

Mere om multivariat estimation af eksporten (II)

Resumé:

I dette papir præsenteres nogle flere multivariate estimationer af eksportpris og -mængde.

Den tydeligste konklusion er, at med de givne data er det ikke muligt at opnå numerisk høje priselasticiteter og tilpasningsparametre på én gang. Men ved at fire på den ene størrelse kan man få mere af den anden.

Estimationsmetoden betyder mindre. Der er en kraftig negativ korrelation mellem residualerne i pris- og mængdeligningerne, hvilket muligvis kan tilskrives målefejl på eksportprisen. Multivariat estimation, der tager hensyn til denne korrelation, giver i de fleste tilfælde et noget større estimat for prisleedsomheden. "Krydstilpasninger" som fx udbudseffekter i mængderelationen har i denne sammenhæng en underordnet betydning.

Estimationerne foretages også på alternative serier for eksportpris og -mængde, beregnet ved brug af enhedsværdiindeks fra udenrigshandelsstatistikken. Dette giver resultater, der er ganske forskellige fra estimationer på nationalregnskabs tal. Der synes at være væsentligt større effekter fra konkurrentpriser på enhedsværdierne, men der er også generelt mere "støj". Hvis estimationer på enhedsværdier ønskes udnyttet i modellen, vil der opstå et omregningsproblem i forhold til de nationalregnskabsbaserede serier for eksportpriser og -mængder i ADAMBK.

Datagrundlaget i dette papir er nyt i forhold til grundlaget for den tidligere udgave, dateret 28. februar.

ekspmult.jao

Nøgleord: Eksport, pris, enhedsværdi

Multivariate estimationer på nationalregnskabstal

I det hidtidige arbejde med eksportrelationerne er der bl. a. arbejdet med metoder til systemestimation af eksportpris og -mængde, jf. MMP 20. november 1994. Resultaterne synes dog at være ganske følsomme over for selv små ændringer i specifikationen, fx. i definitionen af markedsudtrykket. I nærværende papir forfølges dette spor yderligere, og nogle forklaringer forsøges.

Udgangspunktet for estimationerne er følgende ligninger:

$$\begin{aligned} \text{Dlog}(fE59) = & \alpha_1 \text{Dlog}(fEe59) + \alpha_2 \text{Dlog}\left(\frac{pe59}{pee59}\right) \\ & - \alpha_3 \left(\log\left(\frac{fE59}{fEe59}\right)_{-1} - \beta \log\left(\frac{pe59}{pee59}\right)_{-1} - \gamma_1 \right) \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{Dlog}(pe59) = & \alpha_4 \text{Dlog}(smc59) + \alpha_5 \text{Dlog}(pee59) \\ & - \alpha_6 \left(\log\left(\frac{pe59}{mc59}\right)_{-1} - \gamma_2 \right) \end{aligned} \quad (2)$$

<i>fE59</i>	Industrieksport i 1980-priser
<i>pe59</i>	Deflator for industrieksport, 1980=1
<i>fEe59</i>	Efterspørgselsudtryk for industrieksporten, faste priser, 1980=1
<i>pee59</i>	Konkurrentpris for industrieksporten (målt i danske kroner), 1980=1
<i>smc,mc</i>	Marginalomkostninger ved industrieksport, hhv. kort og langt sigt.

Vi bør ikke acceptere langsigtede priselasticiteter β , der er numerisk mindre end 1, da en rationel udbyder aldrig vil vælge et sted på efterspørgselskurven, hvor priselasticiteten er numerisk større end 1.

Fejlkorrektionsleddet i (1) opfattes som residualen fra den langsigtede efterspørgselsrelation, mens fejlkorrektionsleddet i (2) opfattes som residualen fra profitmaksimeringsbetingelsen $mr=smc$. Det kan imidlertid være nyttigt at udvide formuleringerne (1) og (2) ved at tillade "krydstilpasninger", mao. dels at residualen fra profitmaksimeringsrelationen påvirker den eksporterede mængde gennem en "udbudseffekt", dels at residualen fra efterspørgselsrelationen påvirker eksportprisen. Sådanne "krydstilpasninger" kan kun estimeres med systemmetoder. Her er det af nemhedsgrunde valgt at benytte FIML-rutinen fra TSP.

Ligningerne er dog i første omgang estimeret enkeltvis med OLS, og resultaterne er vist i de første par linier i tabel 1. Helhedsindtrykket er ganske velbestemte parametre med de forventede fortegn og pæn signifikans, små residualspredninger, men ikke så pæne DW-størrelser. Eksportens langsigtede priselasticitet estimeres til -1.3 , hvilket forekommer at være i underkanten af det forventede. Konkurrentpriserne synes ikke at have nogen væsentlig indflydelse på eksportprisen.

Tabel 1. Estimationer af relationer for industrieksporten (SITC gruppe 5-9). Nationalregnskabsdata 1971-90

	Dlog(<i>fEe</i>)	Priselasticitet		Tilpasning		Dlog(<i>smc</i>)	Dlog(<i>pee</i>)	s	DW	Log-likelihood
		Kort sigt	Langt sigt	Efterspørgsrela- tionsrelation	Profitmaks.- relation					
Enkeltligninger:										
<i>fE59</i>	.7621 (.1171)	-.6137 (.1131)	-1.299 (.2901)	-.3138 (.1304)				.0201	1.51	52.65
<i>pe59</i>					-.1842 (.0938)	.7857 (.1071)	.0603 (.0690)	.0117	2.24	62.88
Multivariat:										
Uden krydstilpasninger										117.61
<i>fE59</i>	.7087 (.1710)	-.5470 (.1006)	-1.396 (.3086)	-.3589 (.2907)				.0181	1.55	
<i>pe59</i>					-.2578 (.1983)	.8121 (.1369)	.0479 (.1010)	.0106	2.06	
Med alle effekter										120.64
<i>fE59</i>	.7997 (.1868)	-.5456 (.1068)	-1.366 (.3147)	-.3738 (.1679)	-.2626 (.1549)			.0162	1.84	
<i>pe59</i>				-.0855 (.1087)	-.2367 (.2174)	.7977 (.1609)	.0402 (.1296)	.0098	2.29	
Uden "udbudseffekt"										119.27
<i>fE59</i>	.7187 (.1556)	-.5683 (.0951)	-1.450 (.4711)	-.2698 (.2318)				.0177	1.59	
<i>pe59</i>				-.0958 (.0913)	-.2973 (.1470)	.8093 (.1571)	.0326 (.1205)	.0099	2.14	
"Udbudseffekt" bundet til 0.1										118.19
<i>fE59</i>	.6875 (.1562)	-.5736 (.0985)	-1.491 (.5730)	-.2325 (.2459)	.1 (•)			.0188	1.46	
<i>pe59</i>				-.0978 (.0946)	-.3185 (.1408)	.8125 (.1594)	.0310 (.1195)	.0100	2.06	

I næste omgang er ligningerne (1) og (2) estimeret i et samlet system med FIML-rutinen. I denne omgang tillades stadig ikke krydstilpasninger, og den eneste forskel i forhold til enkeltligningsestimationen er således, at der tages hensyn til en eventuel kovariation mellem residualerne fra (1) og (2). Dette giver en vis forskel i estimaterne. Den langsigtede priselasticitet i mængdeligningen øges således til -1.4 , og også tilpasningsparametrene stiger – især i prisligningen. Til gengæld øges den estimerede spredning på de fleste koefficienter ret kraftigt.

Korrelationskoefficienten mellem residualerne i pris- og mængdeligningen estimeres til -0.54 . Den kraftige negative korrelation mellem de to ligningers residualer underbygger muligvis den gamle tese om, at der er betydelige målefejl på eksportprisen, men ikke på eksportværdien. Når eksportværdien så deflateres med den fejlagtigt målte pris, opstår der en modsat rettet målefejl på eksporten i faste priser, således at estimater for eksportens priselasticitet vil blive trukket skæve i retning mod -1 . Den målte negative korrelation mellem residualerne i pris- og mængdeligningen kunne i så fald forklares ved, at godt og vel halvdelen af residualvariationen i prisligningen skyldes målefejl på prisen. Hvis denne forklaring godtages, må overgangen til systemestimation vel betragtes som et fremskridt, der med en vis succes fjerner den målefejlsbetingede skævhed i estimatet på priselasticiteten.

Hvis der yderligere tillades krydstilpasninger i ligningerne, bliver billedet snarere forringet end forbedret. "Udbudseffekten" i mængdeligningen bliver næsten signifikant, men den får forkert fortegn. Desuden bliver begge tilpasningsparametre i prisligningen insignifikante, omend de fortsat har det forventede fortegn. Den langsigtede priselasticitet i mængdeligningen falder til -1.37 . Spredningen falder dog tydeligt, især i mængdeligningen.

Den perverse "udbudseffekt" kan med nød og næppe slås ihjel, hvorved ligningerne kommer til at ligne de oprindelige ligninger uden krydstilpasninger temmelig meget. Man kan gå videre og binde udbudseffekten til 0.1 , hvorved priselasticiteten stiger yderligere til -1.5 , men dette synes ikke at indebære nogen væsentlig gevinst i forhold til de simple ligninger uden krydstilpasninger. Estimationerne bekræfter dog, at den estimerede priselasticitet stiger, når der estimeres multivariat – bare ikke ret meget.

Den multivariate estimationsprocedure synes således ikke at betyde alverden for estimaterne på de benyttede data. Derimod betyder den multivariate procedure, at variansen på estimaterne stiger betydeligt, og det betyder, at marginale ændringer i datadefinitioner mv. undertiden kan flytte estimaterne ret meget. Enkelte koefficienter kan også lettere bindes, uden at man kommer i modstrid med data.

I bilag 1 er vist tilsvarende estimationer for hver af ADAMs eksportgrupper 5,6,7q og 8. Af praktiske grunde ville det være bedst, at der blev estimeret en ligning for hver af disse grupper. Da der ikke foreligger efterspørgsels- og konkurrentprisudtryk for hver gruppe, er aftagerlandenes samlede import af

industrivarer i anvendt som markedsudtryk i alle grupper. Markedsudtrykkene for grupperne 5,6,7q og 8 er med andre ord kun forskellige pga. forskellig vægtning af aftagerlandene. I alle grupperne estimeres en negativ "udbudseffekt" ved fri estimation, og derfor vises kun estimationerne uden krydstilpasninger.

Estimationerne på de enkelte grupper afslører et grundlæggende dilemma: Det er ikke på det foreliggende datagrundlag muligt at estimere høje numeriske værdier for både priselasticitet og tilpasningshastighed. Samtidig er det de små marginaler, der afgør, om det bliver priselasticiteten eller tilpasningshastigheden, der estimeres passende stor. For grupperne 5 og 8 estimeres høje priselasticiteter, numerisk større end 4, men tilpasningsparametrene estimeres så lavt som hhv. -0.11 og -0.06 . For grupperne 6 og 7q estimeres derimod numerisk små priselasticiteter, men passende tilpasningsparametre på hhv. -0.53 og -0.37 . Forsøg med at låse tilpasningsparametrene viser, at sammenhængen gælder generelt: Hvis tilpasningsparameteren øges numerisk, falder priselasticiteten numerisk og vice versa. Sammenhængen er tydeligst i enkeltligningsestimationerne, men genfindes også i de multivariate estimationer (der i øvrigt giver omtrent de samme estimater).

Spørgsmålet er så, om det er hensigtsmæssigt at tillade, at de enkelte eksportgrupper har meget forskellig balance i denne afvejning. Dette vil i hvert fald kunne give nogle mystiske forskydninger mellem grupperne i fremskrivninger. I bilag 2 er vist resultatet af en multivariat estimation af relationer for grupperne 5,6,7q og 8, hvor tilpasningsparameteren er bundet til at være ens i alle grupper. Dette giver dog ved fri estimation en numerisk meget lille tilpasningsparameter, og den er derfor bundet til -0.15 . Disse estimationer ser ganske fornuftige ud.

Benyttelse af enhedsværdiindeks som eksportpriser

Det argumenteres ofte, at der kan estimeres højere priselasticiteter, hvis der benyttes enhedsværdiindeks som data for eksportpriser frem for nationalregnskabsdata. Argumentet har styrke, fordi nationalregnskabet grundlæggende ikke skelner mellem eksportpriser og priser på leverancer til hjemmemarkedet. En eventuel forskellig prisdannelse på de to markeder vil derfor næppe kunne afspejles korrekt i nationalregnskabsdata. I modsætning hertil er enhedsværdiindeks nogle meget "ægte" indikatorer for eksportpriserne.

Der er imidlertid også argumenter imod at benytte enhedsværdiindeks: Enhedsværdiindeks antages generelt at vise for kraftige stigninger, fordi de ikke korrigeres for værdien af kvalitetsforbedringer, lige som de ofte kan være erratiske på grund af sammensætningsforskydninger (hvis de er beregnet ud fra data, der er for aggregerede).

For at undersøge dette nærmere er der indsamlet kvantum- og enhedsværdi-

indeks på 2-cifrede SITC-kapitler for perioden 1965-92 (dette er en væsentlig udvidelse af perioden i forhold til tidligere viste serier for enhedsværdiindeks). Herefter er disse indeks brugt til at foretage en fastprisberegning af de 1-cifrede SITC-afsnit i 1980-priser. Resultaterne er vist i bilag 3, hvor de er sammenholdt med de nationalregnskabsbaserede eksportpriser fra ADAMBK. Figurerne i bilaget afkræfter stort set indvendingerne mod enhedsværdiindeks, i hvert fald for årene efter ca. 1974, idet indekse i denne periode hverken synes mere erratiske eller vokser strukturelt mere end nationalregnskabspriserne. I årene før 1974 er det dog et generelt indtryk, også af de mere detaljerede data, at indeksberegningerne har været af ringere kvalitet. Til gengæld indeholder enhedsværdierne på enkelte punkter ny, relevant information: I varegrupperne 5 og 8 (og svagt i 6) genkendes et betydeligt element af valutakursudsving i enhedsværdierne, især i forbindelse med den relativt høje kronkurs i perioden 1986-92. Dette træk genfindes næsten ikke i de tilsvarende nationalregnskabspriser. I de resterende varegrupper synes der ikke at være væsentlige, fortolkelige forskelle mellem de to typer prisindeks.

I tabel 2 vises resultaterne af at estimere (1) og (2) på data for industrieksporten baseret på enhedsværdideflatering.

For enkeltligningsestimationernes vedkommende sker der kun små ændringer med mængdeligningen ved overgangen til det alternative datasæt, idet den langsigtede priselasticitet dog estimeres endnu lavere. Prisligningen ændrer derimod fuldstændig sit indhold: Konkurrentpriserne har nu en dominerende betydning for prisudviklingen på kort sigt. Der er tegn på fejlspecifikation i prisligningen, hvor DW-indikatoren er den laveste, jeg endnu har set i en fejlkorrektionsmodel. Den bliver dog lidt højere, hvis der tillades 2 lags i prismodellen, idet den laggede ændring i omkostningerne meget gerne vil ind i ligningen.

Benyttes i stedet multivariat estimation, sker der ting og sager: Efterspørgselsrelationen bliver insignifikant i mængdeligningen, og den langsigtede priselasticitet estimeres nu til -5.7 (samtidig med, at den kortsigtede priselasticitet falder noget). Til gengæld estimeres tilpasningsparameteren så lille som -0.075 . Spredningen på den langsigtede priselasticitet er enorm, hvilket selvfølgelig skyldes, at langsigtetsrelationen indgår med så lille vægt i ligningen. Prisligningen ændrer sig ikke så meget. Korrelationen mellem residualerne i pris- og mængdeligningen estimeres så højt som -0.87 , hvilket kunne tolkes som en indikation af alvorlige målefejl på prisen.

Da vi ikke kan undvære en efterspørgselsrelation i modellen, er det forsøgt at binde tilpasningsparameteren i mængdeligningen til hhv. -0.15 og -0.3 . Data accepterer dette, men modstykket er, at den langsigtede priselasticitet falder til hhv. -3 og -1.7 . Her må afvejningen mellem priselasticitet og tilpasningstid siges at være skåret ud i pap.

Tabel 2. Estimationer af relationer for industrieksporten (SITC gruppe 5-9). Deflatering med enhedsværdiindeks, 1971-90

	Dlog(<i>fEe</i>)	Priselasticitet		Tilpasning		Dlog(<i>smc</i>)	Dlog(<i>pee</i>)	s	DW	Log-likelihood
		Kort sigt	Langt sigt	Efterspørgselsrelation	Profitmaks.-relation					
Enkeltligninger:										
<i>fE59</i>	.8319 (.1325)	-.5729 (.1574)	-0.998 (.3334)	-.3139 (.1689)				.0229	1.45	50.00
<i>pe59</i>					-.1659 (.1548)	.3682 (.1685)	.3468 (.1196)	.0192	0.97	52.88
<i>pe59</i> _(2 lags)					-.0971 (.0899)	.3352 (.1035)	.2936 (.0867)	.0107	1.37	
						.3624 (.0701)	0•			
Multivariat:										
Uden krydstilpasninger										106.64
<i>fE59</i>	.6599 (.2311)	-.3689 (.3420)	-5.675 (19.29)	-.0753 (.2820)				.0304	1.32	
<i>pe59</i>					-.2242 (.3169)	.3938 (.1687)	.3250 (.2103)	.0173	0.90	
Mængdetilpasning øget til 0.15										106.52
<i>fE59</i>	.6768	-.3741	-3.00	-.15•				.0285	1.36	
<i>pe59</i>					-.2104	.3961	.3267	.0173	.93	
Mængdetilpasning øget til 0.3										105.57
<i>fE59</i>	.7147	-.3820	-1.67	-.3•				.0254	1.41	
<i>pe59</i>					-.1812	.3972	.3322	.0172	.98	
2 lags i prisligning										109.50
<i>fE59</i>	.8347	-.5607	-1.248	-.2550				.0206	1.49	
<i>pe59</i>					-.1•	.3530 .3457	.2866 0•	.0092	1.31	

Anm. Tegnet • ved en koefficient indikerer, at parameteren er bundet til denne værdi. I ligningerne med 2 lags er koefficienten til det laggede ændringsled angivet umiddelbart under koefficienten til det ulaggede ændringsled.

Inddrages der 2 lags i prisligningen, forsvinder den høje priselastisitet umiddelbart, men til gengæld estimeres en passende tilpasningsparameter, jf. tabel 2 (koefficienten til de laggede ændringer er vist umiddelbart under koefficienten til de ulaggede ændringer).

Årsagen til, at efterspørgselsrelationen tilsyneladende "mangler" i data kunne være, at den i stedet drev prisdannelsen, mens profitmaksimeringsrelationen drev mængdeligningen via "udbudseffekter". En fri estimation af disse krydstilpasninger (ikke vist) peger dog snarere på, at data slet ikke rummer de to postulerede langsigtssrelationer: Ingen af tilpasningsleddene bliver signifikante, og "udbudseffekten" får stadig forkert fortegn. Det kan måske være en lille trøst, at kortsigtsparametrene til gengæld synes at være temmelig velbestemte.

Det er imidlertid et *must* for eksportbestemmelsen i ADAM, at den indeholder en langsigtet efterspørgselsrelation og en profitmaksimeringsrelation (ellers ville produktionsniveauet i modellen være ubestemt, fordi faktorefterspørgselsystemet *ikke* bestemmer dette via en antagelse om profitmaksimering). Blandt de enhedsværdibaserede estimationer bør man derfor nok foretrække en relation uden krydstilpasning og evt. binde tilpasningsparameteren til den laveste acceptable værdi, fx 0.15.

Såfremt vi ønsker at benytte estimationer baseret på enhedsværdideflatering rejser der sig et problem om, hvorledes korrespondancen til ADAMs nationalregnskabsdata kan etableres. En mulighed er at oprette hjælpeligninger, der ud fra konkurrentpriser og ADAMs eksportpriser beregner enhedsværdierne. Disse kan derefter bruges i bestemmelsen af eksporten ud fra de estimerede ligninger, og den således bestemte eksport kan igen indgå i en omregning til nationalregnskabs eksportmængder. Skitsen bliver måske lidt mere spiselig, hvis eksportrelationen rent teknisk formuleres, så den bestemmer eksporten i løbende priser. Råskitsen kunne herefter være

$$pe59_{\text{enhedsværdi}} = f(pe59_{\text{ADAM}}, pee59) \quad (3)$$

$$E59 = \text{relation}(fee59, pee59, pe59_{\text{enhedsværdi}}) \quad (4)$$

$$fE59_{\text{ADAM}} = \frac{E59}{pe59_{\text{ADAM}}} \quad (5)$$

Alt i alt kan en sådan skitse ikke opnå høje stilkarakterer. På den anden side er der vel tale om en ærlig løsning på et reelt problem. I bilag 4 er vist nogle "rå" forsøg på estimation af ligning (3). Ligning (4) er blot en omskrivning af allerede estimerede ligninger.

En anden mulighed er uden videre at benytte estimerne fra de enhedsværdibaserede estimationer til bestemmelse af nationalregnskabs serier for eksportpris og -mængde. Det er sådan set den metode, der benyttes i dag, for de af Gert Nielsen estimerede "standard"-elasticiteter er netop baseret på enhedsværdideflatering. Brugen af fejlkorrektionsrelationer i den nye skitse gør imidlertid denne procedure væsentlig vanskeligere at benytte i fremskrivninger, fordi den initiale "uligevægt" er en væsentlig drivkraft i fremskrivninger med denne type relationer. Og "uligevægten" i de nationalregnskabsbaserede serier er ikke den samme som i de enhedsværdibaserede serier. Problemet må i givet fald klares ved særlige justeringer af ligningernes udgangsniveau.

Konklusion

Det er ud fra de givne data nødvendigt at vælge, om vi ønsker en numerisk høj priselastisitet eller en passende tilpasningstid. Vi kan ikke få begge dele på en gang. Hvis der estimeres en relation for hver af ADAMs eksportgrupper, bør vi nok vedtage, at afvejningen mellem priselastisitet og tilpasningstid skal være rimelig ensartet i undergrupperne, da det kan synes lidt tilfældigt, hvordan denne afvejning kommer ud ved fri estimation.

Eksportens prisfølsomhed estimeres en smule større, hvis pris- og mængdeligningerne estimeres multivariat under hensyntagen til kovariationen mellem deres residualer. Forklaringen er muligvis målefejl på eksportpriserne. Indførelse af "udbuds-" og "konkurrentpris"-effekter i eksportmodellen har derimod ikke den store betydning for prisfølsomheden, og modellens funktionsmåde bliver væsentlig mere kompliceret af disse effekter.

Hvis den multivariate tilgang vælges, må der tages stilling til, i hvilket omfang den estimerede kovariansstruktur i residualerne skal indbygges i modellens ligninger. Det mest nærliggende er dog at ignorere dette problem, som vi også har valgt at gøre det i faktorefterspørgselsligningerne.

Endnu større prisfølsomheder kan opnås, hvis eksportmodellen estimeres på et alternativt datasæt, hvor pris/mængdesplittet er baseret på enhedsværdiindeks, men der kommer også væsentlig mere støj i ligningerne. Desuden vil vi pådrage os et problem med omregning mellem ADAMs eksportdata og de alternative serier for eksportpriser og -mængder. Dette er et interessant problemfelt for fremtidig indsats, men for ADAM, marts 1995 er dette løb kørt.

Relationerne fra bilag 2 lægges ind i ADAM, marts 1995.

Bilagstabel 1.1. Estimationer af relationer for SITC gruppe 5. Nationalregnskabsdata 1971-90.

	Dlog(<i>fee</i>)	Priselasticitet		Tilpasning		Dlog(<i>smc</i>)	Dlog(<i>pee</i>)	s	DW	Log-likelihood
		Kort sigt	Langt sigt	Efterspørgselsrelation	Profitmaks.-relation					
Enkeltligninger:										
<i>fE5</i>	.8499 (.1561)	-.5498 (.1849)	-4.084 (2.662)	-.1066 (.0709)				.0302	2.40	44.49
<i>pe5</i>					-.3475 (.0824)	.7340 (.1010)	.1084 (.1012)	.0181	1.93	54.10
Multivariat:										
Uden krydstilpasninger										98.79
<i>fE5</i>	.8985 (.2061)	-.6123 (.9379)	-3.629 (5.343)	-.1169 (.1997)				.0264	2.30	
<i>pe5</i>					-.3156 (.4712)	.7103 (.2357)	.1061 (.2648)	.0164	2.01	

Bilagstabel 1.2. Estimationer af relationer for SITC gruppe 6. Nationalregnskabsdata 1971-90.

	Dlog(<i>fee</i>)	Priselasticitet		Tilpasning		Dlog(<i>smc</i>)	Dlog(<i>pee</i>)	s	DW	Log-likelihood
		Kort sigt	Langt sigt	Efterspørgselsrelation	Profitmaks.-relation					
Enkeltligninger:										
<i>fE6</i>	.6767 (.3102)	-.9672 (.3449)	-1.831 (.3997)	-.5332 (.1975)				.0476	2.03	35.38
<i>pe6</i>					-.2799 (.1098)	1.104 (.1463)	.0439 (.0949)	.0156	2.58	57.12
Multivariat:										
Uden krydstilpasninger										98.79
<i>fE6</i>	.6803 (.4590)	-.8795 (.6182)	-1.932 (.9247)	-.5079 (.3030)				.0415	2.02	
<i>pe6</i>					-.3029 (.2691)	1.125 (.3047)	.0419 (.2148)	.0140	2.51	

Bilagstabel 1.3. Estimationer af relationer for gruppe 7q. Nationalregnskabsdata 1971-90.

	Dlog(<i>fee</i>)	Priselasticitet		Tilpasning		Dlog(<i>smc</i>)	Dlog(<i>pee</i>)	s	DW	Log-likelihood
		Kort sigt	Langt sigt	Efterspørgsrela- sionsrelation	Profitmaks.- relation					
Enkeltligninger:										
<i>fE7q</i>	.7738 (.1598)	-.5994 (.1330)	-0.7887 (.2648)	-.3739 (.1850)				.0276	1.35	46.26
<i>pe7q</i>					-.1107 (.1347)	.6841 (.1979)	.0618 (.1067)	.0190	1.90	53.12
Multivariat:										
Uden krydstilpasninger										99.30
<i>fE7q</i>	.6825 (.3604)	-.5862 (.1523)	-1•	-.2397 (.1961)				.0248	1.46	
<i>pe7q</i>					-.1108 (.2564)	.7587 (.4265)	.0376 (.1953)	.0171	2.06	

Bilagstabel 1.4. Estimationer af relationer for SITC gruppe 8. Nationalregnskabsdata 1971-90.

	Dlog(<i>fee</i>)	Priselasticitet		Tilpasning		Dlog(<i>smc</i>)	Dlog(<i>pee</i>)	s	DW	Log-likelihood
		Kort sigt	Langt sigt	Efterspørgsrela- tionsrelation	Profitmaks.- relation					
Enkeltligninger:										
<i>fE8</i>	.6339 (.2448)	-.5182 (.2182)	-4.623 (7.307)	-.0630 (.1046)				.0430	.85	37.43
<i>pe8</i>					-.2408 (.1092)	.8043 (.0991)	.0492 (.0626)	.0110	1.78	64.07
Multivariat:										
Uden krydstilpasninger										103.55
<i>fE8</i>	.7472 (.7301)	-.3693 (.4006)	-2.730 (6.662)	-.1686 (.4374)				.0400	.62	
<i>pe8</i>					-.3087 (.1832)	.6856 (.1883)	.0082 (.1279)	.0106	1.31	

Bilag 2. Multivariat estimation af eksportpriser og -mængder i ADAM-grupperne 5,6,7q og 8 (med restriktion om fælles tilpasningsparameter -0.15)

Som eksempel på estimationsligninger vises ligningerne for gruppe 5:

```
FRML  sdlfe5    dlfe5 = g115*log(fee5/fee5(-1))
      + g125*(dlpe5 -log(pee5/pee5(-1)) )
      + alfaf1*(log(fe5(-1)/fee5(-1))-beta15*log(pe5(-1)/pee5(-1)) - k15) ;
FRML  sdlpe5    dlpe5 = g215*log(pwe5nv/pwe5nv(-1))
      + g225*log(pee5/pee5(-1))
      + alfap2*(log(pe5(-1)/pwe5w(-1)) - k25) ;
```

TSP OUTPUT:

MULTIVARIATE REGRESSION
=====

EQUATIONS: SDLPE5 SDLFE5 SDLPE6 SDLFE6 SDLPE7 SDLFE7 SDLPE8 SDLFE8

CONSTANTS:

VALUE	ALFAF1	BETA17
	-0.15000	-1.00000

CONVERGENCE ACHIEVED AFTER 51 ITERATIONS

Residual Covariance Matrix

	SDLPE5	SDLFE5	SDLPE6	SDLFE6	SDLPE7
SDLPE5	0.00031605				
SDLFE5	-0.000014182	0.00074284			
SDLPE6	0.000071887	-0.000035727	0.00022681		
SDLFE6	-0.00036111	0.00032126	-0.00015229	0.0020321	
SDLPE7	0.00010743	-0.00026024	0.00010949	-0.000081106	0.00045691
SDLFE7	-0.00017525	0.000010333	0.000075782	0.000012257	-0.00010754
SDLPE8	-0.000051382	-0.000093960	0.00014029	0.000037837	0.00020137
SDLFE8	-0.000081405	0.00020502	-0.00018050	0.00025285	-0.00056025

	SDLFE7	SDLPE8	SDLFE8
SDLFE7	0.00072810		
SDLPE8	0.00014909	0.00022754	
SDLFE8	0.00010457	-0.00045610	0.0017411

Weighting Matrix

	SDLPE5	SDLFE5	SDLPE6	SDLFE6	SDLPE7
SDLPE5	56.25002	1.64707	-15.59597	27.64048	-21.50007
SDLFE5		36.70623	3.02881	-10.37928	22.03365
SDLPE6			69.16483	7.06528	-22.64484
SDLFE6				26.00563	-6.64760
SDLPE7					58.96728

	SDLFE7	SDLPE8	SDLFE8
SDLPE5	30.46898	60.13054	87.86229
SDLFE5	0.91837	-9.26198	3.51927
SDLPE6	-26.79802	-79.98898	-153.26560
SDLFE6	3.42220	-0.24174	-15.22063
SDLPE7	10.58467	-82.85453	-68.86490
SDLFE7	43.31979	-24.93891	-59.85818
SDLPE8		174.02955	371.35425
SDLFE8			76.26272

Log of Likelihood Function = 422.301
 Number of Observations = 20

Parameter	Estimate	Standard Error	t-statistic
G215	.898784	.072427	12.4095
G225	-.046559	.079968	-.582216
ALFAP2	-.443742	.028492	-15.5744
K25	.046704	.011469	4.07225
G115	.772814	.123335	6.26599
G125	-.580426	.140095	-4.14310
BETA15	-3.01140	.658333	-4.57428
K15	9.22281	.077311	119.295
G216	1.07479	.104644	10.2710
G226	.035876	.071947	.498648
K26	-.042648	.014278	-2.98699
G116	.508755	.247910	2.05217
G126	-.751990	.270759	-2.77734
BETA16	-2.71187	1.03777	-2.61317
K16	9.62849	.120164	80.1281
G217	.574075	.137185	4.18469
G227	.159306	.091525	1.74058
K27	.036068	.018264	1.97480
G117	.525704	.112972	4.65338
G127	-.582686	.104875	-5.55603
K17	10.1452	.059990	169.116
G218	.442114	.063815	6.92802
G228	.119751	.057610	2.07866
K28	.053902	.011065	4.87118
G118	.614324	.114293	5.37500
G128	-.204685	.170369	-1.20142
BETA18	-2.93420	.307255	-9.54972
K18	9.71750	.078445	123.876

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first derivatives (Gauss)

Equation SDLPE5
 =====

Dependent variable: DLPE5

Mean of dependent variable = .060003 Std. error of regression = .017778
 Std. dev. of dependent var. = .065671 R-squared = .926923
 Sum of squared residuals = .632098E-02 Durbin-Watson statistic = 1.85480
 Variance of residuals = .316049E-03

Equation SDLFE5
 =====

Dependent variable: DLFE5

Mean of dependent variable = .064303 Std. error of regression = .027255
 Std. dev. of dependent var. = .054981 R-squared = .742429
 Sum of squared residuals = .014857 Durbin-Watson statistic = 2.23286
 Variance of residuals = .742835E-03

Equation SDLPE6
 =====

Dependent variable: DLPE6

Mean of dependent variable = .064385 Std. error of regression = .015060
 Std. dev. of dependent var. = .051645 R-squared = .910505
 Sum of squared residuals = .453629E-02 Durbin-Watson statistic = 2.07568
 Variance of residuals = .226814E-03

Equation SDLFE6
 =====

Dependent variable: DLFE6

Mean of dependent variable =	.046800	Std. error of regression =	.045078
Std. dev. of dependent var. =	.057327	R-squared =	.365114
Sum of squared residuals =	.040641	Durbin-Watson statistic =	2.16694
Variance of residuals =	.203205E-02		

Equation SDLPE7
=====

Dependent variable: DLPE7

Mean of dependent variable =	.063490	Std. error of regression =	.021375
Std. dev. of dependent var. =	.034950	R-squared =	.631924
Sum of squared residuals =	.913820E-02	Durbin-Watson statistic =	.782457
Variance of residuals =	.456910E-03		

Equation SDLFE7
=====

Dependent variable: DLFE7

Mean of dependent variable =	.049203	Std. error of regression =	.026983
Std. dev. of dependent var. =	.051372	R-squared =	.731774
Sum of squared residuals =	.014562	Durbin-Watson statistic =	1.57126
Variance of residuals =	.728105E-03		

Equation SDLPE8
=====

Dependent variable: DLPE8

Mean of dependent variable =	.068057	Std. error of regression =	.015084
Std. dev. of dependent var. =	.034020	R-squared =	.795463
Sum of squared residuals =	.455076E-02	Durbin-Watson statistic =	.869896
Variance of residuals =	.227538E-03		

Equation SDLFE8
=====

Dependent variable: DLFE8

Mean of dependent variable =	.060486	Std. error of regression =	.041726
Std. dev. of dependent var. =	.053665	R-squared =	.387638
Sum of squared residuals =	.034822	Durbin-Watson statistic =	.675992
Variance of residuals =	.174109E-02		

Bilagstabel 4.1. "Forklaring" af enhedsværdiindeks for eksporten ud fra konkurrentprisindeks og ADAMs eksportpriser.

Enhedsværdiindeks	$D\log(pe_j^{ADAMBK})$	$D\log(pe_j^{ADAMBK})_{-1}$	$D\log(pee_j)$	$D\log(pee_j)_{-1}$	$\log(pe_j^{ADAMBK}/pee_j)_{-1}$	R^2	DW
pe5 ^{INDEKS}	0.7010 ¹ (4.785)	(•)	0.2990 ¹ (2.041)	(•)	-0.2252 (1.565)	0.9015	1.624
pe6 ^{INDEKS}	0.5522 (9.913)	(•)	0.2150 (4.641)	0.14058 (5.162)	-0.0965 (1.282)	0.9690	1.941
pe7 ^{INDEKS}	0.4521 (2.864)	0.3282 (2.363)	0.1922 (2.933)	0.0810 (1.326)	-0.1 ² (•)	0.8926	0.8643
pe8 ^{INDEKS}	0.4809 (4.561)	(•)	0.2626 (3.492)	0.1878 (2.996)	-0.1 (•)	0.8558	1.646

¹ Disse koefficienter er bundet til at summe op til 1. I fri estimation bliver summen større end 1.

² Dette fejlkorrrektionsled er lagget 2 år mod normalt 1.

Anm. Estimationsperioden er 1972-91