konsistente estimators. I det empiriske arbejde forekommer de forskellige ulemper ved konsistente estimators således at være større end de teoretisk set let påviselige fordele i forhold til brug af OLS. Der kan gives mange forklaringer på dette fænomen fx kan der henvises til Johnstons gennemgang af nogle Monte Carlo forsøg, og fra vores egen andedam bringes brevvekslingen mellem Svend Hylleberg og undertegnede fra vinteren 75/76 i erindring.

I det følgende vil en vist nok ny hest blive trukket af stalden. Arbejdshypotesen er, at fordi de fleste økonomiske tidsrækker bevæger sig efter en fælles trend, vil skævheden i OLS-skønnene være "lille".

Problemet analyseres for et af økonometrilæreboernes standardeksempler.

$$(1) \quad C_t = a + bY_t + u_t$$

$$(2) \quad Y_t = C_t + I_t$$

I_t er eksogen.

Ved løsning af (1) og (2) m.h.t. Y_t opnås

$$(3) \quad Y_t = (a/(1-b)) + (1/(1-b))I_t + (1/(1-b))u_t$$

Det ses umiddelbart, at u og Y ikke kan være asymptotisk ukorrelerede, og dermed, at OLS-skønnet over b vil være inkonsistent.

Betegnes efter Johnston terminologi sandsynlighedsgrænser for anden ordens momenter med M , dvs

$$M_{II} = \text{plim}\left(\frac{1}{n} \sum (I_t - \bar{I})^2\right)$$

og antages M_{II} at eksistere, I og u at være stokastisk uafhængige og standardforudsætningerne om u at være opfyldt, kan inkonsistensen i OLS-skønnet \hat{b} over b skrives som

$$(4) \quad \text{plim}(\hat{b} - b) = \frac{\sigma^2 \cdot (1-b)}{\sigma^2 + M_{II}} \quad (\text{jf. fx Johnston, p. 344})$$

Såfremt I vokser over tiden, vil $\frac{1}{n} \sum (I_t - \bar{I})^2$ ikke konvergere mod nogen konstant, når n vokser. Erstattes M_{II} af de empiriske momenter, giver (4) at inkonsistensen på \hat{b} aftager med voksende trend i I . For at få en ide om størrelsesordenen er der gennemført et Monte Carlo forsøg i miniskala, hvor der indlægges forskellige antagelser om udviklingen i I .

Monte Carlo

Følgende model antages at være sand

$$C_t = 100 + 0.5Y_t + u_t$$

$$Y_t = C_t + I_t$$

I_t er eksogen.

Monte Carlo eksperimentet er foretaget med to konfigurationer af I

$$\text{Exp. A : } I_t = I_{t-1}(1.04 + e_t)$$

$$\text{Exp. B : } I_t = I_{t-1}(1 + e_t)$$

$$e_t \sim N(0, 0.02^2)$$

Med I_1 sat til 200 er herefter genereret to serier for I_t , idet de samme e_t værdier benyttes på begge serier. Disse to serier for I er herefter fastholdt gennem hele eksperimentet.

Med forskellige værdier for residualvariansen er der dernæst beregnet OLS-skøn over b . Ved generering af C og Y er der benyttet identiske værdier af u_t i A og B eksperimenterne, som således kun adskiller sig fra hinanden ved, at den

eksogene vækst i I er 0 hhv. 4 pct. pr. periode. Med en stikprøvestørrelse på 20 fås følgende resultater af 1000 gennemløb.

Tabel 1. Estimerer, RMSE og empirisk standardafvigelse

Residual- varians	\hat{b}		$\sqrt{\frac{1}{n} \sum (\hat{b} - 0.5)^2}$		$\sqrt{\frac{1}{n-1} \sum (\hat{b} - \bar{\hat{b}})^2}$	
	A	B	A	B	A	B
1^2	.50007 (.00006)	.52449 (.00079)	.00160	.03486	.00179	.02484
2^2	.50042 (.00010)	.58536 (.00123)	.00315	.09374	.00322	.03877
3^2	.50074 (.00016)	.66367 (.00138)	.00498	.16940	.00499	.04371
4^2	.50167 (.00019)	.73521 (.00138)	.00644	.23922	.00628	.04364
5^2	.50190 (.00025)	.79132 (.00143)	.00816	.29482	.00798	.04531
10^2	.50845 (.00047)	.92436 (.00119)	.01715	.42601	.01495	.03756
15^2	.51815 (.00068)	.96393 (.00093)	.02815	.46486	.02154	.02946
20^2	.53298 (.00089)	.97954 (.00074)	.04334	.48010	.02815	.02329

Anm. Tallene i parantes angiver de estimerede spredninger på middelværdiestimatoren.

Det ses umiddelbart, at som forsøget er stillet op, er det altafgørende, hvorvidt der er trend i de indgående variable eller ej.

Eksperimentet viser endvidere, at (4) holder forbavsende nøje, hvis formlen tillempes til små stikprøver, og den empiriske varians på I indsættes. I A-eksperimenterne kan den empiriske varians på I beregnes til 5260, mens den er 17.3 i B-eksperimenterne.

δ^2	$\frac{\delta^2(1-0.5)}{\delta^2 + 5260}$	$\frac{\delta^2(1-0.5)}{\delta^2 + 17.3}$
1^2	.00010	.0273
2^2	.00038	.0939
3^2	.00085	.1711
4^2	.0015	.2402
5^2	.0024	.2955
10^2	.0093	.4263
15^2	.0205	.4643
20^2	.0353	.4793

Det er selvfølgelig vanskeligt at slutte noget generelt udfra dette eksperiment. Dog turde det være åbenbart, at såfremt de variable, som indgår i en estimationsligning, kun udviser "små" afvigelser fra en trend, bliver problemerne omkring simultanitetsskævhed små i absolut forstand.

Betragtes alene A-eksperimenterne, gælder det, at såfremt modellen gøres ikke stokastisk, vil den typiske tilvækst i C-serien være 8 mod 16 i Y-serien, svarende til en vækst på 1.6 pct. hhv. 2 pct. (målt ved middelværdierne). I det reducerede system for modellen indgår det stokastiske led med en koefficient på 2 ($1/(1-0.5)$) i begge relationer. En residuals-spredning på 10 vil herefter medføre, at væksten i C hhv. i Y typisk -dvs. plus/minus spredningen- vil svinge mellem -2.4 og 5.6 pct. hhv. mellem -0.5 og 4.5 pct., såfremt I opfattes som ikke-stokastisk. Opfattes I som en stokastisk variabel efter den beskrevne model, skal de anførte grænser øges med ca. 0.5 pct.point. I ca. 1/3 af perioderne vil væksten dog afvige fra disse intervaller.

Såfremt de indgående tidsrækker skal minde om de tidsrækker vi normalt arbejder med, vil der ikke være plads til en væsentlig større residuals-spredning end 10, snarere tværtimod. Dette kan underbygges med, at den estimerede R^2 -værdi

i A-eksperimentet svinger omkring 0.985 for denne spredning. Sammenholdt med et gennemsnit af publiserede R^2 -værdier for modeller estimeret i niveau, er vi klart på den lave side.

Med alle mulige forbehold på grund af dette eksperiments enkeltstående karakter turde en slags konklusion herefter være at så længe der er kraftig trend i økonomiske tidsrækker, vil problemerne omkring simultaneitetsskævhed i OLS-estimerede parametre kun være af ringe praktisk betydning og må formodes at blive opvejet af vanskelighederne ved at bruge andet end OLS-lignende metoder på stærkt kollinære tidsrækker.

Til RECKU-brugere i Danmarks Statistik

Omkostningerne ved at køre på RECKU er efterhånden af en betragtelig størrelse.

<u>Omkostninger pr. måned</u>				
<u>Finansår</u>				
1975/76	1976/77	1977/78	1978:	jan. 1979
kr.				
942	3054	5624	15781	28114

Beløbenes absolutte størrelse dækker over et øget fysisk forbrug, takstforhøjelser og ændret forbrugsmønster.

<u>Forbrugte SUP-timer pr. måned</u>				
<u>Finansår</u>				
1975/76	1976/77	1977/78	1978:	jan. 1979
SUP-timer pr. måned				
2.15	3.18	5.54	9.76	13.03

Den summariske SUP-timepris angiver den samlede effekt af takstforhøjelser og forskydninger i forbrugets sammensætning.

<u>Gennemsnitspris pr. SUP-time</u>				
<u>Finansår</u>				
1975/76	1976/77	1977/78	1978:	jan. 1979
kr. pr. SUP-time				
437	962	1015	1213	2158

Hvad angår det fysiske forbrug i SUP-timer er der næppe de store besparelsesmuligheder, højst kan det pointeres, at det som hovedregel kan betale sig at gennemlæse programmer mv. ret nøje, inden de sendes af, og ikke lade maskinen foretage fejlfinding. Det optimale substitutionsforhold mellem maskine og manuel arbejdskraft er ændret.

Hvad angår gennemsnitsprisen pr. SUP-time er mulighederne noget større. Således er vores fil-forbrug steget over alle grænser.

<u>Forbrug af baggrundslager</u>							
<u>kvartal</u>							
77-II	77-III	77-IV	78-I	78-II	78-III	78-IV	jan. 79
----- antal spor -----							
761	1009	1223	3317	4187	6647	7005	11162

I øjeblikket koster baggrundslager på pladepakke 60 øre pr. spor pr. måned, dvs. vi har i januar 1979 sendt knap 7000 kr. på baggrundslager. Derfor: Alle filer som ikke bruges løbende lægges på bånd og slettes på pladepakken. Hvis man arbejder med store datamængder det meste af tiden, vil det ofte være fornuftigt udelukkende at have data på bånd.

Ved brug af Y-prioritet i batch-kørsler kan omkostningerne ligeledes nedbringes. Y-prioritet forudsætter, at kørslen ikke kræver båndmonteringer, da kørslen normalt bliver afviklet under den ubemandede drift om natten. Af samme grund kan printning af output blive forsinket i forhold til normal-kørsler. Såfremt næsten alle batch-kørsler blev afviklet i Y-prioritet (mod nu ca. 40 pct.) ville yderligere besparelser på ca. 1500 kr. pr. måned opnås.

Bemærk endvidere, at det nu koster 5 øre pr. side, som bliver printet på centret.

For information om takster mv. kan henvises til RECKU-nyt nr. 75. Af samme nummer af RECKU-nyt kan man se, at Danmarks Statistik tegner sig for 2.4 pct. af de producerede bruger SUP-timer og beslaglægger 5.2 pct af den totale baggrundslagerkapacitet (incl biblioteker, systemer mv.). Gennemsnitsprisen pr. bruger SUP-time på RECKU var i januar 1979 1829 kr. dvs. vi ligger knap 20 pct. højere.

Hjemmestrikkede nationalregnskabstal mv. på ADAM-sektorer

Privat forbrug og disponibel indkomst

Generelt om de hjemmestrikkede tal

Alle tal vedrørende perioden 1948-65 har en absolut uofficiel status og bør alene betragtes som et internt hjælpe middel i modelgruppen, nødvendiggjort af den til økonometrisk arbejde håbløst lille stikprøve, som de nye nationalregnskabs tal fra 1966-73 giver. Tilbageskrivningen er foretaget ved hjælp af de gamle nationalregnskabstal og variable i øvrigt i ADAM's gamle databank. Andre datakilder er ikke benyttet.

De sammenkædede tal for perioden 1948-73 findes i TSP-databanken ADAM-FUSKBANK. Tallene vil blive opdateret i takt med fremkomsten af de reviderede nationalregnskabstal for årene forud for 1966.

Det private forbrug

Opgjort på ADAM-komponenter er opdelingen af det private forbrug i det gamle nationalregnskabssystem (SU7-system) som anført i tabel 1.

Tabel 1. Det private forbrug - SU7-system

Variabel	Løbenr. i SU7-system	Værdi i 1970 mill. kr.
1 GCf - fødevarer	1	14.522
2 GCn - drikkevarer og tobak	2	7.128
3 GCig - øvrige ikke-varige varer	3,8	14.996
4 GCe - brændsel mv.	5	1.579
5 GCbr - egne transportmidler	7	4.691
6 GCv - øvrige varige varer	6	9.486
7 GCh - husleje	4	6.634
8 GCK - kollektiv transport mv.	9	2.703
9 GCS - andre tjenesteydelser	10	6.576
10 GCT - udgifter i udlandet	11	<u>2.441</u>
11 GCP - privat forbrug i alt		70.756

Anm.: G angiver "gammel"operatoren

Tabel 2 Det private forbrug - SU30-system

Betegnelse	Konsumgrupper	Værdi i 197 mill. kr.
1. fødevarer, Cf	101-115	13.992
2. nydelsesmidler, Cn	120-140	6.539
3. øvrige ikke-varige varer, Ci	211, 221, 451, 510, 713, 730, 812, 823	9.799
4. brændsel m.v., Ce	321-324	3.181
5. benzin og olie (til kø- retøjer), Cg	622	1.921
6. anskaffelse af køre- tøjer, Cb	610	3.335
7. øvrige varige varer, Cv	411, 421, 431, 441, 520, 711, 712, 821, 822	6.895
8. reparation af varige varer, Cr	412, 432, 621, 714	2.334
9. bolig (husleje), Ch	311	9.080
10. kollektiv trans- port m.v., Ck	630, 640	2.695
11. (øvrige) tjenester, Cs	212, 222, 452, 460 530, 540, 550, 623 720, 740, 811, 831, 832, 850, 860	<u>8.865</u>
12. privat forbrug i Dan- mark i alt, CpDK	(1-11)	68.638
13. turistudgifter, Ct		2.444
14. turistindtægter, Et		2.757
15. privat forbrug i alt	(12+13-14)	68.325

I det nye nationalregnskabssystem er komponentopdelingen af det private forbrug på ADAM-sektorer som anført i tabel 2.

Ved tilbageskrivningen af de nye tal parres nye og gamle tal ved hjælp af sidste ciffer i variabelnavnet. Dog bruges GCig til (Ci + Cg) og GCbr til (Cb + Cr).

Konstruktionsmåde i hovedtræk

a De gamle fastpristal og prisindeks er omregnet til basisår 1970. GCs og GfCs (og dermed GCp og GfCp) er forinden "børnehavekorrigeret" bagud i tid.

Udgangspunktet for sammenkædningen har været at sammenholde

$$C_{ph} = C_{pDK} - C_h$$

$$GC_{ph} = GC_p - GCh - GC_t$$

da huslejeforbruget i det nye system vokser langt kraftigere end hidtil, jf. pkt. f.

b De aggregerede serier er herefter skrevet tilbage med følgende modeller, jf. figur 1

$$C_{ph} = .98GC_{ph} \text{ (stort set svarende til origoregression 1966-73)}$$

$$pc_{ph} = .99Gpc_{ph} \text{ (svarende til at se bort fra 1970'erne)}$$

$$fC_{ph} = 100(C_{ph}/pc_{ph})$$

c Serierne for C_{ph} og fC_{ph} er spaltet op på komponenterne f , n , ig , e , br , v , k og s på følgende måde.

Der beregnes budgetandæle i årets priser og faste priser for såvel nye som gamle tal

$$BC_x = (C_x/C_{ph}) \quad BGC_x = (GC_x/GC_{ph})$$

Budgetandelene er vist i figur 2.

Brug af regressionsmodeller til at modellere sammenhæng mellem nye og gamle budgetandele giver jævnligt anledning til absurditeter, ikke mindst ved tilbageskrivningen. I stedet indskrænkes antallet af mulige modeller til to

$$(1) \quad BC_x(t) = a + BGC_x(t) + U_x(t)$$

$$\hat{a} = \frac{BC_x(t) - BGC_x(t)}{1 - 1}$$

$$(2) \quad BC_x(t)/BGC_x(t) = k + V_x(t)$$

$$\hat{k} = \frac{BC_x(t)/BGC_x(t) - 1}{1 - 1}$$

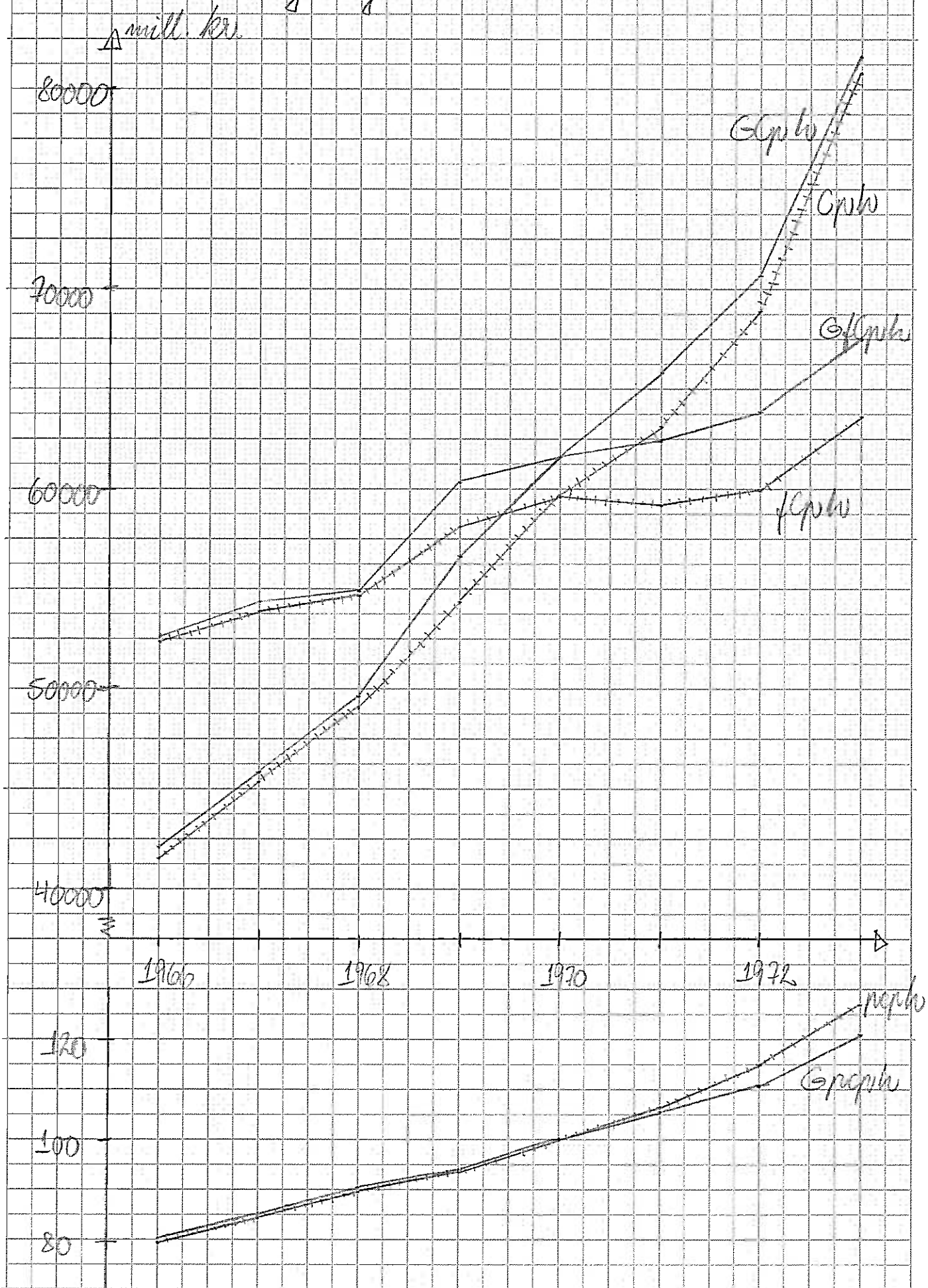
Antages restleddene -ofte uberettiget- at have egne egenskaber, gælder, at spredningen på de tilbageskrevne værdier bliver

$$(1a) \quad s_{BC_x(t)} = A \cdot s_{\hat{a}}$$

$$(2a) \quad s_{BC_x(t)} = A \cdot s_{\hat{k}} \cdot BGC_x(t)$$

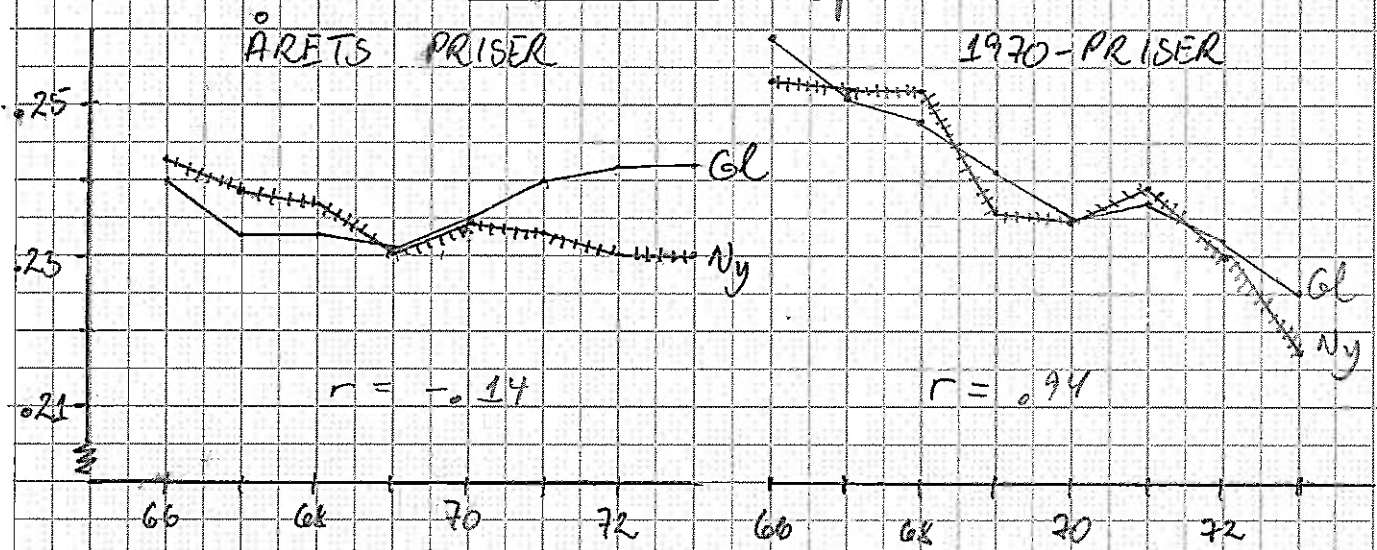
hvor A er en fælles proportionalitetsfaktor.

FIGUR 1 Del private forbrug eksklusive
høstlye og turisme

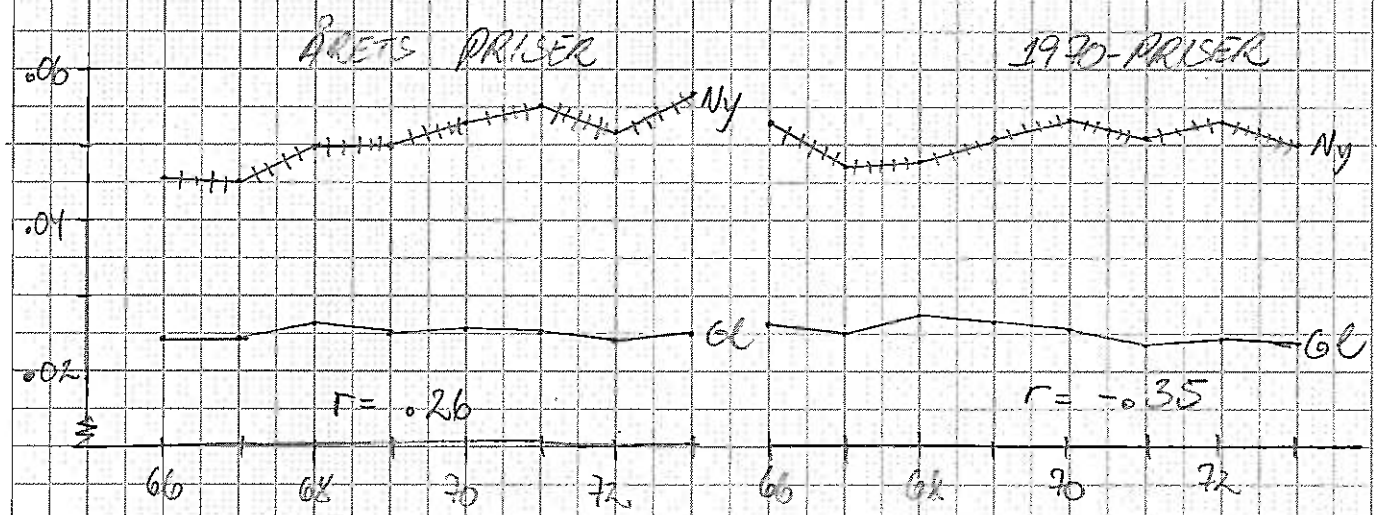


FIGUR 2 BUDGETANDELE

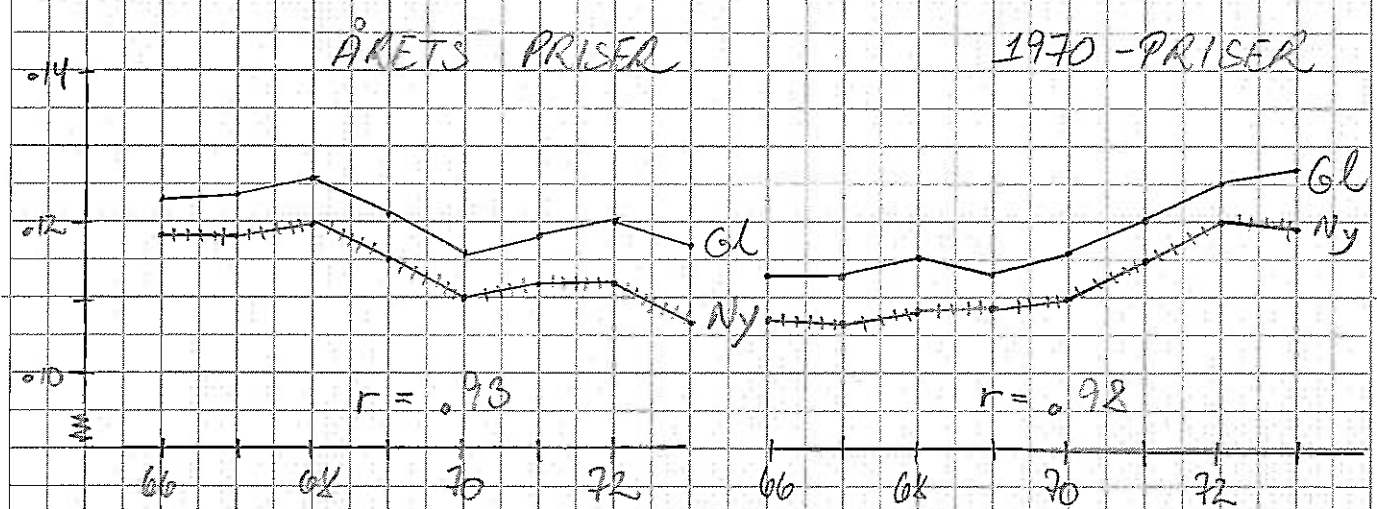
A FØDEVARER - Cf



B BRÆNSEL

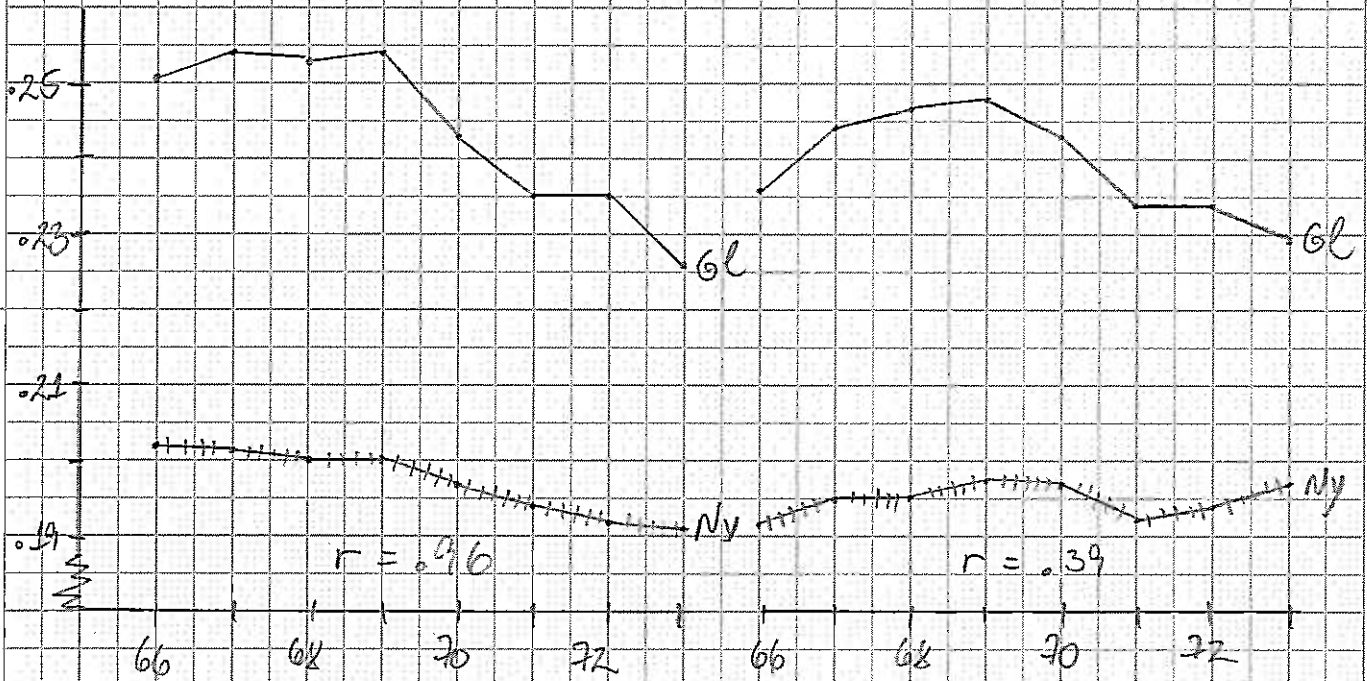


C NYDELSES MIDLER - Cm

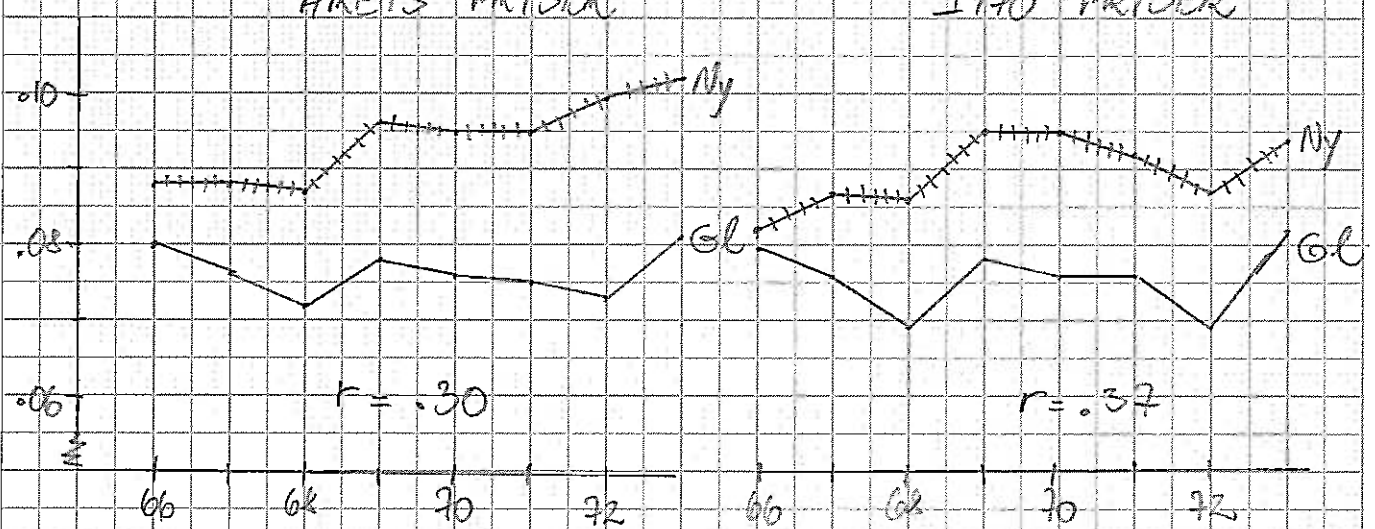


FIGUR 2. BUDGETANDELE (FØRTSAT)

D. ØVRIGE IKKE-VARIGE VARER - C19
ÅRETS PRISER 1970-PRISER

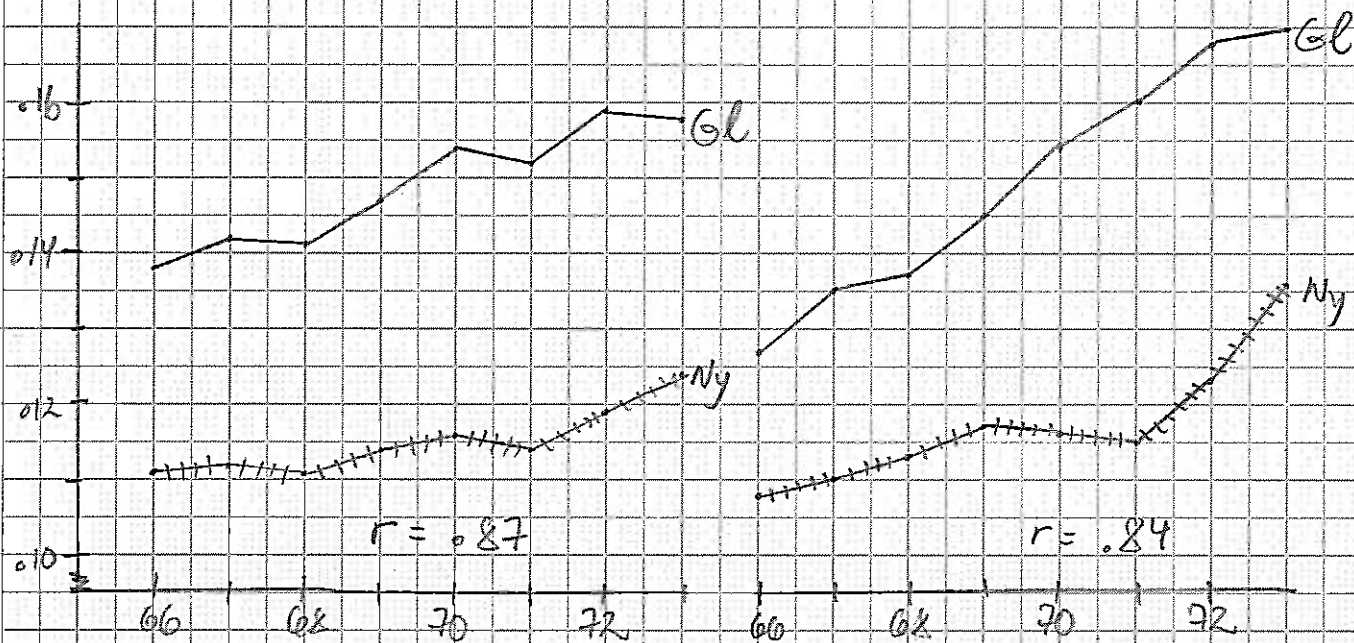


E. EGNE TRANSPORTMIDLER INKL. REPARATION
ÅRETS PRISER C6r 1970-PRISER

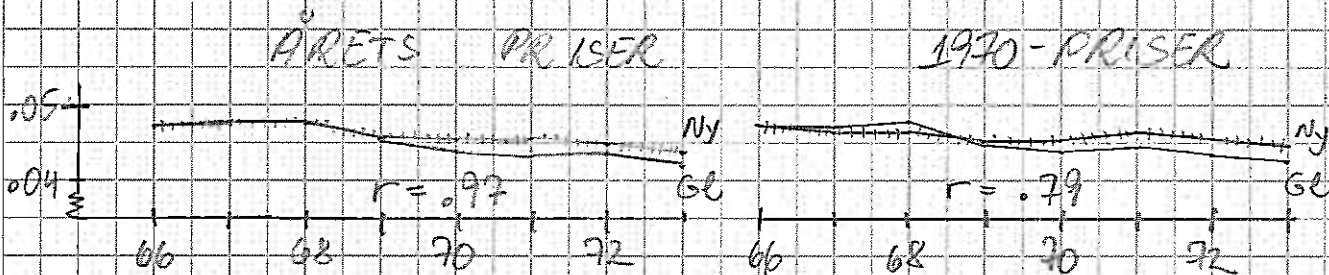


FIGUR 2 BUDGETANDELE (FORTSAT)

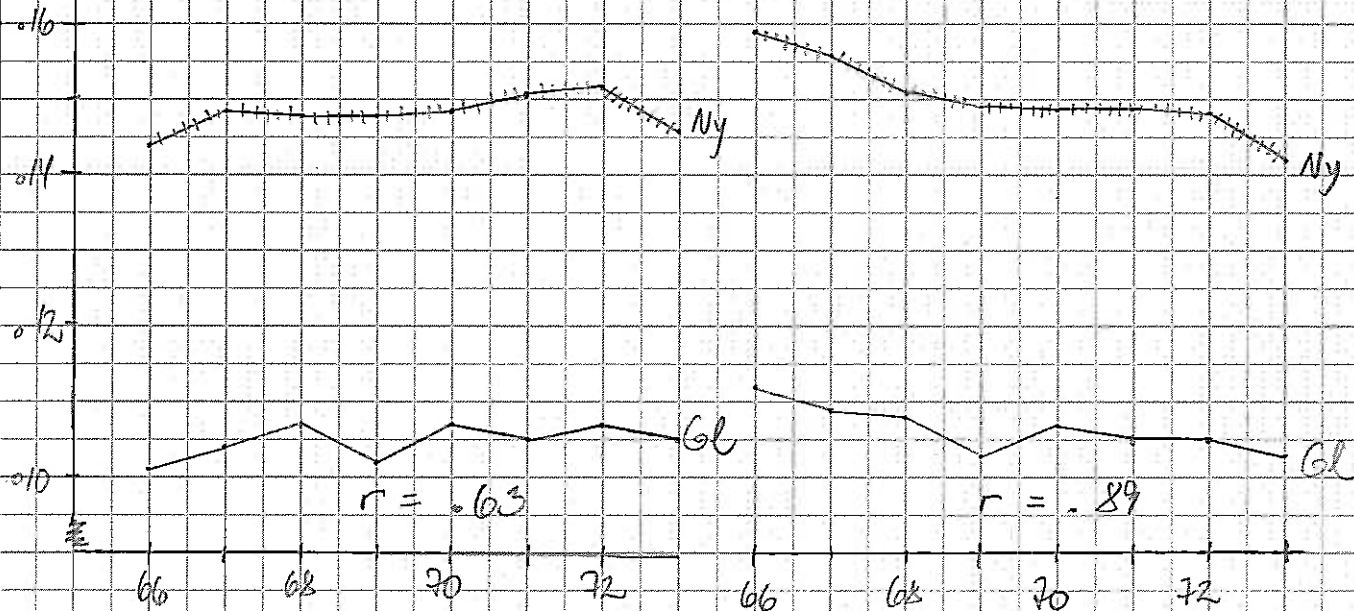
F. ØVRIGE VARIIGE VARER - CV



G. KOLLEKTIV TRANSPORT - CK



H. ØVRIGE TJENESTER - CS



Udfra en vurdering af modellernes relative godhed, estimeret over perioden 1966-70, kombineret med udviklingen i BG'erne i tilbageskrivningsperioden vælges den additive model for Cn, Ce, Ck og Cs og den multiplikative for Cf, Cig, Cbr og Cv.

Finessen i tilbageskrivningen er nu, at ingen af komponenterne betragtes som residuale. Alle otte sæt budgetandele tilbageskrives

$$\sum BCx(t)^{\#} = S(t)$$

hvorefter S's afvigelse fra 1 fordeles proportionalt med (1a) og (2a)

$$(3) \quad BCx(t) = BCx(t)^{\#} - (S - 1) \cdot (s_{BCx(t)} / \sum s_{BCx(t)})$$

Diskrepansen overstiger dog ikke 0.02 i noget år.

d Efterfølgende er Cig og Cbr spaltet op i serierne Ci, Cg, Cb og Cr ved hjælp af det gamle nationalregnskabs detaljerede tabeller over det samlede konsum. Forud for 1953 er der gættet. Metoden for Cbr indeholder afstemning som (3), mens Ci er residual i Cig.

e Turistindtægter (Et) og turistudgifter (Ct)

$$Ct = .98Gct$$

$$pct = .94Gpct$$

$$Et = .993(\text{indtægter "turister, søfolk mv.", jf. de gamle betalingsbalancetabeller i nationalregnskabet})$$

$$pet = pcph$$

f Forbruget af husleje (Ch) og bruttofaktorindkomst i boligbenyttelse (Yfh)

	Ch/GCh	
1966	1.160	
1967	1.196	{.031}
1968	1.250	{.045}
1969	1.304	{.043}
1970	1.369	{.050}
1971	1.436	{.049}
1972	1.518	{.057}
1973	1.614	{.063}

Ved tilbageskrivningen er det antaget, at den årlige vækst i opgangningsfaktoren forud for 1966 er 3 pct. I 1948 er opgangningsfaktoren derfor 0.68.

$$Ch(t) = opfak(t) \cdot GCh$$

$$pch = Gpch$$

Ch er definatorisk lig produktionsværdien i sektoren boligbenyttelse. Over perioden vokser bruttofaktorindkomstkvoten Yfh/Ch med en accelererende vækst. Yfh antages at vokse med 4 pct. fra 1965 til 1966. Tilbage i tid aftager væksten med 1 promillepoint om året.

g Nu kan såvel $CpDK$ som Cp beregnes. Alle tænkelige forbehold må selvfølgelig tages for enhver serie, men den forfatteren synes dårligst om, er nok Cbr og dens opspaltning.

Bruttofaktorindkomst (Yf) og disponibel indkomst (Yd)

h Af de kontante forskelle på bruttofaktorindkomstopgørelsen i det nye og gamle system er der taget højde for
- reparation og vedligeholdelse regnes nu som råstofinput.
- forrentningen af det offentliges ikke-udbyttegivende ejendomme indgår ikke i det nye system.

Forud for sammenligningen - som kun foretages i årets priser - fratrækkes de omtalte serier den gamle bruttofaktorindkomst. Udfra a priori kendskabet til boligsektorens uigenkendelige udseende er bruttofaktorindkomsten i boligbenyttelse yderligere fratrukket i begge serier.

Lader vi X betegne eksklusiv operatoren, beregnes

	$YfXh/GYfXh$
1966	1.0037
1967	1.0006
1968	1.0039
1969	.9994
1970	.9990
1971	.9993
1972	1.0134
1973	1.0298

Over perioden 1948-65 anvendes derfor

$$YfXh = 1.001GYfXh$$

$$Yf = YfXh + Yfh \quad (\text{jf. pkt. f})$$

i Skatter, transfereringer og nettorenteudgifter.

Som hovedregel er alle tal taget direkte fra det gamle nationalregnskab. På et passende tidspunkt må vi tage et standpunkt med hensyn til udnyttelse af de gule tabelværker om skatter og afgifter. Som følge af den isolerede karakter af indkomstsiden i nationalregnskabet er valget indtil videre faldet på at undgå endnu en tidkrævende sammenkædning mellem nye og gamle tal forud for 1966.

De direkte skatter betegnes Sd. Udgangspunktet er den gamle ADAM-serie for S, dvs. fra og med 1969 er brugt kalenderårstal, forud finansårstal. I SU30-systemet regnes ejendomsskatter og erhvervenes vægtafgifter ikke som direkte skatter. Udfra oplysninger om vægtafgifternes sammensætning på erhverv og husholdninger 1966-73 og om bilparkens sammensætning tilbage i tiden er de samlede vægtafgifter opdelt, og erhvervsdelen er sammen med ejendomsskatterne fratrukket gammel S til ny Sd.

"Børnehavekorrektionen fra pkt. a er fratrukket de gamle transfereringer i perioden 1948-69 til ny T.

Fra det gamle nationalregnskab -og ADAMBANK- er Tipn -den private sektors nettorenteindtægter- taget uden videre. For årene 1948-52 er Tipn sat til 125 mill.kr.

j Disponibel indkomst (Yd, YdXh)

I arbejdsudvalgets rapport er det anbefalet, at den disponible indkomst opgøres som

$$Yd = Yf + T + Tipn - Sd$$

og i faste priser i medfør heraf (Vastrup må ikke se dette)

$$Ydd = Yd/pcp$$

Med mindre der er vilde protesthyl vil forfatteren anbefale, at vi går et skridt videre og trækker Ch -evt kun Yfh fra. Dette skridt begundes i to-tre forhold

- Ch's himmelflugt, som ikke kan undgå at give instabilitet i enhver i øvrigt god forbrugsfunktion.
- Ch og Yfh er for en stor del imputerede størrelser, som i nyere tid domineres kraftigt af de helt imputerede ejerboliger.
- Fraset boligsektorens statistiske behandling kan huslejens karakter af fast omkostning begrunde, at indkomst efter husleje er argument til fastlæggelse af forbrug efter husleje. Dette sidste argument kunne dog videreføres på andre forbrugsområder med Ce som mest nærliggende kandidat.

$$YdXh = Yd - Ch$$

$$YdXhd = YdXh/pcpXh,$$

$$\text{hvor } pcpXh = (Cp - Ch)/(fCp - fCh)$$

Ideelt set burde YdXh nok opgøres som Yd - Yfh, men det er tvivlsomt om denne identitet vil kunne lukkes i den samlede model på kort sigt.

k Turistindtægter, privat forbrug og disponibel indkomst.

I et tidligere notat (PUD, EV - 10. oktober 1978) har forbrugsopgørelsen i tabel 2 ført frem til en skitse, hvor fEt spaltes op i forbrugskomponenter, som derefter fratrækkes det samlede private forbrug af komponenterne på dansk jord, inden forbrugsrelationerne estimeres. Denne skitse må nok betragtes som det mest hensigtsmæssige. For at sikre, at vi kan gå i gang med at estimere forbrugsrelationer, er det hensigten her at postulere en sammensætning af turisternes forbrug i Danmark

Postuleret sammensætning af fEt

Komponent	vægt
fCf	.25
fCn	.15
fCi	.10
fCe	-
fCg	.06
fCb	-
fCv	.12
fCr	.01
fCh	-
fCk	.08
fCs	<u>.23</u>
	1.00

En begrundelse vil fylde meget og være ulidelig læsning. Vi bør nok kontakte Institut for trafik-, turist- og beliggenhedsforskning på Handelshøjskolen.

For fuldstændighedens skyld skal lige nævnes en alternativ måde at behandle turistindtægterne på. Vi kunne lade fEt indgå som selvstændig regressor (uden lag) i forbrugsfunktionerne. Herved kan vi dog ikke sikre, at vægtene over relationerne summer til 1, ligesom der er al mulig grund til at stille sig skeptisk over for de koefficientskøn, som vil fremkomme.

Et lidt andet problem i forbindelse med turistindtægterne er, at datakilden er Et, som i nationalregnskabet er deflateret med forbrugerprisindekset eksklusiv boliger. Vi vil nok under alle omstændigheder postulere en anden forbrugssammensætning end forbrugerprisindeksets. Det køneste med modeløjne vil herefter være at deflatere Et med de postulerede fordeling, men en sådan procedure vil have den konsekvens, at fCp -og dermed pcp- bliver svagt ændret

og vil afvige fra de tal, som nationalregnskabet offentliggør. Betydningen for Ydd mv. af deflateringen af Et er dog så ringe, at en afklaring ikke kan have nogen opsættende virkning på noget som helst.

1 Oversigt over de følgende sider et yderligere et par løse bemærkninger.

På de følgende sider er indholdet af FUSKBANK listet. Derefter følger plot af de nye og de gamle forbrugstal.

Endeligt kan det bemærkes, at der er tegn på, at den under pkt. j fremsatte bemærkning om, at YdXhd er at foretrække for Ydd, har empirisk gyldighed. Med fCpXh som regressand og Ydd hhv. YdXhd -og lags deri- som regressorer opnås følgende residualspredninger:

	Regressor			
	Ydd	YdXhd	DYdd	DYdXhd
	s			
1951-73	981.7	700.4	1000.6	835.0
1966-73	809.6	654.7	973.0	844.3

På dette præmature stade er der desuden tegn på, at det ikke er en naturlov, at alt skal estimeres i første differenser.

$$fCpXh = \frac{3714}{(557)} + \frac{.38YdXhd}{(.07)} + \frac{.25YdXhd(+1)}{(.09)} + \frac{.07YdXhd(+2)}{(.08)}$$

$$n = 1951-73 \quad s = 700.4 \quad R^2 = .997 \quad DW = 1.77$$

$$DfCpXh = \frac{-742}{(382)} + \frac{.58DYdXhd}{(.08)} + \frac{.29DYdXhd(+1)}{(.08)} + \frac{.17DYdXhd(+2)}{(.09)}$$

$$n = 1951-73 \quad s = 835.0 \quad R^2 = .745 \quad DW = 2.46$$

Selvom det jo netop ikke er hensigten at arbejde med en makroforbrugsrelation, synes disse simple resultater at antyde at niveauestimation er værd at overveje.

Endelig er der beregnet korrelationskoefficienter mellem den absolutte ændring i forbrugskomponenterne og den absolutte ændring i den for husleje rensede disponible indkomst, DYdXhd. Som det var at forvente, fremtræder nogle forbrugskomponenter som væsentligt mere konjunkturfølsomme end andre.

Korrelation mellem forbrugskomponenter og disponibel
indkomst

	DYdXhd			:	DYdXh(+1)		
	1951-73	1960-73	1966-73		1951-73	1960-73	1966-73
DfCb	.58	.63	.62	:	.00	-.07	.30
DfCr	.32	.23	-.40	:	.17	.04	.63
DfCv	.67	.62	.64	:	.33	.18	.21
DfCg	.28	.08	.51	:	.16	-.05	-.35
DfCf	.14	.04	-.58	:	.09	.02	.64
DfCe	.39	.46	.50	:	.15	-.00	-.01
DfCk	.24	.22	-.04	:	.40	.35	.53
DfCi	.78	.76	.67	:	.30	.15	.41
DfCn	.59	.44	.56	:	.14	-.16	-.38
DfCs	.72	.73	.67	:	.25	.02	.08
DfCt	.50	.34	.29	:	.24	.16	.16

TSP DATABASE

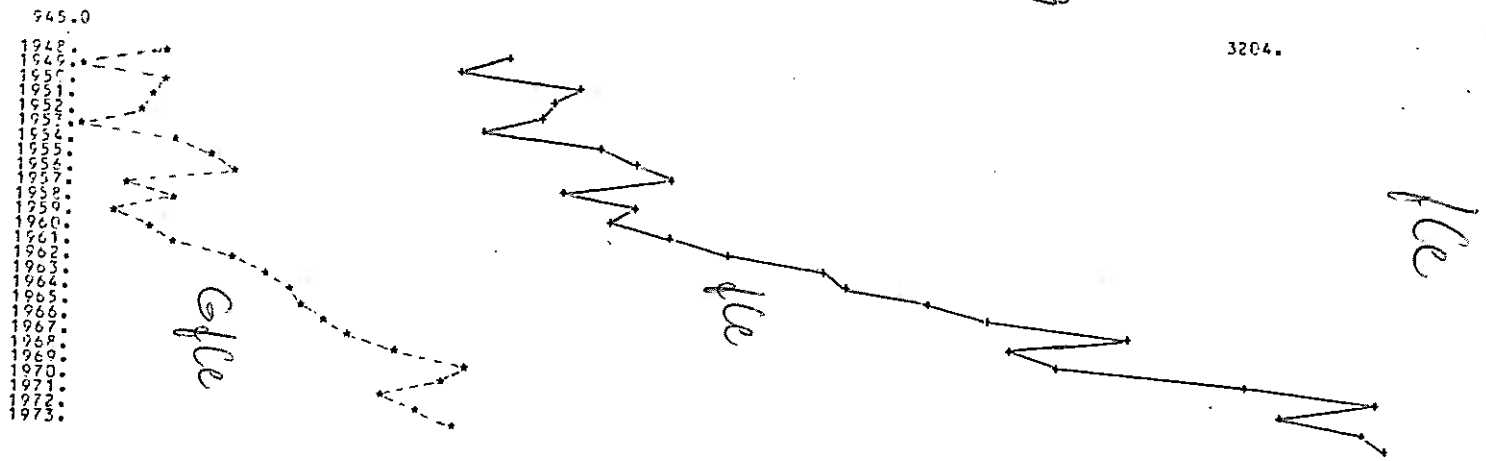
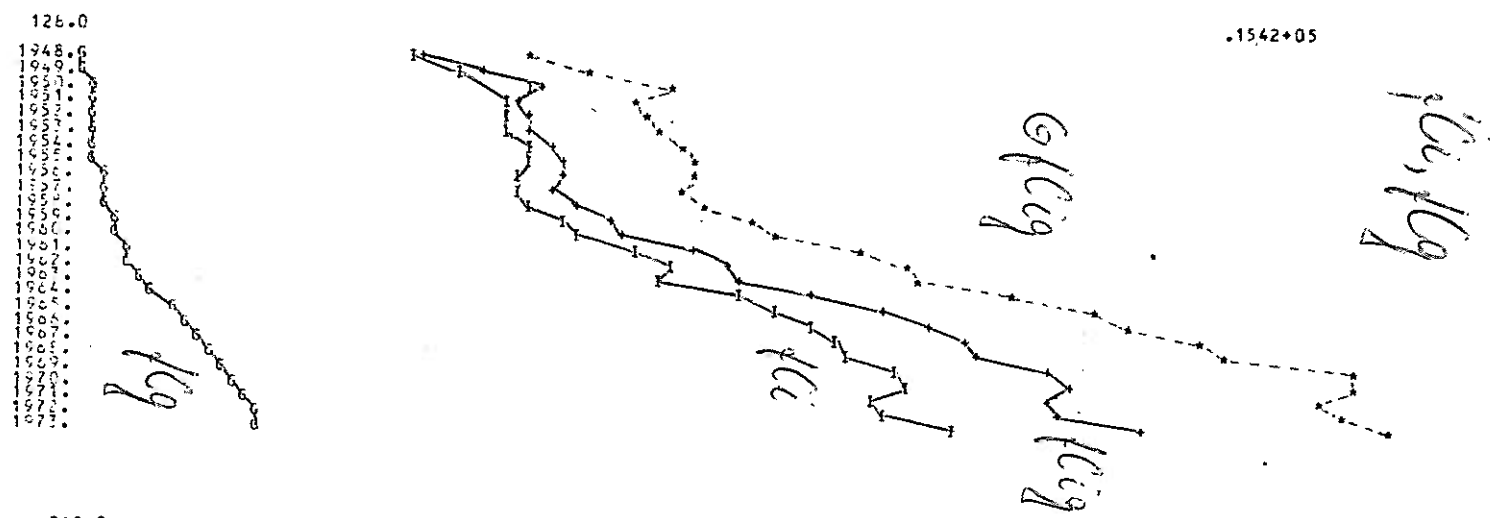
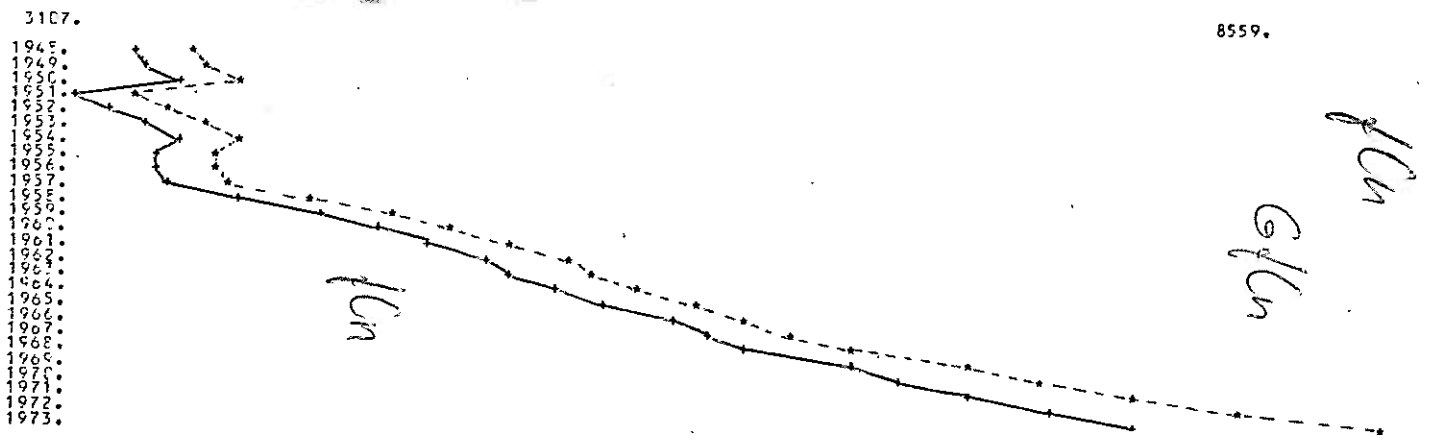
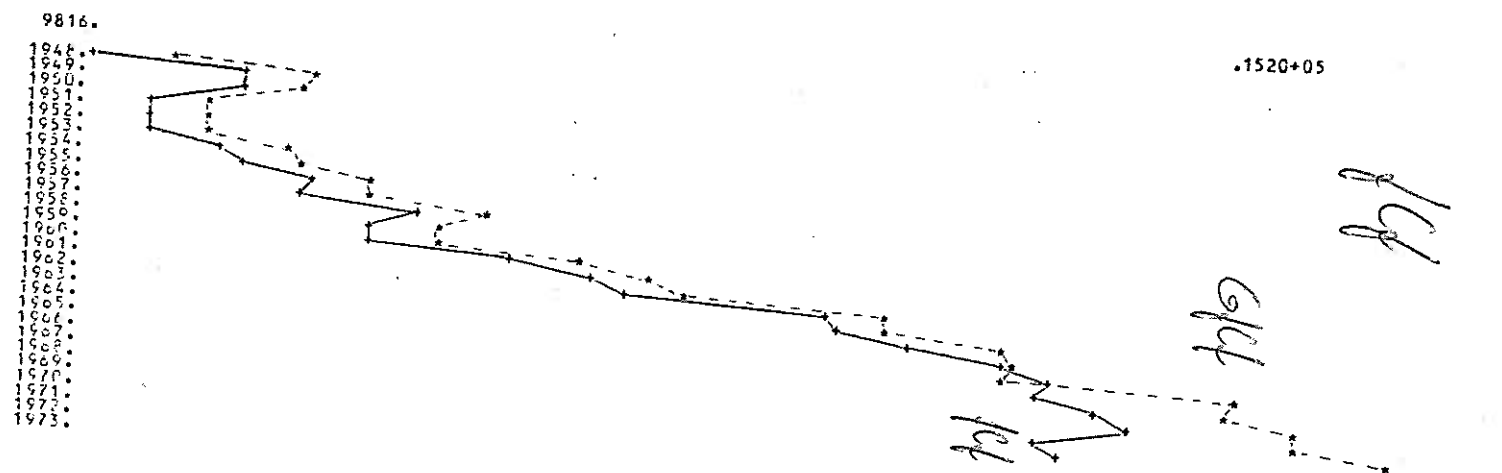
VARIABLE NAME

PERIOD	FCV	FET	ID	FCB	PCBP	PCE	PCF	PCG	PCR
1948	1361	234	1948	450	440	550	330	60	0
1949	1362	235	1949	450	440	550	330	60	0
1950	1363	236	1950	450	440	550	330	60	0
1951	1364	237	1951	450	440	550	330	60	0
1952	1365	238	1952	450	440	550	330	60	0
1953	1366	239	1953	450	440	550	330	60	0
1954	1367	240	1954	450	440	550	330	60	0
1955	1368	241	1955	450	440	550	330	60	0
1956	1369	242	1956	450	440	550	330	60	0
1957	1370	243	1957	450	440	550	330	60	0
1958	1371	244	1958	450	440	550	330	60	0
1959	1372	245	1959	450	440	550	330	60	0
1960	1373	246	1960	450	440	550	330	60	0
1961	1374	247	1961	450	440	550	330	60	0
1962	1375	248	1962	450	440	550	330	60	0
1963	1376	249	1963	450	440	550	330	60	0
1964	1377	250	1964	450	440	550	330	60	0
1965	1378	251	1965	450	440	550	330	60	0
1966	1379	252	1966	450	440	550	330	60	0
1967	1380	253	1967	450	440	550	330	60	0
1968	1381	254	1968	450	440	550	330	60	0
1969	1382	255	1969	450	440	550	330	60	0
1970	1383	256	1970	450	440	550	330	60	0
1971	1384	257	1971	450	440	550	330	60	0
1972	1385	258	1972	450	440	550	330	60	0

TSP DATABASE

VARIABLE NAME

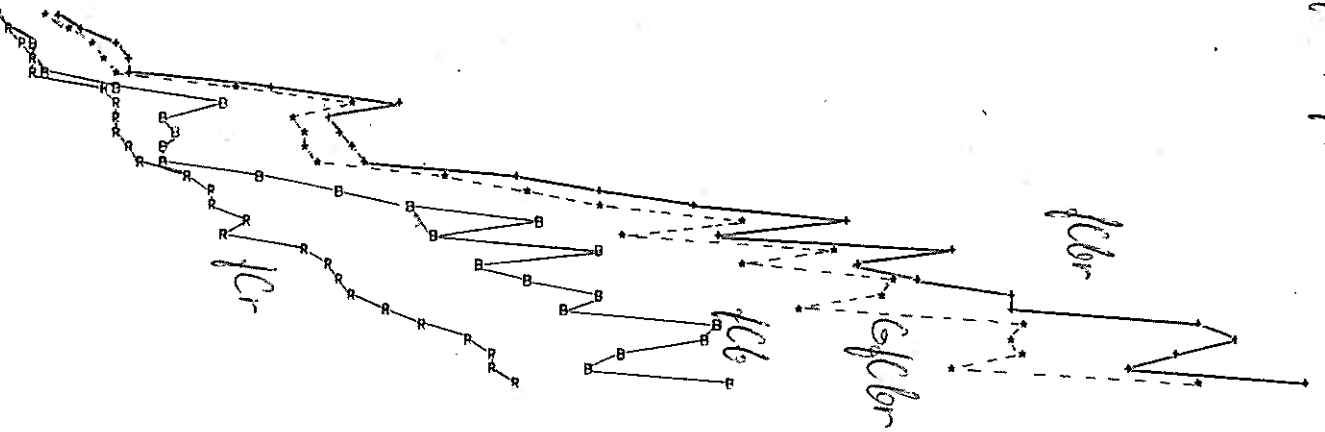
PERIOD	PCI	PCIG	PKC	PCN	PCP	PCPDK	PCPH	PCPXH	PCR
1948	50	0	731	444	402	56	34	47	0
1949	50	0	732	444	402	56	34	47	0
1950	50	0	733	444	402	56	34	47	0
1951	50	0	734	444	402	56	34	47	0
1952	50	0	735	444	402	56	34	47	0
1953	50	0	736	444	402	56	34	47	0
1954	50	0	737	444	402	56	34	47	0
1955	50	0	738	444	402	56	34	47	0
1956	50	0	739	444	402	56	34	47	0
1957	50	0	740	444	402	56	34	47	0
1958	50	0	741	444	402	56	34	47	0
1959	50	0	742	444	402	56	34	47	0
1960	50	0	743	444	402	56	34	47	0
1961	50	0	744	444	402	56	34	47	0
1962	50	0	745	444	402	56	34	47	0
1963	50	0	746	444	402	56	34	47	0
1964	50	0	747	444	402	56	34	47	0
1965	50	0	748	444	402	56	34	47	0
1966	50	0	749	444	402	56	34	47	0
1967	50	0	750	444	402	56	34	47	0
1968	50	0	751	444	402	56	34	47	0
1969	50	0	752	444	402	56	34	47	0
1970	50	0	753	444	402	56	34	47	0
1971	50	0	754	444	402	56	34	47	0
1972	50	0	755	444	402	56	34	47	0



246.3

5987.

1948.
1949.
1950.
1951.
1952.
1953.
1954.
1955.
1956.
1957.
1958.
1959.
1960.
1961.
1962.
1963.
1964.
1965.
1966.
1967.
1968.
1969.
1970.
1971.
1972.
1973.



fcb, fcr

fcr

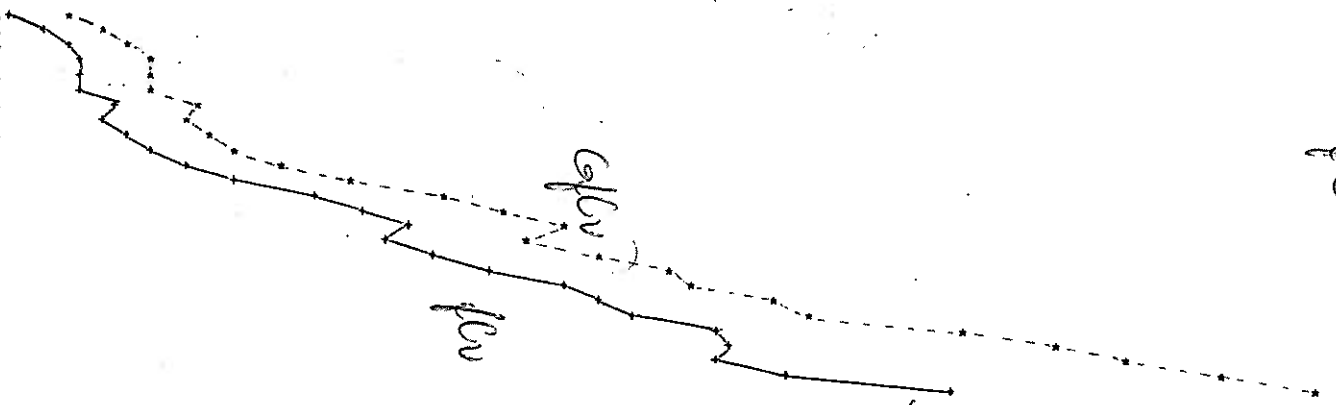
fcb

fcb

1393.

1145+05

1948.
1949.
1950.
1951.
1952.
1953.
1954.
1955.
1956.
1957.
1958.
1959.
1960.
1961.
1962.
1963.
1964.
1965.
1966.
1967.
1968.
1969.
1970.
1971.
1972.
1973.



fcr

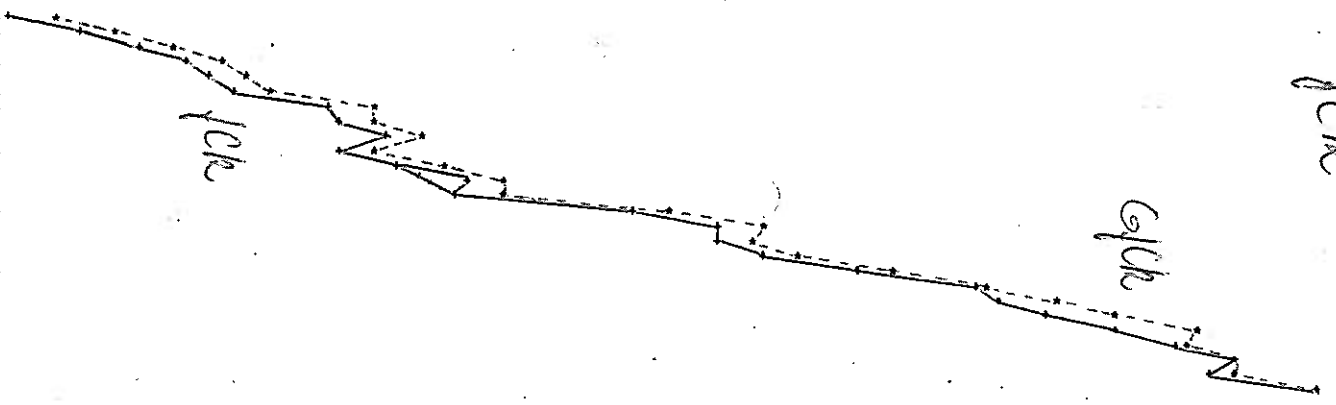
glv

fcr

1405.

2845.

1948.
1949.
1950.
1951.
1952.
1953.
1954.
1955.
1956.
1957.
1958.
1959.
1960.
1961.
1962.
1963.
1964.
1965.
1966.
1967.
1968.
1969.
1970.
1971.
1972.
1973.



fcr

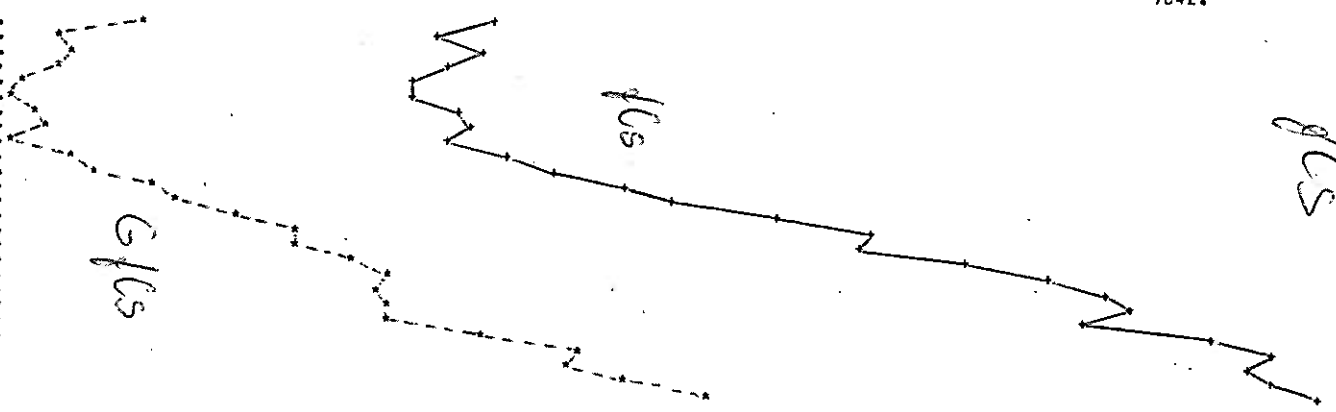
glv

fcr

4668.

9042.

1948.
1949.
1950.
1951.
1952.
1953.
1954.
1955.
1956.
1957.
1958.
1959.
1960.
1961.
1962.
1963.
1964.
1965.
1966.
1967.
1968.
1969.
1970.
1971.
1972.
1973.



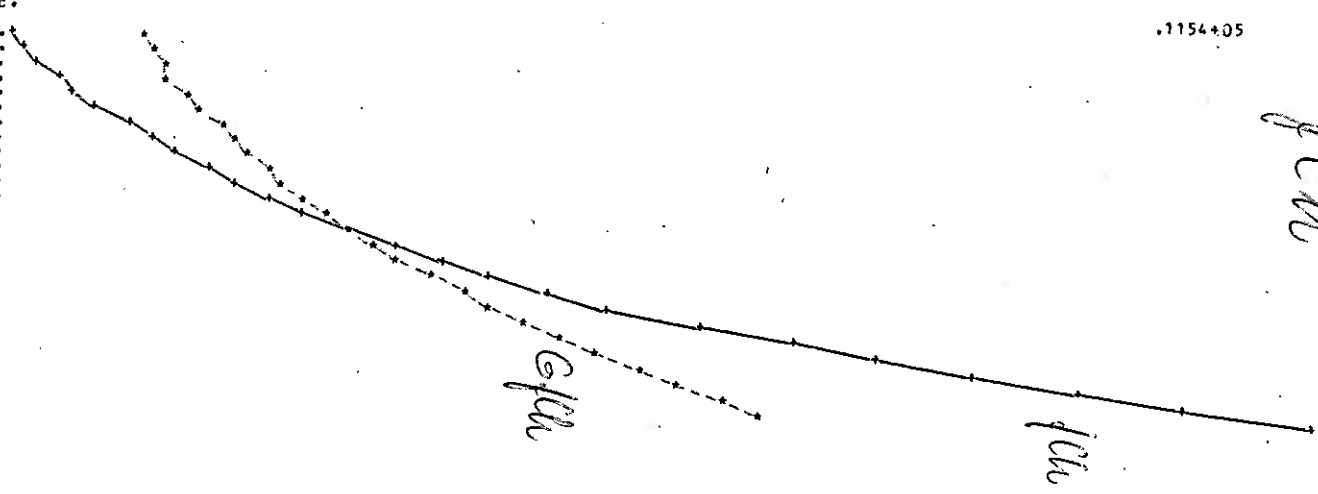
fcs

fcs

glv

2066.
1948.
1949.
1950.
1951.
1952.
1953.
1954.
1955.
1956.
1957.
1958.
1959.
1960.
1961.
1962.
1963.
1964.
1965.
1966.
1967.
1968.
1969.
1970.
1971.
1972.
1973.

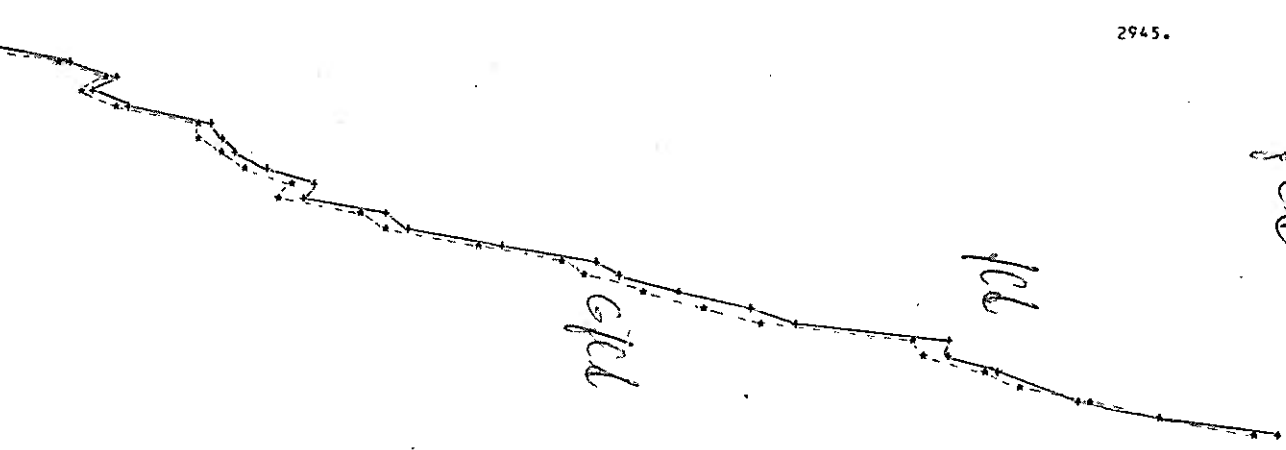
.1154+05



fdu

364.3
1948.
1949.
1950.
1951.
1952.
1953.
1954.
1955.
1956.
1957.
1958.
1959.
1960.
1961.
1962.
1963.
1964.
1965.
1966.
1967.
1968.
1969.
1970.
1971.
1972.
1973.

2945.



fdu

Udkast til noget, der engang muligvis kan blive en artikel i Nationaløkonomisk Tidsskrift eller andetsteds

Om anvendelse af makroøkonometriske modeller til forudsigelser og konsekvensberegninger.

1. Indledning

Makroøkonometriske modeller anvendes til flere formål, hvoraf forudsigelser og konsekvensberegninger hører til de væsentligste. I mange lande indtager makroøkonometriske modeller således en central plads blandt de redskaber, som benyttes til forudsigelser af den økonomiske udvikling og/eller beregning af konsekvenser for den økonomiske udvikling af ændrede forudsætninger om fx. den økonomiske politik eller udviklingen i udlandskonjunkturerne.

I det følgende er det hensigten at beskrive og systematisere nogle af de procedurer, som i varierende grad kan benyttes, når makroøkonometriske modeller anvendes som et redskab til forudsigelser og konsekvensberegninger. Øvrige anvendelsesområder for modellerne vil kun blive berørt i det omfang fremstillingen nødvendiggør dette.

2. Den makroøkonometriske model

En makroøkonometrisk model består af et sæt af ligninger, hvor den enkelte ligning beskriver et samspil mellem nogle økonomiske variable.

De enkelte ligninger kan som en første grov inddeling adskilles i to grupper

- definitionsligninger
- ligninger behæftet med et residualelement

I en definitionsligning (identitet) defineres en variabel som en eksakt gældende funktion af ligningens øvrige variable, fx. kan det samlede forbrug defineres som summen af det private og det offentlige forbrug. Den eksakte sammenhæng gælder uanset variablenes værdi. Definitions-ligninger er således blottet for et egentligt økonomisk indhold og er derfor principielt overflø-

dige, men i praksis vil enhver makroøkonometrisk model indeholde en mængde definitionsligninger, fordi modellens overskuelighed og anvendelsesmuligheder i administrative rutiner til en vis grænse øges herved.

Ligninger behæftet med et reidualelement kendetegnes ved, at den beskrevne funktionssammenhæng mellem relationens økonomisk meningsfyldte variable ikke gælder eksakt for alle tænkelige værdier af variablene. For fastholdte parameter- og variabelværdier kan denne type af ligninger alternativt opfattes som definitionsligninger for residualelementet.

Ligninger med residualled kan yderligere opdeles på flere måder, dels efter om funktionssammenhængene, dvs. funktionsform og parameterværdier, er uafhængige af tiden og/eller variabelværdier, dels efter om parametrene er estimerede og funktionsformerne kontrollerede med økonometriske metoder eller ej.

Ligninger med residualelement

		Funktionssammenhæng estimeret med økonometriske metoder	
		ja	nej
	ja	ex. adfærdsrelationer estimeret med traditionelle økonometriske metoder	ex. visse input-output baserede relationer ¹⁾
Funktions-			
sammenhæng		- - - - -	- - - - -
konstant	nej	ex. adfærdsrelationer estimeret med metoder, hvor de parametre, som skal estimeres ikke opfattes som konstanter.	ex. Tekniske relatione som fx. makroskattefunktioner.

I det følgende betragtes kun normerede makroøkonometriske modeller, dvs. modeller, hvor hver endogen variabel optræder netop een gang på venstresiden af en relation med en koefficient på 1. Denne normering kan for simultane modellers vedkommende foretages på flere måder, men vil ofte kunne tolkes som en beskrivelse af, hvilke variable, der "bestemmes" i hvilke rela-

1) Følgelig henregnes beregning af input-output koefficienter ikke blandt økonometriske metoder i denne fremstilling.

tioner.

I det følgende betegner $y_i(t)$ værdien i periode t af den endogene variabel, som er venstresidig ("bestemmes") i den i 'te relation, $y_{ij}(t)$ værdien af den j 'te endogene variabel på højresiden af den i 'te relation og z_{ik} værdien af den k 'te prædeterminerede variabel i den i 'te relation. $z_{ik}(t)$ kan være en eksogen variabel fra indeværende eller tidligere perioder eller en endogen variabel fra tidligere perioder. $e_i(t)$ betegner den normalt ukendte værdi af et eventuelt residualelement i den i 'te relation i periode t .

Med den anførte nomenklatur kan den samlede model skrives

Definitions-ligninger

$$(1a) \quad y_i(t) = f_i(y_{ij}(t), z_{ik}(t))$$

$$\begin{aligned} i &= 1, \dots, d \\ j &= 0, 1, \dots, g_i \\ k &= 0, 1, \dots, h_i \end{aligned}$$

Ligninger med residualelement med konstant funktionssammenhæng

$$(1b) \quad y_i(t) = \hat{f}_i(y_{ij}(t), z_{ik}(t), e_i(t))$$

$$\begin{aligned} i &= d+1, \dots, d+r \\ j &= 0, 1, \dots, g_i \\ k &= 0, 1, \dots, h_i \end{aligned}$$

Ligninger med residualelement uden konstant funktionssammenhæng

$$(1c) \quad y_i(t) = \widehat{f}_i(t)(y_{ij}(t), z_{ik}(t), e_i(t))$$

$$\begin{aligned} i &= d+r+1, \dots, d+r+s \\ j &= 0, 1, \dots, g_i \\ k &= 0, 1, \dots, h_i \end{aligned}$$

Den anførte model består således af $d+r+s$ ligninger i $d+r+s$ endogene variable. Ligningssystemet vil generelt være ikke-lineært, men ofte vil det være muligt at samle ikke-lineariteterne i definitions-ligninger, hvorefter systemet kan skrives

$$(2a) \quad y_i(t) = f_i(y_{ij}(t), z_{ik}(t))$$

$$i = 1, \dots, d^*$$

$$(2b) \quad y_i(t) = \sum_{j=0}^{g_i} \hat{b}_{ij} y_{ij}(t) + \sum_{k=0}^{h_i} \hat{c}_{ik} z_{ik}(t) + e_i(t)$$

$$i = d^*+1, \dots, d^*+r$$

$$(2c) \quad y_i(t) = \sum_{j=0}^{g_i} \widehat{b}_{ij}(t) y_{ij}(t) + \sum_{k=0}^{h_i} \widehat{c}_{ik}(t) z_{ik}(t) + e_i(t)$$

$$i = d^*+r+1, \dots, d^*+r+s$$

Ligningssystemet (2) adskiller sig fra den form, hvori samlede makroøkonometriske modeller normalt dokumenteres, ved at residualelementerne optræder eksplicit i (2b) og (2c). Denne form anvendes som hovedregel kun i forbindelse med stokastisk simulation og andre mere eksperimentelt prægede modelanvendelser og selv da anføres residualelementet oftest implicit i modelbeskrivelsen.

En makroøkonometrisk model vil derfor som oftest være beskrevet i en form, som kan transformeres til (3)

$$(3a) \quad y_i(t) = f_i(y_{ij}(t), z_{ik}(t)) \quad i = 1, \dots, d^{\bar{x}}$$

$$(3b) \quad y_i(t) = \sum_{j=0}^{g_i} \widehat{b}_{ij} y_{ij}(t) + \sum_{k=0}^{h_i} \widehat{c}_{ik} z_{ik}(t) \quad i = d^{\bar{x}}+1, \dots, d^{\bar{x}}+r$$

$$(3c) \quad y_i(t) = \sum_{j=0}^{g_i} \widehat{b}_{ij}(t) y_{ij}(t) + \sum_{k=0}^{h_i} \widehat{c}_{ik}(t) z_{ik}(t) \\ i = d^{\bar{x}}+r+1, \dots, d^{\bar{x}}+r+s$$

3. Løsning af en makroøkonometrisk model

Da ligningssystemet (3) generelt er ikke-lineært, kan modellen normalt ikke løses analytisk, men ved indsættelse af værdier for de prædeterminerede variable -eksogene, laggede eksogene og laggede endogene variable- kan en løsning normalt opnås ved brug af en iterativ løsningsprocedure, hvoraf den såkaldte Gauss-Seidel metode, jf. fx Klein (1974), nok er den i praksis mest benyttede. Generelt er det ikke muligt at udtale sig om antallet af løsninger til (3), men i anvendt modelarbejde er der næppe noget problem i form af enten multiple løsninger, dvs. det forhold, at løsningsværdierne afhænger af de initiale gæt på løsningsværdierne, eller i form af ingen løsninger.

I den anførte beskrivelse af løsningsproceduren for en makroøkonometrisk model er det eneste, som ikke er mekanisk, fremskaffelse af værdier for de prædeterminerede variable. Givet disses værdi og ligningssystemets udseende fremkommer netop én løsning, løsningen, for modellens endogene variable. Værdierne for de laggede variable vil ofte kunne uddrages direkte af statistiske publikationer, hvorfor alle problemer i forudsigelsesøjemed består i at skønne over et sæt værdier for modellens eksogene variable.

Denne stiliserede modelbrug levner derfor ikke plads for den aktive konjunkturanalytiker i andre arbejdsfaser end dataopstillingen. Til konsekvensberegninger er det eneste problem parallelt hermed at vurdere, hvilke ændringer der skal ske i modellens eksogene variable for at få beregnet effekten af ændrede forudsætninger om et eller flere i forhold til modellen eksogene forhold.

4. Modelopfattelse bag den stiliserede modelbrug.

Til den ovenfor beskrevne modelbrug svarer en opfattelse af en makroøkonometrisk model som en sand, omend af statistiske grunde noget sløret, afspejling af "virkelighedens verden". Dette er selvfølgelig ikke tilfældet, da det vil stille nogle uopfyldelige krav til "virkeligheden", såfremt denne rimeligt udtømmende skulle kunne afbildes i nogle få hundrede eller tusinde ligninger. Indholdet af en model kan derfor i bedste fald blive en beskrivelse af nogle økonomisk-teoretisk rimelige og empirisk velunderbyggede sammenhænge mellem økonomiske variable af central interesse. Med denne opfattelse bliver den makroøkonometriske model i forudsigelses- og konsekvensberegningssøjemed ændret fra at være noget ufravigeligt til at blive et forhåbenligt stærkt redskab blandt flere. Der bliver igen plads til økonomer til tolkning og modifikation af resultater fra en modelløsning.

5. Justering af makroøkonometriske modeller

Den nok første beskrivelse af en fleksibel modelanvendelse i forudsigelsesøjemed er givet af Suits (1962) i forbindelse med en omtale af den daværende Michigan models brug. Suits nævner, at den stiliserede løsningsprocedure under visse omstændigheder

5.1 - Såfremt der kan fremskaffes mere pålidelige skøn over en given variabel udenfor modellen, fx ved at udnytte information fra mikroundersøgelser af investeringshensigter, fjernes den pågældende relation (investeringsrelationen) fra modellen, dvs. variabelen ændre status fra endogen til eksogen.

5.2 - Konstantleddet i enstrukturligning justeres, såfremt der foreligger information om forhold, der ikke er kvantificerede i modellen, fx. ændringer i forbrugerkreditmuligheder i en model uden finansielle variable.

En tidsmæssigt noget senere placeret redegørelse for, hvorledes subjektive vurderinger kan indarbejdes i en økonometrisk model, findes hos Klein (1969), som beskriver brugen af den daværende Wharton-EFU model til forudsigelser. Klein peger dels på det subjektive element, som findes i opstilling af værdierne for de eksogene variable, dels på de nedenstående tilfælde, hvor den mekaniske løsning svarende til (3) fraviges

- 5.3 - Forud for hver forudsigelse løses modellen for de nærmest foregående statistikdækkede perioder, og residualerne beregnes. Såfremt residualvariationen udviser systematiske træk, og der a priori kan gives økonomiske forklaringer på eksistensen og en eventuel fortsættelse af denne systematik, tillægges residualleddet for forudsigelsesperioden en værdi forskellig fra nul. Denne værdi indføres som en additiv justering af relationens konstantled.
- 5.4 - Der skønnes subjektivt over virkninger af forhold, hvis effekt modellen ikke direkte har variable til at belyse, fx forventet lovgivning, arbejdskonflikter, flaskehalse i produktionen mv. Dette skøn udmøntes i en justering af konstantled og/eller andre parametre i de relevante strukturligninger.
- 5.5 - Endeligt diskuteres en foreløbig forudsigelse, baseret på de subjektivt skønnede eksogene variable og de under 5.3 og 5.4 omtalte justeringer, med et ekspertpanel. Denne diskussion fører oftest til yderligere justeringer inden eller flere "endelige" ex-ante forudsigelser fremkommer.

Evans, Haitovsky og Treyz (1972) har siden yderligere uddybet justeringsprocedurerne for Wharton-EFU modellen, ikke mindst vedrørende effekten af diskussionen i ekspertpanelet. Således fremhæves, at ikke blot justeringer, men også de forudsætninger, som er gjort om værdien af de eksogene variable i forbindelse med den foreløbige forudsigelse, kan blive reviderede, hvis den foreløbige forudsigelse giver resultater, som strider mod forudsigelsens a priori opfattelse af en rimelig forudsigelse. Denne a pri-

ori opfattelse af en rimelig forudsigelse anføres at have karakter af intervaller for en del af modellens endogene variable.

6. Kritik af modeljusteringer

Justeringsmetoderne i almindelighed -og ændringer i værdierne for eksogene variable i særdeleshed- er blevet kritiseret fra forskellig side. Den voldsomste kritik hidrører utvivlsomt fra Brunner(1973), som i sin 15 spalters anmeldelse af det af Hickmann (1972) redigerede værk om økonomiske modeller, hvori omtalte artikel af Evans m.fl. findes, blandt andet anfører, at økonomikeren åbenbart har en implicit model og en eksplicit model. Arbejdsdelingen mellem disse to modeller er da i henhold til Brunner, at den implicitte model, dvs. den mekanisme som genererer a priori opfattelsen af en rimelig forudsigelse, benyttes til forudsigelse af den eksplicitte models endogene variable, men den eksplicitte makroøkonomiske model anvendes til at forudsige værdier for eksogene variable og justeringsled.

Brunners synspunkt er ikke uden interesse for en diskussion af økonomiske modellers indhold, men i relation til forudsigelser er den separation mellem opstilling af værdier for eksogene variable og modelløsning, som Brunner implicit kræver, en urimelig spændetrøje. Som økonomiske modeller er udformede, kræves, at forudsigelser af de eksogene variables værdier har form af en punktforudsigelse, fx at importprisen stiger med 4 procent, mens en forudsigelse i praksis altid tager udgangspunkt i en intervalforudsigelse, fx at importprisen stiger med mellem $3\frac{1}{2}$ og $4\frac{1}{2}$ procent. På samme måde er det uundgåeligt, at en forudsiger, som er interesseret i sit arbejde, specielt for perioder tæt på forudsigelsestidspunktet har en a priori mening om et sandsynligt interval for værdierne af mange af de endogene variable. Såfremt en modelløsning giver værdier for de endogene variable, som ligger udenfor dette interval, kan mindre ændringer i de eksogene variable, dvs. ændringer som ligger i det ovenfor omtalte forudsigelsesinterval, næppe karakteriseres som ufornuftige, snarere som en rimelig udnyttelse af tilgængelig information.

Det er således vanskeligt at se, at de beskrevne justeringsprocedurer nødvendigvis medfører, at "econometric practice thus

reduces to a pragmatic claim without any cognitive basis." 1) Det er imidlertid interessant, at Brunners opfattelse af finjusteringer som en implicit benægtelse af modelstrukturens rimelighed er blevet delt af Evans midt i 1960'erne. I en omtale af ex-ante forudsigelser med Evans kvartalsmodel foretaget i 1963, anføres, utvivlsomt med Evans' egen pen "These forecasts were made without adjusting the constant terms for any of the equations, owing to a certain naivete of the forecaster at that time, which led him to believe that econometric models should not need any adjustments!" 2) I Evans' makroøkonomiske lærebog (Evans, 1969) omtales finjusteringer af modeller således heller ikke, hverken i kapitlet om forudsigelser med økonometriske modeller eller andre steder.

Det turde derfor være hævet over enhver tvivl, at opfattelsen af økonometriske modeller som en slags magisk æske i høj grad hidrører fra modelbyggerne selv. Ligeledes kan der være grund til at påpege, at denne opfattelse utvivlsomt har forplumret mangt en diskussion om modellers anvendelighed til konjunkturanalytiske formål med en urimelig opdeling af konjunkturbedømmere i tilhængere og modstandere af modelbrug til følge.

7. En ramme for justeringer

I det foregående er omtalt en række situationer, hvor økonometrikere finjusterer deres model, inden en egentlig ex-ante forudsigelse fremkommer.

Imidlertid kan det være hensigtsmæssigt at lave en mere formaliseret ramme til beskrivelse af justeringsprocedurerne. Som nævnt offentliggøres samlede modeller som oftest i en form som (3), hvor residualelementerne i de ikke-definitoriske ligninger er undertrykt. I systematiseringsøjemed må en udbygning af (2) imidlertid foretrækkes

$$4a) y_i(t) = f_i(y_{ij}(t), z_{ik}(t)) \quad i = 1, \dots, d^*$$

1) Brunner (1973), p. 930

2) Evans, Haitovsky & Treyz (1972), p. 957

$$(4b) \quad y_i(t) = \sum_{j=0}^{g_i} m_{ij}(t) \otimes b_{ij} \otimes y_{ij}(t) + \sum_{k=0}^{h_i} m_{ik}(t) \otimes c_{ik} \otimes z_{ik}(t) + a_i(t)$$

$i = d^{\#}+1, \dots, d^{\#}+r$

$$(4c) \quad y_i(t) = \sum_{j=0}^{g_i} m_{ij}(t) \otimes b_{ij}(t) \otimes y_{ij}(t) + \sum_{k=0}^{h_i} m_{ik}(t) \otimes c_{ik}(t) \otimes z_{ik}(t) + a_i(t)$$

$i = d^{\#}+r+1, \dots, d^{\#}+r+s$

For værdier af de multiplikative led m_{ij} og m_{ik} på 1 er (4) parallel til (2), og for værdier på 0 af de additive led a_i bliver (4) identisk med (3).

Hovedparten af de tidligere omtalte justeringer vil i denne terminologi bestå i, at a_i 'erne gives værdier forskellig fra nul. Justeringerne omtales ganske vist ofte som konstantledsjusteringer, men ved modelløsninger over flere perioder vil det være ønskeligt at kunne justere med forskellige værdier i de enkelte perioder og sådanne mere fleksible korrektioner forekommer betegnelsen konstantledsjusteringer ikke at være velegnet til at dække.

Når det additive element $a_i(t)$ i en relation i (4b) eller (4c) sættes til en værdi forskellig fra nul, kan det med udgangspunkt i ligningssystemet begrundes rimeligt udtømmende ved at henføre korrektionen til mindst en af nedenstående kategorier.

- 1a - Forudsigelse af residualelementet i en stadig troværdig relation
- 1b - Udbedring af utroværdige træk ved specificationen af en af relationerne i ligningssystemet
- 1c - Udbygning af ligningssystemet

Parallelt hermed kan værdier af de multiplikative elementer m_{ij} og m_{ik} forskellig fra 1 begrundes med

- 2a - Forudsigelse af de benyttede parametres afvigelse fra de sande parameter værdier i en stadig troværdigt specificeret relation

- 2b - Udbedring af utroværdige træk ved specifikationen af en relation i ligningssystemet
- 2c - Udbygning af ligningssystemet

8. Korrektioner, som kan henføres til stokastisk modelformulering og estimationsproblemer.

Eksistensen af residualelementer og af estimationsproblemer kan give anledning til korrektioner af typen 1a og 2a, dvs. til korrektioner, som på ingen måde kan siges at drage modelens indhold i tvivl, men tjener til at understrege de usikkerhedselementer, som er til stede i modelbygning og -brug.

Korrektioner kan begrundes som en forudsigelse af en relations residualelement såfremt

1.a.1 - Korrektionen er af en størrelsesorden, som er indiceret af historiske erfaringer vedrørende de beregnede residualelementer. For estimerede relationers vedkommende må der således ikke herske et sandsynlighedsteoretisk misforhold mellem korrektionens størrelse og den estimerede residualspreddning.

1.a.2 - Kilden til korrektionen er et af følgende tre punkter

- Udnyttelse af estimater af autokorrelationskoefficienter og analyse af de beregnede enkeltligningsresidualer forud for løsningsperioden i relationer, som er estimerede under forudsætning af, at restleddene følger et eller andet autoregressivt mønster, hvorfor restled med forventet værdi forskellig fra nul er et objektivt strukturtræk ved den pågældende relation/model. Denne metode benyttes blandt andet i Fairs forudsigelsesmodel (Fair, 1971)
- Analyse af beregnede residualer i relationer, som enten ikke er estimerede eller er estimerede under forudsætning af, at restleddene er uafhængige. Såfremt residualvariationen forud for løsningsperioden giver anledning til formodninger om, at den forventede værdi af residualelementet i en del af eller i hele løsningsperioden ikke er nul, kan et skøn over den forventede værdi af residualelementet indsættes som en additiv korrektion. Metoden kan benyttes i forbindelse med analyser af såvel residualer fra fremskrivning af enkeltrelationer som residualer fra løsninger af den samlede model. Metoden er beskrevet i flere varianter af fx Evans, Haitovsky og Treyz

og benyttes eksplicit af National Institute of Economic and Social Research, jf. Surrey og Ormerod (1977).

- Forudsigelser fra anden side virker mere troværdige end modellens forudsigelser. Korrektioner begrundet i denne type af forhold vil især komme på tale for perioder, som er delvist statistikdækkede, fx ved forudsigelser af indeværende år foretaget med en årsmodel i efterårsmånederne. Ved disse korrektioner består et særligt problem i at vurdere, i hvilke relationer korrektionerne skal indføres. Såfremt der opstår formodning om, at en given variable er forudsagt forkert, må det vurderes, om variablene på højresiden af den relation, hvori variabelen "bestemmes", har rimelige værdier, inden det kan afgøres, om korrektionen bør foretages i den omtalte relation eller et andet sted i systemet. For stærkt simultane modeller vedkommende kan det blive ret arbitrært, hvor korrektionen placeres. I det særlige tilfælde, hvor der haves alternative skøn for samtlige modellens endogene variable, er det muligt at benytte modellen til at beregne værdierne af de additive korrektionsled i samtlige relationer med residualelement, idet korrektionsleddene da kan opfattes som modellens endogene variable og de alternative skøn for de egentlige endogene variable kan opfattes som eksogene variable. I denne situation haves det af Brunner (1973) påpegede forhold, at en implicit model -eller andet- benyttes til forudsigelse af de egentlige endogene variable, mens den eksplicitte model benyttes til beregning af værdierne for eksogene variable, i dette tilfælde værdien af de additive korrektionsled. På denne måde vil det som hovedregel være muligt på entydig vis at bestemme værdien af det samme antal eksogene variable -egentlige eksogene variable og/eller korrektionsled-, som der er ligninger med residualelementer i modellen. Det karrikerede tilfælde, hvor samtlige eksogene variable fastlægges ved hjælp af den eksplicitte model, kan således ikke forekomme, hvis modellen er skrevet på formen (4)

Multiplikative korrektioner kan begrundes som et skøn over de benyttede parametres afvigelse fra de sande parameter værdier i en troværdigt specificeret relation såfremt

2.a.1 - De multiplikative korrektioner for estimerede relationer ikke strider mod den estimerede kovariansstruktur for relationens parameterestimatorer. Sagt på en lidt anden måde må kor-

rektionerne ikke flytte regressionsplanet mere end svarende til sandsynlighedsteoretisk rimelige sikkerhedsgrænser om dette. Da denne type af korrektioner i praksis vil være komplicerede at foretage med mindre covariansen mellem parameterestimatorerne er lille, dvs. med mindre regressorerne er omtrent orthogonale, bruges multiplikative korrektioner begrundet i den usikkerhed, hvormed modellens parametre er fastlagt, næppe i nogen nævneværdig udstrækning.

Imidlertid er der grund til at påpege, at betimeligheden af denne type af korrektioner ikke er et spørgsmål om, hvorvidt parametrene med stor sandsynlighed afviger fra nul eller ej, et synspunkt som er fremført af Pindyck og Rubinfeld (1976, p. 359).

2.a.2 - Kilden til den multiplikative korrektion er en af følgende

- Afvigelsen mellem forudsigelser med en relation, som virker troværdigt specificeret, og troværdige forudsigelser fra anden side bliver så stor, at det ikke er sandsynlighedsteoretisk rimeligt at indplacere afvigelsen alene som en additiv korrektion. Den samlede korrektion, additiv som multiplikativ, må ikke være større end svarende til rimelige sikkerhedsgrænser for en punktforudsigelse med en regressionsmodel.
- Analyser af relationens eller den samlede models egenskaber har afdækket, at de benyttede estimater i en relation med stor sandsynlighed er utroværdige. Såfremt fænomenet først erkendes efter modellen er taget i brug, kan multiplikative korrektioner, som for estimerede relationers vedkommende ikke må stride mod den estimerede covariansstruktur for parameterestimatorerne, på kort sigt komme på tale som en substitut for enestimation af relationen med metoder, som antages at give mere troværdige parameterskøn i det foreliggende tilfælde.

9. Korrektioner, som kan henføres til utroværdige træk ved modellens specificifikation.

Såfremt modelbrugen afdækker utroværdige træk ved specificifikationen af en relation, kan additive eller multiplikative korrektioner benyttes som et kortsigtet forsøg på at udbedre de konstaterede uhensigtsmæssigheder, inden et egentligt arbejde med en respecificifikation påbegyndes. Det forekommer relevant

at sondre mellem to forskellige situationer, som kan føre frem til denne type korrektioner

b.1 - Forekomst af særlige forhold, som bevirker, at en relation ikke kan antages at give en troværdig beskrivelse af udviklingen i den variabel, som bestemmes i relationen, men hvor specifikationen -fraregnet effekten af det særlige forhold- virker tilforladelig. Denne type af korrektioner vil i en senere estimation, hvor data for de pågældende perioder benyttes, typisk blive erstattet af indsættelse af dummyvariable i specifikationen. Større strejker kan tjene som et eksempel på forhold, som ved aktuel modelbrug vil kræve justeringer og i efterfølgende estimationer vil gøre brug af en eller anden dummykonstruktion nødvendig. Sagt på anden vis menes relationen efter mindre tillempninger i en veldefineret periode stadig at give en rimeligt gyldig beskrivelse af de væsentligste forhold omkring den variabel, hvis udvikling relationen skal forklare. Endeligt må det bemærkes, at grænsen mellem disse korrektioner for særlige forhold og korrektioner, som tjener til udbygning af ligningssystemet, er overmåde flydende.

b.2 - Analyser af historiske forudsigelsesfejl, - af modellens egenskaber eller fremkomst af mere troværdige teoridannelser for et bestemt område medfører, at den eksisterende modelspecifikation må drages i stor tvivl. Korrektioner for denne type af forhold kan vel siges at være de eneste korrektioner, som er virkeligt alvorlige set fra et modelsynspunkt, idet behovet for disse justeringer sår tvivl om modellens anvendelighed til beskrivelse af centrale træk af økonomien. Dog må det understreges, at det forhold, at en model er fejlbehæftet ikke kan give anledning til en konklusion i retning af, at modellen er ubrugelig til forudsigelses- og konsekvensberegningsformål. I den forbindelse kan henvises til Chows (1977) analyse af betydningen af brug af en fejlspecificeret model som redskab i den økonomiske politik. Men selvfølgelig bør afdækning af utroværdige træk give anledning til at søge specifikationen forbedret.

10. Korrektioner, som kan henføres til udbygning af lignings-systemet.

Denne type af korrektioner kan forekomme, såfremt modellen ønskes benyttet som en hjælp til at belyse forhold, som modelle ikke uden videre er egnet til. Det forekommer relevant at sondre mellem korrektioner, som skal modvirke fejl, som ellers ville opstå som følge af, at modellen arbejder på et vist aggregeringsniveau, og korrektioner, som skyldes mere åbenlyse, men i praksis ofte uløselige, specificationsmangler.

c.1 Behovet for den sidstnævnte korrektionstype kan fx opstå, såfremt et led i en økonomisk plan, som ønskes belyst ved hjælp af modellen, er af en sådan karakter, at modelstrukturen ikke kan give nogen nævneværdig hjælp til at anslå effekten af indgrebet, dvs. der ikke findes egnede eksogene variable til at belyse indgrebets initialkarakter og/eller indgrebet bevidst søger at udnytte forhold, hvis virkning der kun haves ringe empirisk baggrund for at belyse. Et eksempel kan være ønsket om at analysere en plan, der som et element har indgreb, der er af annonceret tidsmæssig begrænsning. De udskydnings- eller fremrykningseffekter, som vil opstå, må i nogle situationer skønnes at være så kraftige, at modellen er uegnet til at belyse indgrebets specifikke karakteristika, da der som hovedregel ikke haves empiriske holdepunkter for at sondre mellem effekten af annoncerede midlertidige indgreb og indgreb, som annonceres af permanent art. Såfremt indgrebet ikke var et led i en større plan ville anvendelse af modellen som hjælpemiddel i analysen derfor næppe komme på tale. Modelbrugen med hensyn til det "aparte" indgreb vil bestå i udenfor modellen at skønne over de særlige effekter af det pågældende indgreb, hvorefter disse skøn omsættes til justeringsled, der giver samme nettoresultat på de endogene variable. Som tidligere nævnt er det vanskeligt at holde denne type af korrektioner ude fra korrektioner for særlige forhold (type b.1), og sondringen går i denne fremstilling i høj grad på, om forholdet er på planstadiet eller er en realitet.

c.2 Af en renere udbygningskarakter er justeringer, som er en følge af, at modellen arbejder på et vist aggregeringsniveau. Til eksempel kan tjene, at såfremt det offentlige forbrug behandles aggregeret i en makroøkonomisk model, er det ikke uden

yderligere antagelser muligt at belyse forskelle i økonomisk virkning af brug af et bestemt beløb til indkøb af jagerfly hhv. ansættelse af hjemmehjælpere. Imidlertid vil ret præcis information om forskelle med hensyn til importindhold, træk på produktionssektorer mv. for fint specificerede tiltag ofte være tilgængelige fra anden side, fx. fra input-outputtabeller og -analyser, og denne information kan omsættes til korrektionsled relevante steder i modellen. Disse korrektionsled vil som hovedregel være additive, med mindre modellens egenskaber med hensyn til afledede effekter ønskes ændret.

11. Sammenhæng mellem korrektionstype og modelanvendelse.

Med henblik på at kunne belyse i hvilke situationer de enkelte korrektionstyper benyttes, kan det indledningsvis være formålstjenligt at præcisere forskellen mellem forudsigelser og konsekvensberegninger med en makroøkonometrisk model.

Tages udgangspunkt i det udvidede ligningssystem (4), kræver en forudsigelse skøn over samtlige dette ligningssystems prædeterminerede variable, dvs. over variablene $z_{ik}(t)$, $a_i(t)$, $m_{ij}(t)$ og $m_{ik}(t)$, ligesom de tidsafhængige koefficienter $b_{ij}(t)$ og $c_{ik}(t)$ skal være fastlagte. Af afsnit 5 fremgår, at der ofte vil være foretaget en del eksperimenter med værdierne af de prædeterminerede variable, inden forudsigelsen er etableret.

En konsekvensberegning består i at skønne over konsekvenserne for et økonomisk forløb, såfremt noget i økonomien ændres, hvilket omsat i modelsprog betyder, at en eller flere prædeterminerede variable ændrer værdi. Såfremt den økonometriske model -som (4)- er ikke-lineær, kan et sådant spørgsmål kun besvares meningsfyldt med udgangspunkt i specificerede værdier for alle prædeterminerede variable, idet effekten på de endogene variable af en bestemt ændring i en af de prædeterminerede variable afhænger af niveauet for samtlige prædeterminerede variable.¹⁾ Betingelsen for, at der kan foretages

¹⁾ Alternativt kan dette udtrykkes ved, at de afledede, fx $\Delta y_i(t+p)/\Delta z_j(t)$ ($i = 1, \dots, d^*+r+s$; $p = 0, \dots, T$) ikke er konstante. De afledede betegnes ofte som multiplikatorer.

en konsekvensberegning er derfor, at udgangsniveauet for samtlige prædeterminerede variable er kendt, dvs. at der foreligger en såkaldt kontrolkørsel. Denne kontrolkørsel vil i aktuelle konjunkturpolitiske øjemed oftest være en forudsigelse betinget af nogle forudsætninger om de prædeterminerede variables udvikling. Til eksempel kan forudsigelsen være betinget af, at den økonomiske politik ikke ændres, hvorefter konsekvensberegningen skal bidrage til at belyse effekten af specificerede ændringer i den økonomiske politik.

Det er herefter muligt at klassificere de enkelte korrektionstyper efter, hvorvidt korrektionsleddene ændres i forbindelse med en forudsigelse eller i forbindelse med en konsekvensberegning

Korrektionstype	: Korrektionsled ændres i forbindelse med	
	: Forudsigelse	: Konsekvensberegning
1a og 2a	+	÷
1b og 2b	+	÷
1c og 2c	÷	+

Anm: Korrektionstyperne er beskrevet i afsnit 7

I tabellen er de enkelte korrektionstyper entydigt henført til enten forudsigelses- eller konsekvensberegningens formål.

Ved at sammenholde tabellen med afsnit 8-10 kan det ikke benægtes, at der er blevet hugget en tå og kappet en hæl i blanch. Således er visse grænsedragingsproblemer mellem type b og type c korrektioner blevet defineret bort, ligesom det er muligt at forestille sig situationer, hvor forudsigelsen af det stokastiske ledes værdi (type 1a) afhænger af værdien af de egentlige prædeterminerede variable, fx såfremt visse former for heteroskedasticitet¹⁾ optræder. Taget med et gran salt vil tabellen dog være dækkende.

Implikationerne af tabellen er nok så interessante som tabellen i sig selv. Mens mere pragmatiske sjæle vil mene, at der hersker relativt frit spil i forudsigelsesøjemed i retning af at manipulere med korrektionsleddene, så der slutteligt fremtræder en forudsigelse som en syntese af modelberegning

¹⁾ Jf. fx Johnston (1972) eller en anden økonometrilærebog

og a priori formodninger, må det være et uomgængeligt krav til seriøs modelanvendelse, at der foreligger en specificeret begrundelse for ændringer i justeringsleddene forud for en konsekvensberegning, jf. afsnit 10.

12. Anvendelsen af de enkelte korrektionstyper.

Under beskrivelsen af de enkelte korrektionstyper er der ikke foretaget nogen vægtning efter almindeligheden af forskellige korrektioner, og det er nok også uhyre vanskeligt at sige noget generelt desangående. Det første problem består i at tilvejebringe oplysninger om de anvendte korrektioner¹⁾, et andet i at klassificere dem efter de opstillede kriterier. I forbindelse med brugen af Danmarks Statistiks makroøkonometrisk model ADAM, jf. Andersen (1975) og Dam (1977), er den dominerende korrektionstype tydeligt forudsigelser af de stokastiske leds værdier. Et objektivi t tegn på dette er, at korrektionerne som oftest dør ud for fjernere løsningshorisonter, et andet at korrektionerne er identiske fra kontrolkørsel til konsekvensberegning med mindre der eksplicit er tale om udbygningskorrektioner, hvor det i tilknytning til korrektionen er beskrevet, hvorfor oghvorledes denne er foretaget. Multiplikative korrektioner er kun blevet benyttet i et enkelt tilfælde i forbindelse med relationen for import af brændsel.

Det er vanskeligt at vurdere, hvorledes procedurerne er ved andre modelprojekter, men et subjektivt indtryk er, at de fleste korrektioner kan opfattes som forudsigelser af de stokastiske leds værdier.

13. Korrektionsled og manipulation med modelberegninger.

Beskrivelsen af korrektionerne kan ligeledes tjene til belysning af spørgsmålet om manipulation med modelresultaterne, jf. fx Ølgaard (1977, p. 141). I det omfang, der ved manipulation forstås brug af justeringsled, må svaret være, at der manipuleres i forbindelse med de fleste modelprojekter, og at manipulationerne især foregår i forbindelse med brug af modellet

1) Det er i denne sammenhæng interessant, at sammen med de kommercielle forudsigelser med Wharton-EFA modellen (jf. fx Duggal, Klein og McCarthy (1974)) følger en fortegnelse over værdien af de anvendte korrektionsled.

i forudsigelsesøjemed. Imidlertid må det fastholdes, at der intet dubiøst er ved brug af justeringsled i forbindelse med en forudsigelse, såfremt formålet med forudsigelsen er at skønne over den økonomiske udvikling i en fremtidig periode. Men det er en følge af brugen af korrektionsleddene, at det er på grænsen til det uhæderlige, såfremt det påstås, at modellen har været mere end et blandt flere redskaber i forbindelse med etableringen af forudsigelsen. For så vidt angår brug af en makroøkonometrisk model til konsekvensberegninger gælder vel principielt de samme synspunkter, men der kan være grund til at påpege, at i det omfang, der kun er benyttet beherskede additive korrektioner i kontrolkørslen, vil resultaterne af en konsekvensberegning i praksis kun i ringe grad blive påvirket af disse korrektioner. Såfremt modellen skal være til nogen hjælp i konsekvensberegningen, kræves som omtalt gode argumenter for ændringer i justeringsled i forhold til kontrolkørslen.

I praksis må det være mest interessant at diskutere manipulationer i forbindelse med konsekvensberegninger, da forudsætningerne for disse udadtil virker klare. I lyset af det ovenstående må det derfor betegnes som klart uhæderligt, såfremt der foregår vilkårlige korrektioner forud for konsekvensberegninger -for slet ikke at tale om korrektioner, som er opportune i bestemte retninger.

Såfremt det er den sidstnævnte type af korrektioner, der er tænkt på i forbindelse med manipulationer, må det påpeges, at sådanne vilkårlige eller opportune korrektioner vil kunne afdækkes af udefrakommende. Med information om modellens udseende og værdier for de prædeterminerede variable, herunder for alle justeringsled, er det muligt at reproducere resultaterne fra kørslerne bag konsekvensberegningen. Grøve manipulationsforsøg vil således kunne afsløres ved, at denne reproduktion ikke er mulig, og klodsede forsøg ved, at nogle korrektionsled på urimelig vis skifter værdi. Der vil selvsagt være en del tekniske problemer forbundet med at gennemføre en sådan kontrol, men i princippet er det muligt for alle, og i praksis

for en del.¹⁾

Endeligt kan der være grund til at påpege, at manipulation i forbindelse med modelbrug i princippet også kan foregå i selve modelopstillingsfasen. Specifikationen af de enkelte relationer har naturligvis stor betydning for den samlede models egenskaber.

Uanset hvorledes argumenterne vendes og drejes, må hovedsynspunktet være, at modelbrug ikke kan fjerne ansvaret for en analyses rimelighed fra den personkreds, som har udført analysen, og at de interesserede i analyseresultaterne ikke bør tillægge resultaterne nogen speciel sandhedsværdi, fordi en makroøkonometrisk model har været benyttet som redskab, men uanset dette bør underkaste resultaterne en kritisk vurdering.

14. Sammenfatning

I indeværende fremstilling er justeringer af makroøkonometriske modeller i forbindelse med disses brug til forudsigelser og konsekvensberegninger søgt klassificeret efter formålet med korrektionen med udgangspunkt i modelstrukturen. For såvel additive som multiplikative justeringer er sondret mellem justeringer, der er en naturlig følge af, at der foreligger et stokastisk formuleret modeloplæg som yderligere giver anledning til estimationsproblemer, justeringer, som tjener til på kort sigt at udbedre utroværdige træk ved modelspecifikationen, og justeringer, som følger af et ønske om at udbygge modellen for at kunne analysere specielle forhold, som modelstrukturen ikke er egnet til at belyse umiddelbart. De to første typer af korrektioner indføres primært i forbindelse med forudsigelser og etablering af kontrolkørsler for efterfølgende konsekvens-

1) Det er selvsagt lettest at afdække sådanne manipulationsforsøg med en model, man selv bruger og derfor kender godt. Manipulationsmulighederne må derfor betegnes som det nok dårligste argument for, at uafhængige institutioner har behov for deres egen model. Til gengæld gives flere gode argumenter for nytten af flere modeller af samme økonomi, men diskussion af disse ligger udenfor denne fremstillings rammer.

beregninger, mens den sidste type især tager sigte på konsekvensberegninger isoleret. Sondringen kan virke kunstig i nogle tilfælde og må især ses som et middel til at strukturere behandlingen af justeringer af makroøkonometriske modeller. En gennemgang af påtænkte justeringer efter de opstillede kriterier vil ex-ante kunne bidrage til at give en fornemmelse af, om de påtænkte korrektioner strider mod modelstrukturen. I givet fald bør det næste skridt være at overveje korrektionens rimelighed eller rimeligheden af andre antagelser om variabelværdier. Såfremt der herefter stadig hersker et sandsynlighedsteoretisk misforhold mellem korrektionen og de historiske erfaringer med relationen, bør forholdet give anledning til en nøjere undersøgelse.

Litteraturhenvisninger

- Andersen, Ellen (1975): En model for Danmark, København
- Brunner, Karl (1973): Anmeldelse af Bert G. Hickman (ed)(1972)
Econometric Models of Cyclical Behavior, Journal of Economic Literature
- Chow, Gregory C. (1977): Usefulness of Imperfect Models for the Formulation of Stabilization Policies, Annals of Economic and Social Measurements
- Dam, Poul Uffe (red) (1977): ADAM- Revideret version, Rapport fra Modelgruppen nr. 3, Danmarks Statistik, København (stencileret)
- Duggal, Vijaya G., Lawrence R. Klein og Michael D. McCarthy(1974):
The Wharton Model Mark III: A Modern IS - LM Construct,
International Economic Review
- Evans, Michael K.(1969): Macroeconomic Activity, New York
- Evans, Michael K., Yoel Haitovsky og George I. Treyz(1972):
An Analysis of the Forecasting Properties of U.S. Econometric Models. I Bert G. Hickman(ed)(1972): Econometric Models of Cyclical Behavior, New York
- Fair, Ray C.(1971): A Short-Run Forecasting Model of the United States Economy, Lexington, Mass.
- Hickman, Bert G. (ed)(1972): Econometric Models of Cyclical Behavior, New York
- Johnston, J.(1972): Econometric Methods, 2nd ed., New York
- Klein, L. R.(1969): An Essay on the Theory of Economic Prediction
Helsinki
- Klein, Lawrence R.(1974): A Textbook of Econometrics, 2nd ed.
Englewood Cliffs, N.J.
- Pindyck, R. S. og D. L. Rubinfeld(1976): Econometric Models and Economic Forecasts, New York
- Suits, D.(1962): Forecasting with an Econometric Model, American Economic Review
- Surrey, M. J. C. og P. A. Ormerod(1977): Formal and Informal Aspects of Forecasting with an Econometric Model, National Institute Economic Review
- Ølgaard, Anders(1977) : Om politiserende økonomer - med særligt henblik på den danske "vismands"-institution, Nationaløkonomisk Tidsskrift

BRUGERVEJLEDNING TIL SIMTAB

SIMTAB er et program til tabeludskrifter af tidsrække­data, primært udskrifter af simulationsresultater fra løsningsprogrammet SIMULATE. Programmet er udviklet til brug i forbindelse med ADAM, hvorfor kalenderåret er den naturlige periodeenhed. Afhængigheden af SIMULATE viser sig tydeligst ved, at datainput til SIMTAB skal være i en SIMULATE-læsbar form eller i format som de af SIMULATE producerede løsningskort.

Tabellerne kan redigeres ganske fleksibelt. Nogle hovedsynspunkter i opbygningen har været:

- a. Programmet skal være uafhængigt af en bestemt modelversion.
- b. Endogene og eksogene variable skal frit kunne kombineres.
- c. Variable skal frit kunne ændre skalering.
- d. Variable, som ikke er definerede i SIMULATE, skal kunne udskrives givet variablene kan udtrykkes som simple funktioner af endogene og eksogene variable.
- e. Programmet skal være fleksibelt med hensyn til udskriftsformat for forskellige tabeller.
- f. Rimeligt fyldige overskrifter, variabelbeskrivelser og anmærkninger skal være mulige.
- g. Programmet skal kunne bruges til at lave skemaer for eksogene variable, hvor kun den "historiske" periode udfyldes, mens felterne i prognoseperioden efterlades blanke, men med intakt tidsangivelse i tabelhovedet.
- h. Programmet skal kunne beregne forskellen mellem to kørsler
- i. Programmet skal kunne udskrive forsyningsbalancer i faste priser i et af brugeren angivet års prisniveau.
- j. Programmet skal kunne tabellere gennemsnitsværdier og gennemsnitlige vækstrater for vilkårlige perioder.
- k. Programmet skal sikre, at den ret almindelige brugertype, som ikke kan læse en brugervejledning, ikke får smadret kørslen ved sin mærkværdige adfærd.

Anm: Tidligere brugervejledninger er stadig gyldige, men ikke længere fuldt dækkende. Eksisterende tabelsetup vil derfor stadig kunne benyttes. I forhold til vejledningen af 27. juli 1978 vedrører ændringerne især afgrænsningskortet samt pkt. j og k ovenfor.

Kapacitetsgrænser.

SIMTAB har følgende -let foranderlige- kapacitetsgrænser

Antal forskellige tabeller	\leq 41
Antal eksemplarer af hver tabel	\leq 98
Antal variable pr. tabel	\leq 40
Antal tidsperioder (år)	\leq 38
Antal "permanente" variable	\leq 550

Programmets overordnede opbygning.

SIMTAB er opbygget på en sådan måde, at al dataindlæsning normalt skal være overstået, før det er muligt at udskrive tabeller.

Via et såkaldt afgrænsningskort skal først angives for hvilke perioder, der ønskes tabeller, samt i hvilken form data til SIMTAB forefindes.

Datainput til SIMTAB modtages dernæst i rækkefølgen "tape", datakort, løsningskort. To af inputformerne kan udelades. Værdier overskrives, såfremt der findes værdier for samme variabel i samme periode på flere inputmedier.

Variablene er identificerede ved et variabelnavn bestående af en firecifret alfanumerisk kode - som variabelnavnene i SIMULATE.

Efter endt dataindlæsning modtages tabelinformation for en tabel ad gangen. Når brugeren angiver, at en tabel er færdig, udskrives denne, og programmet er klar til at opbygge og udskrive en ny tabel. Information om de enkelte tabeller -fraregnet tabeloverskrift- går generelt tabt med mindre andet ønskes.

Teknisk set er strukturen i programmet, at data indlæses i en datamatrix, hvorfra man til de enkelte tabeller henter de relevante variable frem, manipulerer med disse og lægger de manipulerede variable i en særlig tabelmatrix uden at ændre indholdet af datamatrixen med mindre dette eksplicit ønskes.

Kontrolkortene til SIMTAB skal udfyldes i faste kolonner.

Den normale anvendelse af SIMTAB vil som nævnt være i forbindelse med tabeludskrift af simulationsresultater fra løsningsprogrammet SIMULATE. Kombinationen af disse programmer kræver nogle styresystemsordrer, som vil blive vist i appendix A, hvor listning af input til en vellykket kørsel af denne type finde

Udfyldning af de enkelte kort

De for SIMTAB specifikke kort gennemgås i det følgende. I tabel 1 er givet en kort oversigt, som uddybes nedenstående.

Tabel 1. Oversigt over de for SIMTAB specifikke kort

nr.	Obligatorisk	Korttype	Formål
1	ja	*XQT TSP*TSPLIB.SIMTAB	Igangsætte SIMTAB-kørslen
2	nej	Forsidekort	Forside til SIMTAB-udskrift
3	ja	Afgrænsningskort	Periodeafgrænsning, datainput-former, udskriftsbredde mv.
4	nej	Overskriftskort	Fælles overskrift til alle tabeller.
5	nej	SIMULATE-datakort	Hulkortbilleder med inddata til SIMULATE.
6	nej	SIMULATE-løsningskort	De af SIMULATE udhullede løsningskort.
7	ja	Nonsenskort	Afslutter dataindlæsningen
8	ja	Tabelkontrolkort	Generel information om den enkelte tabel. 1 tabelkontrolkort pr. tabel.
9	nej	Gennemsnitskort	Styre evt. gennemsnitsberegning
10	nej	Supplerende datakort	Ved evt. brug af tabelspecifikke modelirrelevante data.
11	nej	Baggrundsvariabelkort	Såfremt forsyningsbalance i bestemt års priser, jf. app. B.
12	ja	Variabelkort	Beskrive den enkelte variabel i en tabel. 1 variabelkort pr. variabel pr. tabel.
13	nej	Beregningskort	Medtages, såfremt variabelen skal beregnes.
14	nej	Anmærkningskort	Medtages, såfremt anmærkninger til den enkelte tabel.
15	ja	Tabelstopkort	Starter udskrift af den enkelte tabel.
16	ja	Programstopkort	Afslutter kørslen.

Forsidekort

kolonne

1- 4 blanke

5-76 tekst

Indholdet af forsidekortene udskrives som forside til SIMTAB's udskrift. Der kan anføres et vilkårligt antal forsidekort, ligesom korttypen helt kan udelades.

Afgrænsningskort

kolonne

- 2- 5 Startår for SIMULATE-kørsel (bevirker, at programmet udskriver data for hver periode fra og med året før start)
- 7-10 Slutår for SIMULATE-kørsel - eller for dataværdier, såfremt EXOG er hullet i kol. 34-37 på dette kort.
Slutår - Startår \leq 37
- 12 Antal overskriftskort efter dette afgrænsningskort, mellem 0 og 5 begge incl.
- 14-17 TAPE - såfremt tapeinput ønskes (I så tilfælde forudsætte *ASG,A XXX. og *USE 4.,XXX. forud for *XQT AMC.SIMTAB, hvor XXX. betegner en SIMULATE-tape i binært format.)
- 19-22 CARD - såfremt datainput fra SIMULATE-datakort.
- 24-27 SOLV - såfremt datainput fra SIMULATE-løsningskort.
- 29-32 blanke - udskrift på max. 130 kolonner, heraf 42 med variabeltekst samt 8 med variabelnavn mv.
71 (ell. andet ikke blankt) - udskrift på max. 71 kolonner heraf 24 med variabeltekst samt 8 med variabelnavn mv.
MULT - udskrift på max 130 kolonner, heraf 24 med variabeltekst samt 8 med variabelnavn mv.
- 33 - ved angivelse af "*" undertrykkes udskrift af kontrolkortene til SIMTAB.
- 34-37 Startår for data, som skal indgå til beregning af gennemsnit. Såfremt option ikke ønskes, lades feltet blankt eller EXOG anføres. Slutår - Startår_{Snit} \leq 37
EXOG - såfremt tabeller ønskes, hvor tidsangivelse i tabelhovedet udskrives til og med periode angivet i kolonne 39-42, mens variabelværdier kun ønskes til og med periode angivet i kolonne 7-10.

(Såfremt både gennemsnitsberegninger og eksogene tabeller ønskes, skal anføres Startår_{Snit} samtidig med, at kol. 39-42 udfyldes.)
- 39-42 Slutår for periodeangivelse i tabelhovedet, såfremt der ønskes eksogene tabeller. Slutår_{Exog} - Startår \leq 36
- 44-47 DISC - udskrift på Unit 10 af alle tabeller, jf. app. C
- 49-52 DIFF - beregning af forskelle mellem to kørsler, jf. appendiks C

Overskriftskort - antal kort skal stemme med kol. 12 på afgrænsningskort. Den anførte tekst udskrives som generel overskrift til samtlige tabeller.

SIMULATE-datakort - såfremt CARD i kol. 19-22 på afgrænsningskort
Hulkortbillede med inddata til SIMULATE.
Kortbilledstrømmen må gerne indeholde andet
end datakort, blot må ikke datakort ikke inde-
holde D i kolonne 1. Muliggør fleksibel brug
af *ADD-ordren.
Dataindlæsningen er baseret på, at kol. 1 læ-
ses. Såfremt D i kol. 1, læses kortet som et
datakort, ellers skippes det.

SIMULATE-løsningskort - såfremt SOLV i kolonne 24-27 på afgræns-
ningskort. Hulkortbillede med de af SIMULATE
udhullede løsningskort. Hulkortbillederne
skal indeholde P i kol. 1. Anbringes normalt
med *ADD-ordren.

Nonsenskort - 1 og kun 1 nonsenskort pr. kørsel
kolonne

1 T

2-80 skal være blanke

Kortet definerer, at dataindlæsningen er over-
stået, og bevirker, at programmet går til ta-
belopbygningsfasen.

Tabelkontrolkort - 1 og kun 1 tabelkontrolkort pr. tabel

- 1- 4 blank med mindre forsyningsbalance i faste priser fra et
givet år ønskes - se appendiks B
- 5- 6 Antal udskrifter af denne tabel (såfremt 0 da 1, såfremt 99
da ingen)
- 7- 8 Generel skaleringsfaktor IFAK for denne tabel. På udskrift
tidspunktet multipliceres samtlige variabelværdier med
10 opløftet i IFAK. Hullet -3 omregnes således fra million
til milliarder.
- 9-12 PCT_ - såfremt der generelt ønskes beregnet procentvise
ændringer på tabellens variable. Se desuden kol.
11-12 på variabelkortet
TPCT - såfremt tabellens variable ønskes udskrevet alene
som procentvise ændringer uden angivelse af de ab-
solutte værdier. Se desuden kol. 11-12 på variabel-
kortet

13-14 Antal kolonner pr. udskriftsår

15 Antal decimalpladser pr. udskriftsår

16-80 Tabeloverskrift - specifik for denne tabel

ad. kol. 13-15: Såfremt kol. 13-15 alle er blanke udskrives i
standardformat F8.1
Såfremt kol. 13-14 er blanke og kol. 15 ikke er
blank beregner programmet selv antallet af kolonne
pr. udskriftsår.
Såfremt 0 (tallet nul) er anført i kol. 15 udskri-
ves tabellens værdier som heltal.

Gennemsnitskort - såfremt gennemsnitsberegninger, ellers udelades kortet
kolonne

- 1- 5 +DATA - såfremt der umiddelbart efter dette kort følger supplerende datakort.
- 7-10 Startår 1. gennemsnitsperiode
- 12-15 Slutår 1. gennemsnitsperiode
- 17-20 Startår 2. gennemsnitsperiode
- 22-25 Slutår 2. gennemsnitsperiode
- ⋮
- 67-70 Startår 7. gennemsnitsperiode
- 72-75 Slutår 7. gennemsnitsperiode

TSP-brugere vil genkende en vis lighed med TSP's SMPL-ordr
Såfremt kun 1 gennemsnitsberegning ønskes, udfyldes kolonne 7-15, såfremt 2 gennemsnitsberegninger kolonne 7-25 etc

Programmet beregner for hver gennemsnitsperiode dels den gennemsnitlige værdi af tabellens variable, dels den vækst rate, som vil medføre, at variablene kommer fra værdien i året før startåret til værdien i slutåret i løbet af den angivne periode. Såfremt startåret er lig kol. 34-37 på afgrænsningskortet tager beregningerne udgangspunkt i startåret.

Den eneste restriktion på gennemsnitsberegningerne er, at forskellen mellem den første periode, som tabelleres regulært (startår - 1) og startperioden for data til gennemsnitsberegninger (jf. kolonne 34-37 på afgrænsningskortet) mindst skal være lig antallet af gennemsnitsberegninger. Hvis der ønskes regulær udskrift af perioden 1970-77 og desuden beregning af gennemsnit for perioden 1970-77, skal kolonne 2-5 på afgrænsningskortet hedde 1971 og kolonne 34-37 være mindre end eller lig med 1969, uanset at data vedrørende 1969 ikke benyttes nogen steder. Dette skyldes en vis uhensigtsmæssighed i programmets interne dataorganisering, som programmøren ikke orker at ændre.

Supplerende datakort - såfremt +DATA i kol. 1-5 på gennemsnitskortet

Såfremt der i en tabel ønskes udskrift af data, som ikke har nogen umiddelbar modeltilknytning, kan disse indlæses i sammenhæng med tabellen. Optionen styres af kolonne 1-5 på gennemsnitskortet.

De supplerende datakort skal være i samme format som datakortene til SIMULATE.

De på denne måde indlæste data behandles på lige fod med de normalt indlæste data.

Umiddelbart efter sidste datakort skal følge det næste parameterkort (variabelkort -såfremt alternativt vægtet forsyningsbalance dog kort for antal baggrundsvariable, jf. appendiks B). Datakortssekvensen må derfor ikke indeholde blanke linier eller andet datakortene uvedkommende.

Variabelkort - 1 variabelkort pr. variabel pr. tabel

kolonne

- 1- 4 Firecifret alfanumerisk variabelnavn (SIMULATE-navn)
Såfremt variabelnavnet ikke findes blandt de indlæste eller tidligere gemte variabelnavne, forudsættes, at variabelen beregnes.
Feltet må gerne være blankt, såfremt variabel skal beregnes og ikke ønskes gemt til senere brug.
- 5- 8 COMP - såfremt variabelen skal beregnes.
- 9-10 antal efterfølgende beregningskort (≥ 1 , såfremt COMP)
- 11-12 blank - normalt
- 99 - undertrykkelse af procentvise ændringer for denne variabel, såfremt PCT_ i kol. 9-12 på tabelkontrolkortet.
- procentvise ændringer erstattes med absolut værdi, såfremt TPCT i kol. 9-12 på tabelkontrolkortet.
- 13-16 SAVE - såfremt beregningsresultat og variabelnavn skal gemmes til anden brug.
- 17-58 Variabeltekst, udskrives eksakt som anført, kan ikke gemmes
Såfremt kol. 29-32 i afgrænsningskortet er forskellig fra fire blanke, udskrives dog kun indholdet af kol. 17-40.

Beregningskort - antallet af beregningskort skal stemme med kol. 9-10 på variabelkortet.

Generelt om beregningerne: SIMTAB's transformationer bygger på, at brugeren ved starten af beregning af en variabel får stillet en hjælpevariabel HELP, som er nulstillet, til sin rådighed. Kædeberegningerne er mulige, jf. nedenfor, hvor det er demonstreret, hvorledes de enkelte beregningsordrer virker.

Når beregningerne på det anførte antal beregningskort er udført, lægges indholdet af HELP ud til tabeludskrift. Variabelværdi og -navn gemmes desuden til senere brug, såfremt SAVE er hullet i kol. 13-16 på variabelkortet.

Beregningskort(fortsat)

kolonne

- 1- 4 Beregningskode, en af følgende
- CURR - løbende priser, jf. 9a
 - CONS - faste priser, jf. 9b
 - PCT - pct.vise ændringer, jf. 9c (husk venstrestilling)
 - ABS - absolutte ændringer, jf. 9d (do.)
 - RECP - reciprok værdi, jf. 9e
 - PLUS - addition, jf. 9f
 - MINU - subtraktion, jf. 9g
 - MULT - multiplikation, jf. 9h
 - DIVI - division, jf. 9i
 - SCAL - skalering, jf. 9j
- 5- 6 Antal efterfølgende variabelnavne til beregning på dette kort (max. 14) - de mulige værdier fremgår af 9a-9j
- 8-11 Variabelnavn 1. variabel (NAVN1)
- 13-16 Variabelnavn 2. variabel (NAVN2)
- ⋮
- 73-76 Variabelnavn 14. variabel (NAVN14)
- Bemærk, at kolonne 7, 12 etc. skal være blanke(læses ikke)
- 9a CURR: $HELP = HELP + ((NAVN1 * NAVN2) + (NAVN3 * NAVN4) + \dots + (NAVN13 * NAVN14)) * 0.01$
- Beregner løbende priser udfra faste priser og pris indeks. Variabelnavnene skal passe sammen to og to Der skal anføres et lige antal navne.
- 9b CONS: $HELP = HELP + ((NAVN1 / NAVN2) + (NAVN3 / NAVN4) + \dots + (NAVN13 / NAVN14)) * 100$
- Beregner faste priser udfra løbende priser og pris indeks. Variabelnavne skal passe sammen to og to med løbende priser først. Der skal anføres et lige antal navne.
- 9c PCT : $HELP = ((NAVN1 - NAVN1(\div 1))/NAVN1(\div 1)) * 100$
Kan ikke indgå i kædeberegninger.
- 9d ABS : $HELP = NAVN1 - NAVN1(\div 1)$
KAN ikke indgå i kædeberegninger.
- 9e RECP: 1: $HELP = 1 / HELP$
2: $HELP = 1 / NAVN1$
Alt. 1 såfremt ingen variable er anført
Alt. 2 såfremt 1 variabel er anført
- 9f PLUS: $HELP = HELP + NAVN1 + \dots + NAVN14$
- 9g MINU: $HELP = HELP - NAVN1 - \dots - NAVN14$
- 9h MULT: 1: $HELP = HELP * NAVN1$
2: $HELP = HELP + NAVN1 * NAVN2$
3: $HELP = (HELP + NAVN1 * NAVN2) * NAVN3 * \dots * NAVN1$
- Alt. 1 vælges, såfremt 1 variabel er anført
Alt. 2 vælges, såfremt 2 variable er anført
Alt. 3 vælges, såfremt 3 variable er anført

Beregningskort (fortsat)

- 9i DIVI: 1: HELP = HELP / NAVN1
 2: HELP = NAVN1 / NAVN2
 Alt. 1 vælges, såfremt 1 variabel er anført
 Alt..2 vælges, såfremt 2 variable er anført
- 9j SCAL: 1: HELP = HELP * FAKTOR
 2: HELP = NAVN1 * FAKTOR
 Alt. 1 vælges, såfremt ingen variable er anført
 Alt. 2 vælges, såfremt 1 variabel er anført

Multiplikationsfaktoren FAKTOR skal anføres på beregningskortet. Hvis alt. 1 anføres FAKTOR mellem kolonnerne 8 og 22 (begge incl.), hvis alt. 2 mellem kolonnerne 12 og 26 (begge incl.). FAKTOR indhulles som reelt tal med eksplicit decimalpunktum (ethundrede indhulles 100.0). Overholdes dette, kan indhulning finde sted et vilkårligt sted mellem grænserne, ellers skal højrestilling finde ste

Anmærkningskort - såfremt anmærkning til tabellen ønskes

kolonne

1- 4 ANM:

5-80 blanke

Herefter følger maksimalt 5 kort med anmærkningsteksten. Ingen af disse kort må indeholde STOP i kolonne 1-4.

Såfremt anmærkning ikke ønskes, da direkte til tabelstopkortet.

Tabelstopkort - angiver at tabellen er færdig

kolonne

1- 4 STOP

5-80 blanke

Programstopkort - angiver at SIMTAB-kørslen er færdig

kolonne

1- 3 END

4-80 blanke

Kommentarer i øvrigt.

SIMTAB er forsynet med en del fejludskrifter og kommentarer, som aktiveres, såfremt kørslen ikke foregår efter bogen.

Som hovedregel søger programmet at arbejde videre -efter en forudgående udskrift om forholdet-, når noget uventet indtræffer, men alle muligheder i denne retning er langt fra udnyttet. Udskriften vil normalt forklare, hvad programmet gør.

Såfremt man ønsker at beregne en variabel, og den anførte beregningskode er ukorrekt, eller et for SIMTAB ukendt variabelnavn er anført som højresidig variabel i beregningen, udgår den pågældende variabel af tabellen.

Såfremt man uden forudgående beregning ønsker udskrift af en for SIMTAB ukendt variabel, udskrives denne variabel med værdien nul i tabellen. Bemærk, at denne procedure er identisk med den af SIMULATE benyttede, hvorefter erklærede eksogene variable, for hvilke der ikke indlæses nogen værdi, bliver sat til nul.

Programmet har gennem nogen tid været benyttet i modelgruppen i Danmarks Statistik, og de fejl, som er fundet herved, er blevet udbedret. Det kan selvsagt ikke udelukkes, at der stadig findes fejl i programmet. I så fald bedes brugeren kontakte modelgruppen i Danmarks Statistik med dokumentation af fejlen.

Appendiks A: En kørsel med SIMULATE og SIMTAB

På de følgende to sider er listet input til en kørsel, hvor SIMULATE og SIMTAB er benyttet sammen. Desuden er tabellen fra de resulterende SIMTAB-output vist.

De nedenstående kommentarer korresponderer med numrene udfor klammerne på input-listningen.

1. Filen PROJ*SIMFIL, indeholder tape-input til SIMULATE og SIMTAB. 4 bliver internt filnavn for SIMFIL.
2. Den systemtilordnede interne fil PUNCH\$ lukkes, og hulkort-output ledes i filen PFIL.
Husk, at i BRKPT-ordren må der ikke være punktum efter filnavnene.
3. Ordre om at eksekvere SIMULATE.
4. Modelversion, opspaltet i variabelliste (.TEST-VAR), lignings-system (.TEST-LIGN) og ordenskort (.TEST-ORDEN).
Bemærk specielt i Run-control-kortet (linie 12), at C i kolonne 80 medfører udhulning af løsningskort. Dette skal ses i sammenhæng med klamme nr. 2 og RUN-kortet (linie 1), hvor /1000 angiver, at der maksimalt skal hulles 1000 kort ud.
5. Elementer med datakort til SIMULATE for hvert af årene 1962-67
6. Afslutning på SIMULATE-kørsel.
7. PFIL. lukkes, og indholdet lægges i TEMP.TABELDATA med ELT-processor.
8. Ordre om at starte SIMTAB-eksekvering.
9. Afgrænsningskort og overskriftskort.
10. Elementer med datakort. Disse elementer skal selvfølgelig være identiske med de data, som er benyttet i SIMULATE-kørsler
11. Elementet med løsningskort fra SIMULATE (jf. klamme 7).
12. Information til tabel 1, jf. outputkopien. Efter STOP i linie 63 kunne et nyt tabelinformationskort følge.

, PROJ, 2, 250/1000

```

1  BRUN, Z FRKWIG, LIBRARY.
2  GASG, AX OEKON*LIBRARY.
3  GASG, AX SIMFIL.
4  GUSE, 4, SIMFIL.
5  GARRKT, P PUNCH$ / PFFIL
6  GXXQT, OEKON*LIBRARY, SIM/RIG
7  GADD, P V 284 E 159 X 125
8  GARRKT, P MINFIL, TEST-VAR
9  GARRKT, P MINFIL, TEST-LIGN
10 GARRKT, P MINFIL, CARDO
11 GREST, P - ADAM, TESTVERSION, TAPE BANK 1962 CARD
12 GADD, P A 10, I 99, A 8, I 99, A 5, I 99, A 4, I 99, A 2, I 99, A 7, I 99, A 1, I 99 / 12
13 GADD, P A 10, I 99, A 8, I 99, A 5, I 99, A 4, I 99, A 2, I 99, A 7, I 99, A 1, I 99 / 12
14 GADD, P A 10, I 99, A 8, I 99, A 5, I 99, A 4, I 99, A 2, I 99, A 7, I 99, A 1, I 99 / 12
15 GADD, P A 10, I 99, A 8, I 99, A 5, I 99, A 4, I 99, A 2, I 99, A 7, I 99, A 1, I 99 / 12
16 GADD, P A 10, I 99, A 8, I 99, A 5, I 99, A 4, I 99, A 2, I 99, A 7, I 99, A 1, I 99 / 12
17 ENDRUN
18 ENDRUN
19 ENDRUN
20 ENDRUN
21 ENDRUN
22 ENDRUN
23 ENDRUN
24 ENDRUN
25 ENDRUN
26 ENDRUN
27 ENDRUN
28 ENDRUN
29 ENDRUN
30 ENDRUN
31 ENDRUN
32 ENDRUN
33 ENDRUN

```

SSEQ SOL 03

45 78

1976.

1 12 1

34	01-3PCT 021K	KORSELSRESULTATER, UDVALGTE VARIABLE
35	GO	BRUTTONATIONALPRODUKT, MLDR.KR. 1955-PR.
36	00	DISPOSITIONEL INDKOMST, MLDR.KR. 1955-PRISER
37	00	PRIVAT FORBRUG, MLDR.KR. 1955-PRISER
38	00	PRIVAT FASTE INVEST. I QVR., 1955-PRISER
39	0099	LAGERINVEST. I GYERHVERV, MLDR.KR. 1955-PR.
40	COMPO1	PRIS PAA BNP, 1955=100
41	SCAL01	1000.0
42	PCP	PRIS PAA PRIVAT FORBRUG, 1955=100
43	COMPO1	1000.0
44	PCP	PRIS PAA FASTE INVEST., 1955=100
45	COMPO1	1000.0
46	PIF	EKSSPORT, VARER OG TJENESTER, 1955-PRISER
47	SCAL01	IMPOR, VARER OG TJENESTER, 1955-PRISER
48	PIF	BYTTEFORHOLD, VARER OG TJENESTER, 1955=100
49	COMPO2	
50	DIVIO2	PM
51	SCAL00	100000.0
52	SALD	0099
53	COMPO4	
54	PLUS02	ANC ANI
55	MULT01	XN00000.0
56	SCAL00	1000000.0
57	LNA	COMPO1
58	SCAL01	LNA 10.0
59	KBNG	COMPO199
60	SCAL01	KSNB 1000.0
61	AWM:	
62	KORSEL	TIL BRUG FOR BRUGERVEJLEDNING TIL SIMTAB
63	STOP	
64	END	

12

ADAM, TESTVERSION, IDENTISK MED AUG76X
 KQRSEL AF 1962-64. KQRSELSDATO 19. AUGUST 1976.

TABEL 1: KQRSELSRESULTATER, UDVALGTE VARIABLE

	1961	1962	1963	1964
1 FY BRUTTONATIONALPRODUKT, MLDR.KR. 1955-PR. PCT.VIS AENDRING	41.2	42.6 3.5	44.2 3.8	47.2 6.8
2 YD DISPONIBEL INDKOMST, MLDR.KR. 1955-PRISER PCT.VIS AENDRING	36.2	37.3 3.0	38.2 2.4	41.2 7.7
3 FCP PRIVAT FORBRUG, MLDR.KR. 1955-PRISER PCT.VIS AENDRING	26.0	27.0 4.0	27.7 2.5	29.9 7.8
4 FIP PRIVATE FASTE INVEST. I QVR., 1955-PRISER PCT.VIS AENDRING	7.2	7.6 4.8	7.8 3.3	8.5 8.5
5 FIL LAGERINVEST. I BYERHVERV, MLDR.KR. 1955-PR.	.5	.6	.5	.7
6 PY PRIS PAA BNP, 1955=100 PCT.VIS AENDRING	119.8	127.6 6.5	134.6 5.5	140.8 4.6
7 PCP PRIS PAA PRIVAT FORBRUG, 1955=100 PCT.VIS AENDRING	115.3	121.6 5.5	128.4 5.6	132.8
8 PIF PRIS PAA FASTE INVEST., 1955=100 PCT.VIS AENDRING	120.3	125.4 4.2	131.6 5.0	136.6 3.8
9 FE EKSPORT, VARER OG TJENESTER, 1955-PRISER PCT.VIS AENDRING	14.3	15.1 5.3	16.6 10.1	18.1 8.8
10 FM IMPORT, VARER OG TJENESTER, 1955-PRISER PCT.VIS AENDRING	15.2	16.7 9.9	17.2 2.7	20.3 18.2
11 BYTTEFORHOLD, VARER OG TJENESTER, 1955=100 PCT.VIS AENDRING	101.7	104.1 2.4	104.7 .5	106.9 2.1
12 SALD OVERSKUD PAA VARE- OG TJENESTEBALANCEN	-0.6	-1.0	.2	-1.0
13 TIMEPRODUKTIVITET I IND., 1955-KR/ARB.TM. PCT.VIS AENDRING	30.5	32.2 5.5	34.4 7.0	37.4 8.6
14 LNA TIMELGN I INDUSTRIEN, KR. PCT.VIS AENDRING	6.3	6.9 10.0	7.5 8.1	8.1 8.6
15 KBNB ARBEJDSLQSHEDSPROCENT	4.1	4.5	7.2	4.4

 ANM: KQRSEL TIL BRUG FOR BRUGERVEJLEDNING TIL SIMTAB
