

Reestimation af importligningerne

Resumé:

I papiret reestimeres ligningerne for ADAMs konkurrerende import, fMz-relationerne, dels på deres nuværende loglineære form samt på CES-form.

skp15n99.wp

Nøgleord: import

Modelgruppepapirer er interne arbejdsrapporter. De konklusioner, der drages i papirerne, er ikke endelige og kan være ændret inden opstillingen af nye modelversioner. Det henstilles derfor, at der kun citeres fra modelgruppepapirerne efter aftale med Danmarks Statistik.

Indledning

I papiret reestimeres ligningerne for ADAMS konkurrerende import, fMz -relationerne. Dette gøres dels med nye data frem til 1995 med en reestimation af de nuværende log-lineære ligninger samt med de "finere" CES-relationer. Sidst i papiret ses på modelegenskaber ved nogle udførte standard multiplikatoreksperimenter med de to forskellige typer relationer implementeret i ADAM.

Reestimation

Først er en reestimation med data fra 1960 frem til 1995 foretaget. Data fra 1960 frem til 1965 er blevet splejset fra ADBK0797 til den nyeste ADAMBK. Ligningerne er som hidtil i jao01d94:

$$\begin{aligned} D\log(fMz) = & \delta D\log(fAm) + \gamma_K D\log(pxm) \\ & - k \left[\log\left(\frac{fMz}{fAm}\right)_{-1} - \gamma_L \log(pxm)_{-1} - \mu_0 - (evt. trend) \right] \end{aligned} \quad (1)$$

- δ Kortsigtet efterspørgselselasticitet (typisk noget større end 1)
- γ_K Kortsigtet priselasticitet
- γ_L Langsigtet priselasticitet
- k Tilpasningsparameter

For de fleste af grupperne er estimeret lineært, hvorfor koefficienterne til de langsigtede parametre skal divideres med $-[\text{tilpasningshastigheden}]$.

CES-estimation

Derefter er der estimeret med CES-funktioner for importen i stedet for de hidtidige loglineære relationer, idet importens andel ift. den indenlandske produktion, der tilsammen udgør den samlede anvendelse, for et lille åbent land som Danmark må siges at være betydelig. Endvidere sikrer CES-specifikationen, at importkvoten aldrig overstiger 1 ved eventuelle alternativkørsler med voldsomme importtrender implementeret i ADAM.

For at estimere CES-funktioner har det været nødvendigt at finde niveauet for det samlede efterspørgselsudtryk for markedet, fAm . fAm er hidtil bestemt som et indeks med 1960=1, der har bevæget sig med et vejet gennemsnit, med komponenternes laggede andele af importen som vægte, af vækstraten af de enkelte anvendelseskomponenter inden for grupperne.

Altså som:

$$\frac{fAm}{fAm_{-1}} = \sum_j \frac{fMz_{j,-1}}{fMz_{-1}} \cdot \frac{fD_j}{fD_{j,-1}} \quad (2)$$

hvor fMz_j er importen for SITC-gruppe j og fD_j er den indenlandske samlede anvendelse af gruppen beregnet ud fra i-o-systemet.

En idé har været at beregne niveauet ud fra anvendelseskomponenterne i et enkelt år, dvs. fra de i-o-koefficienter der indgår i de forskellige grupper. Niveauet er således beregnet fra 1990, hvorefter de resterende år kan beregnes ud fra den nuværende ændringsligning (2).

Med antagelsen om konstant substitutionselasticitet mellem de to faktorer, import og indenlandsk produktion, er importligningerne for de 7 SITC-grupper med konkurrence omskrevet til CES-form i en fejlkorrektionsligning.

$$\begin{aligned} \text{Dlog}(fMz) &= \delta \text{Dlog}(fAm) + \gamma_K \text{Dlog}(pxm) \\ &- k \left[\log\left(\frac{fMz}{fAm - fMz}\right)_{-1} - \gamma_L \log(pxm)_{-1} - \mu_0 - (\text{evt. trend}) \right] \end{aligned} \quad (3)$$

δ Kortsigtet efterspørgselselasticitet (typisk noget større end 1)

γ_K Kortsigtet priselasticitet

γ_L Langsigtet substitutionselasticitet

k Tilpasningsparameter

Der er prøvet at estimere med dels en logistisk trend som i de loglineære relationer og en eksponentiel trend, der ville forsimple estimationen. Den logistiske trend viste sig igen at foretrække pga. lavere residualspreddning, trods besværet.

Den bibeholdte logistiske trend har formen:

$$\text{logistisk trend} = \frac{1}{1 + e^{\alpha(t-t_0)}} \quad (4)$$

Parametrene α og t_0 samt de andre estimeres i ligningerne i TSP, hvor estimationsproceduren følger den i jao01d94 beskrevne.

Estimationsresultater for loglineære- og CES-relationer

Generelt kan følgende siges om resultaterne. Langsigtssubstitutionselasticiteterne for CES-ligningerne er større end langsigtspiselasticiteterne fra de loglineære relationer, som man kunne forvente, da substitutionselasticiteten er givet som summen af de 2 faktoreres egenpriselasticiteter. Endvidere kan man bemærke, at tilpasningshastighederne er lidt højere for samtlige loglineære estimationer end i de tilsvarende CES-ligninger.

Ellers må estimationsresultaterne siges at være ganske sammenfaldende, idet modelleringen af CES-formen næsten svarer til den log-lineære, når fMz udgør en betydelig andel af markedsudtrykket, fAm .

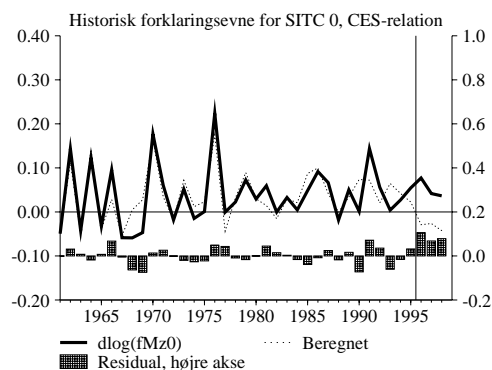
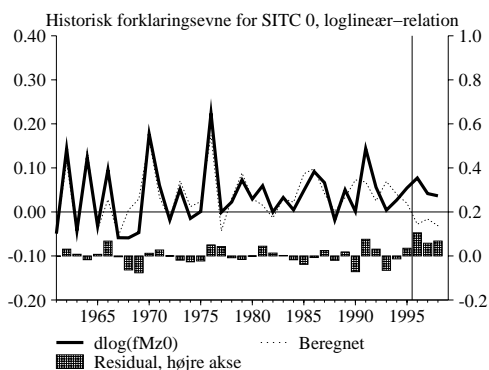
For alle estimationerne nedenfor ses af figurene over de historiske og de beregnede værdier for fMz 'erne, at der for de sidste tre år – 1996-1998 – er positive residualer. At de systematisk er positive skyldes ikke modellens egenskaber, men snarere at de *ikke*-endelige importtal fra nationalregnskabet har tendenser for at være væsentlig højere end de senere endelige. Disse tre år indgår ikke i estimationsperioden.

Tabel 1. Lineær estimation af $D\log(fMz0)$

		Loglineær		CES	
Variabel	Navn	Koefficient	Spredning	Koeff.	Spred.
Import	$D\log(fMz0)$				
Efterspørgsel	$D\log(fam0)$	1.8123	0.3206	1.8443	0.2778
Relativ pris	$D\log(pxm0)$	–		–	
Tilpasning		–0.7321	0.1522	–0.6164	0.1328
Relativ pris	$\log(pxm0)_{-1}$	0.1805	0.1879	0.1770	0.18243
Logistisk trend		–0.683	0.2600	–0.7503	0.2925
α		–0.1448	0.0482	–0.1384	0.0455
t_0		1984.08	2.3844	1985.25	2.8734
Konstant		–0.0150	0.0689	–1.1863	0.2778

Anm. n=1961-95 s=0.040 4 $R^2=0.7081$ DW=1.93
n=1961-95 s=0.0399 $R^2=0.7152$ DW=1.91
DW er kun angivet som indikator.

Den samtidige prisændring er her, ligesom tidligere, undertrykt, da den blev fundet positiv og ganske insignifikant.



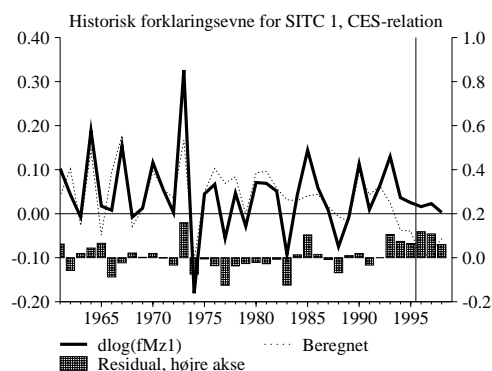
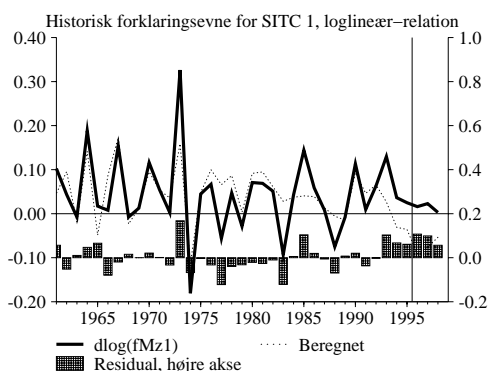
Tabel 2. ikke-lineær estimation af $D\log(fMzI)$

Variabel	Navn	Loglineær		CES	
		Koefficient	Spredning	Koeff.	Spred.
Import	$D\log(fMzI)$				
Efterspørgsel	$D\log(famI)$	0.8073	0.3896	0.7820	0.4021
Relativ pris	$D\log(pxmI)$	-0.9032	0.0868	-0.9582	0.2079
Tilpasning		-0.6384	0.1790	-0.4999	0.1513
Relativ pris	$\log(pxmI)_{-1}$	-0.9032	0.0868	-1.0698	0.1177
Logistisk trend		-		-	
α		-		-	
t_0		-		-	
Konstant		0.6385	0.0257	-1.3299	0.0367

Anm. n=1961-95 s=0.0634 $R^2=0.52$ DW=1.87
n=1961-95 s=0.0655 $R^2=0.51$ DW=1.88

Da estimationerne er ikke-lineære, er koefficienterne til pris og konstant angivet som langsigtsparemetre og skal ikke divideres med tilpasningshastigheden. DW er kun angivet som indikator.

I denne gruppe er importandelen støt stigende samtidigt med faldende priser, hvorfor trenden bliver insignifikant – som i tidligere versioner – og kan udelades. Forklaringsevnen bliver dog ikke på nogle måder synderlig god. De kort- og langsigtede prisparametre er endvidere bundet til samme værdi for at sikre "pænere" modegenskaber, idet at en kortsigtede ellers ville have været større end den langsigtede. Bemærkes kan endvidere, at den kortsigtede efterspørgselselasticitet i begge relationer er en anelse mindre end én.



Tabel 3. ikke-lineær estimation af $D\log(fMz2)$

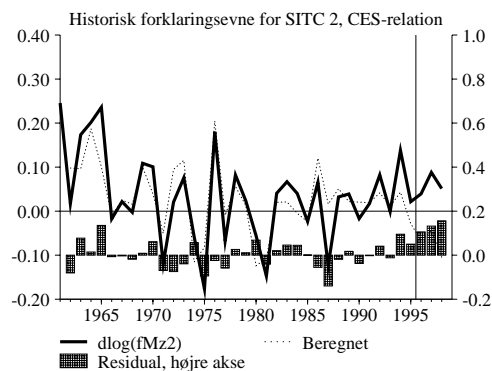
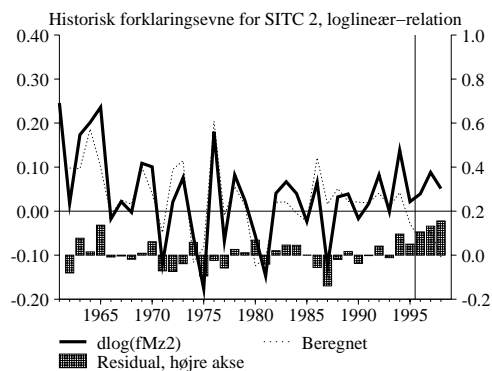
		Loglineær		CES	
Variabel	Navn	Koefficient	Spredning	Koeff.	Spred.
Import	$D\log(fMz2)$				
Efterspørgsel	$D\log(fam2)$	1.2844	0.4673	1.2808	0.2803
Relativ pris	$D\log(pxm2)$	-0.3373	0.2146	-0.3364	0.2142
Tilpasning		-0.5005	0.1813	-0.4439	0.1590
Relativ pris	$\log(pxm2)_{-1}$	-0.7599	0.5870	-0.8619	0.6595
Logistisk trend		-0.5046	1.0559	-0.5727	0.1669
α		-0.2083	0.3043	-0.2091	0.3020
t_0		1968.51	99.31	1968.62	19.28
Konstant		0.4045	0.4653	-0.6448	0.6619

Anm. n=1961-95 s=0.0629 $R^2=0.693$ DW=2.11

n=1961-95 s=0.0628 $R^2=0.695$ DW=2.11

DW er kun angivet som indikator.

Da estimationerne er ikke-lineære, er koefficienterne til pris og konstant angivet som langsigtsparametre og skal ikke divideres med tilpasningshastigheden.

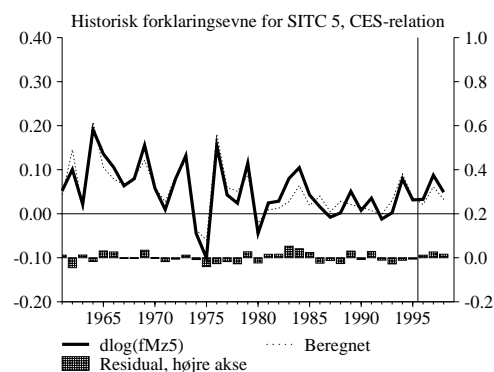
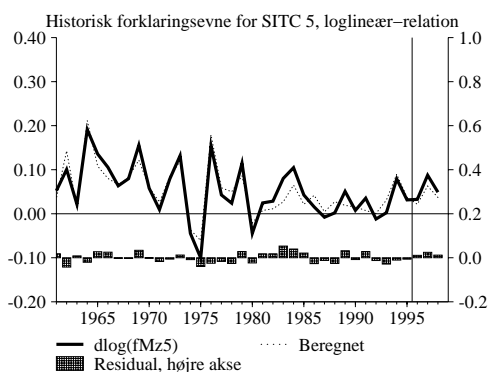


Tabel 4. Lineær estimation af $D\log(fMz5)$

Variabel	Navn	Loglineær		CES	
		Koefficient	Spredning	Koeff.	Spred.
Import	$D\log(fMz5)$				
Efterspørgsel	$D\log(fam5)$	1.1735	0.1112	1.1789	0.2248
Relativ pris	$D\log(pxm5)$	–		–	
Tilpasning		–0.4662	0.1522	–0.3064	0.0863
Relativ pris	$\log(pxm5)_{-1}$	0.1311	0.0818	0.1222	0.0826
Logistisk trend		–0.6509	0.2031	–0.6039	0.1974
α		–0.1708	0.0239	–0.1567	0.0237
t_0		1960	–	1960	–
Konstant		–0.3370	0.1214	–0.7118	0.2248

Anm. n=1961-95 s=0.0263 $R^2=0.848$ DW=1.76
n=1961-95 s=0.0266 $R^2=0.846$ DW=1.73
DW er kun angivet som indikator.

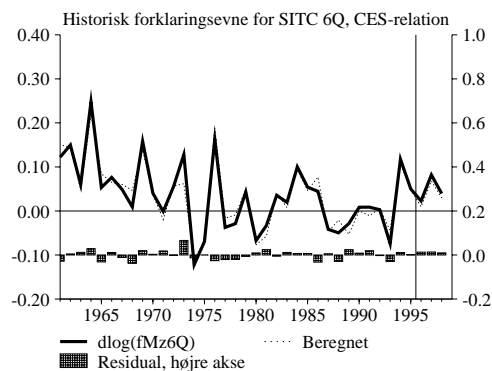
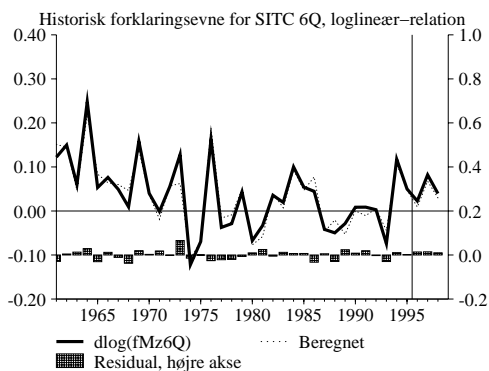
Den samtidige prisparameter blev som i 0-gruppen fundet positiv og insignifikant, hvorimod den bibeholdte langsigtede ikke kan afvises og derfor beholdes. t_0 blev fundet som værende uden for estimationsperioden, hvorfor denne er valgt til 1960. Samlet må ligningerne siges, at give en udmærket forklaringsgrad for udsvingene i importen, jf. nedenstående figur.



Tabel 5. Lineær estimation af $D\log(fMz6q)$

Variabel	Navn	Loglineær		CES	
		Koefficient	Spredning	Koeff.	Spred.
Import	$D\log(fMz6q)$				
Efterspørgsel	$D\log(fam6q)$	1.5373	0.1082	1.5348	0.1083
Relativ pris	$D\log(pxm6q)$	-0.3134	0.2555	-0.3032	0.2541
Tilpasning		-0.2484	0.1027	-0.1890	0.0771
Relativ pris	$\log(pxm6q)_{-1}$	0.3030	0.2079	0.2878	0.2012
Logistisk trend		0.1260	0.0996	0.1198	0.0937
α		-0.2735	0.1821	-0.2875	0.1949
t_0		1984.69	3.3683	1985.54	3.2078
Konstant		0.1763	0.0918	-0.1353	0.0488

Anm. n=1961-95 s=0.0245 $R^2=0.925$ DW=2.23
n=1961-95 s=0.0244 $R^2=0.925$ DW=2.23
DW er kun angivet som indikator.



Tabel 6. ikke-lineær estimation af $D\log(fMz7q)$

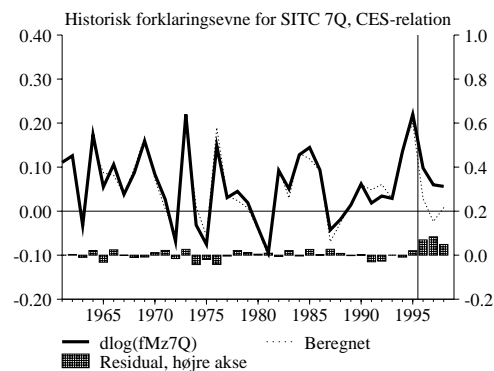
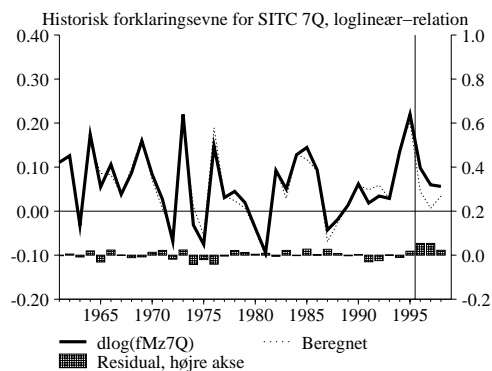
Variabel	Navn	Loglineær		CES	
		Koefficient	Spredning	Koeff.	Spred.
Import	$D\log(fMz7q)$				
Efterspørgsel	$D\log(fam7q)$	1.0267	0.0667	1.0342	0.0677
Relativ pris	$D\log(pxm7q)$	-0.8081	0.1242	-0.8329	0.1251
Tilpasning		-0.7235	0.1688	-0.4819	0.1165
Relativ pris	$\log(pxm7q)_{-1}$	-0.6875	0.0535	-1.0768	0.0808
Logistisk trend		0.3517	0.0369	0.4768	0.0568
α		-0.7109	0.1917	-0.7306	0.2238
t_0		1966.71	0.4000	1966.68	0.4368
Konstant		0.1675	0.0318	-0.4483	0.1263

Anm. n=1961-95 s=0.0213 $R^2=0.945$ DW=2.05

n=1961-95 s=0.0216 $R^2=0.944$ DW=2.09

DW er kun angivet som indikator.

Da estimationerne er ikke-lineære, er koefficienterne til pris og konstant angivet som langsigtsparametre og skal ikke divideres med tilpasningshastigheden.

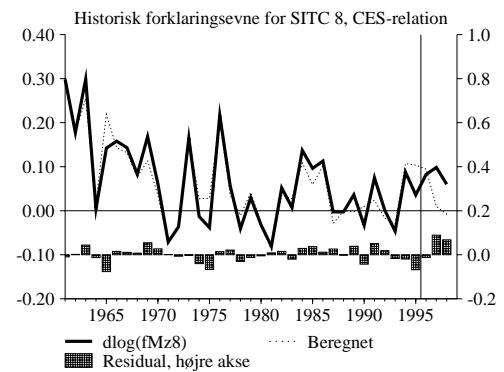
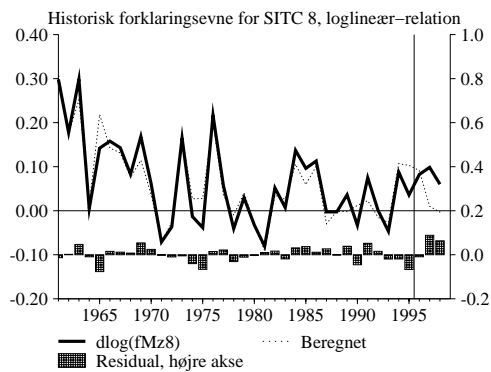


Tabel 7. lineær estimation af $D\log(fMz8)$

		Loglineær		CES	
Variabel	Navn	Koefficient	Spredning	Koeff.	Spred.
Import	$D\log(fMz8)$				
Efterspørgsel	$D\log(fam8)$	1.0837	0.1481	1.0733	0.1476
Relativ pris	$D\log(pxm8)$	-1.1663	0.1634	-1.1867	0.1637
Tilpasning		-0.5443	0.1720	-0.4733	0.1452
Relativ pris	$\log(pxm8)_{-1}$	0.7503	0.2993	0.7850	0.3018
Logistisk trend		-0.8771	0.3724	-0.8636	0.3568
α		-0.1980	0.0219	-0.1837	0.0207
t_0		1960	-	1966.68	0.4368
Konstant		-0.1866	0.1617	-1.4465	0.5323

Anm. n=1961-95 s=0.0357 $R^2=0.891$ DW=1.75
n=1961-95 s=0.0355 $R^2=0.893$ DW=1.72
DW er kun angivet som indikator.

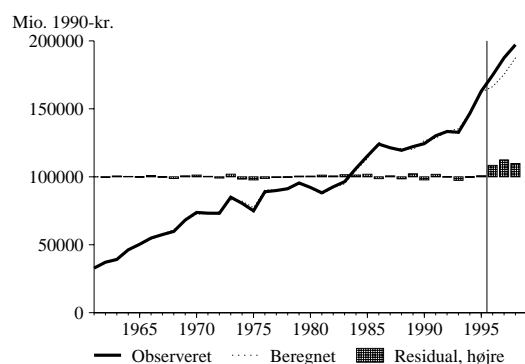
For denne gruppe er t_0 fundet uden for estimationsperioden i den log-lineære estimation, hvorfor der igen er valgt 1960 her som vendetangent. Af både skemaet ovenfor samt nedenstående grafer ses importen at blive beskrevet ganske udmærket af ligningerne.



Egenskaber

I figur 1. nedenfor illustreres de 7 estimerede importrelationers samlede evne til at beskrive den historiske udvikling. Disse 7 importgrupper med konkurrence har udgjort – gennem hele den viste periode – ca. halvdelen af den samlede danske import, *fM*. At der kun er vist udviklingen for CES-relationerne, skyldes de to typer relationers sammenfald af egenskaber. Den eneste nævneværdige forskel i mellem dem er, at residualerne for de sidste tre år, uden for estimationsperioden, er en anelse større for de sammenlagte CES-relationer. Disse residualers betydelige størrelse skyldes den tidligere omtalte tendens til for store importtal i *ikke*-endelige nationalregnskabstal.

Figur 1. De estimerede relationers samlede historiske beskrivelse (CES)



For at kunne sammenligne langsigtsprielasticiteten fra den loglineære estimation med CES-estimationen, må egenprielasticiteten for sidstnævnte udregnes ud fra substitutionselasticiteten.

Egenprielasticiteterne er her givet som Allen-substitutionselasticiteten ganget med $[1 - \text{omkostningsandelen}]$ for faktoren, hvor Allen-elasticiteten i tilfældet med kun 2 faktorer er lig $-\text{[substitutionselasticiteten]}$.

Tabel 8. Estimerede langsigtede priselasticiteter for de to metoder

Importgruppe	Metode	
	Nuværende loglineære, reestimeret	CES-relationer (med omkostningsandele for 1990)
<i>fMz0</i>	-0.25	-0.22
<i>fMz1</i>	-0.90	-0.76
<i>fMz2</i>	-0.76	-0.77
<i>fMz5</i>	-0.28	-0.24
<i>fMz6q</i>	-1.21	-1.16
<i>fMz7q</i>	-0.69	-0.66
<i>fMz8</i>	-1.38	-1.29
Gennemsnit ¹	-0.76	-0.71

1 Importgrupperne indgår med deres andel af den samlede konkurrerende import i 1990 som vægt.

Som det fremgår af ovenstående tabel, er elasticiteterne for CES-relationerne – beregnet i 1990 – en anelse mindre end de tilsvarende fra de loglineære. Det tilsvarende gennemsnit for ligningerne i ADAM, maj 1998, er -0.79, så en anelse mindre gennemsnitlig priselasticitet forekommer i reestimationerne.

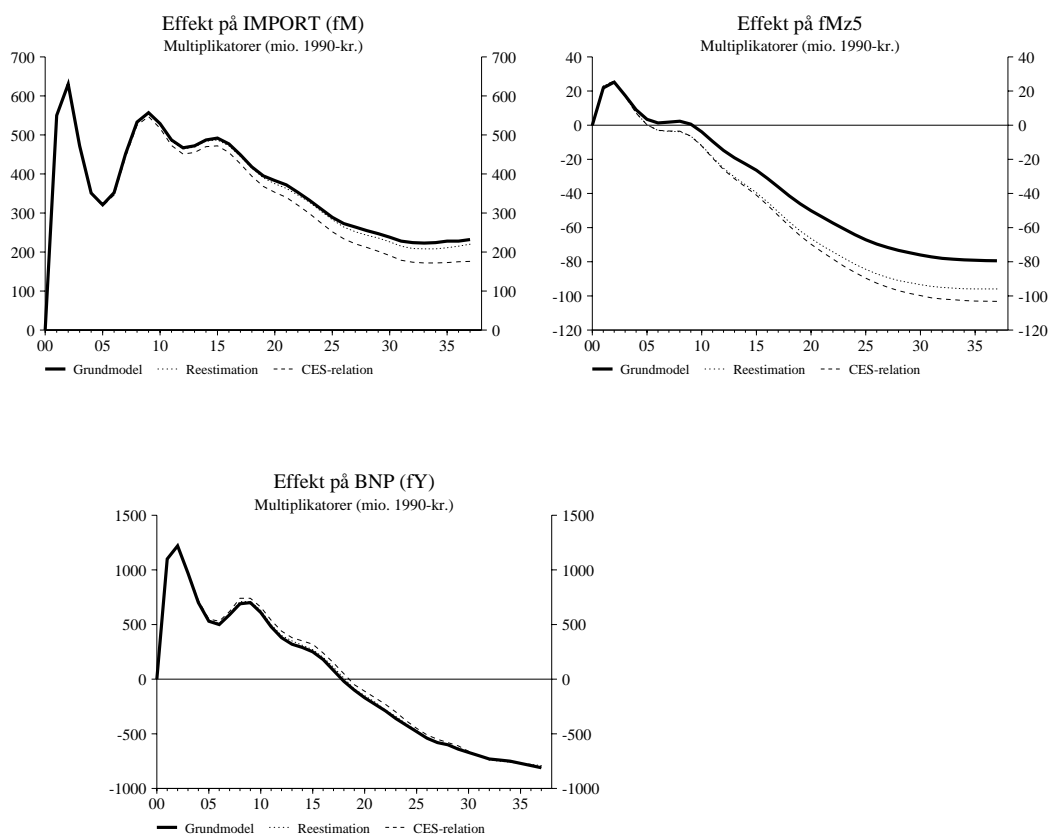
Eksperimenter

Interessant kunne det være at se forskellene – bl.a. trendernes virkning – i kørsler for de to ligningstyper på langt sigt. Derfor prøves at lave en lang kørsel på ADAM med de nuværende (reestimerede loglineære) relationer, samt én hvor CES-relationerne er indbygget.

I dette afsnit er lavet to "klassiske" multiplikatoranalyser for at se på, om de hhv. reestimerede samt CES-relationerne har nogen større indflydelse på modellens egenskaber.

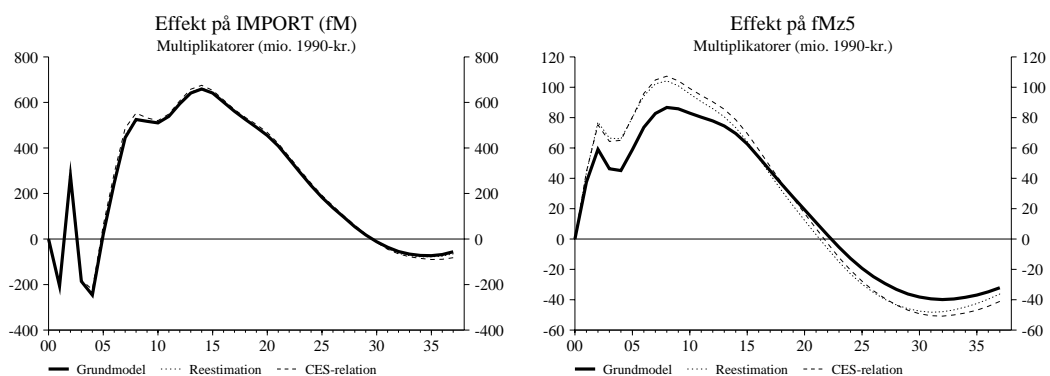
Effekter af øget offentligt varekøb

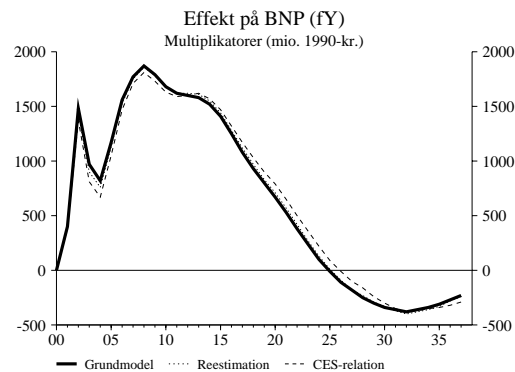
For at beskue eventuelle effekter af de estimerede ligninger sammenlignes med en kørsel med grundmodellen, ADAM Maj98. Følgende ses kun summarisk på den samlede import *fM*, der er summen af konkurrerende og ikke-konkurrerende import; importen i en enkel SITC-gruppe; samt endeligt *BNP* for at kunne belyse en smule af modellens samlede egenskaber.

Figur 2. Effekt af øget offentligt varekøb

Den sædvanlige effekt ses, hvor den øgede offentlige efterspørgsel øger importen samt den indenlandske produktion, der igen sætter den traditionelle indkomstmultiplikator i sving. På længere sigt ses importen ikke at stabilisere sig helt på højde med CES-relationerne, indikerende at de indenlandske prisstigninger ikke samlet slår nær så meget igennem som i de nuværende samt reestimerede loglineære relationer. Baggrunden er, at den gennemsnitlige priselasticitet er estimeret en anelse mindre. For den viste konkurrerende SITC-gruppe, *fMz5*, er bidraget for de 2 nye relationer ligeledes mindre, jf. figuren.

Effekt af udenlandsk prisstigning

Figur 3. Effekt af stigning i udenlandske priser på 1 procent



De højere udenlandske priser bevirker som bekendt nogle modsatrettede effekter. Umiddelbart en negativ effekt på den samlede import, men eksporten større positive aktivitets effekt fører – sammen med bidraget fra de importerede råvarer – til indenlandske prisstigninger. Aktivitetsstigningen ses efter 5 år at dominere konkurrenceevneforbedringen for importen og den samlede import stiger. Den eneste synlige forskel – jf. figur 3 – at bemærke mellem de 3 modelversioner er, at aktivitetsstigningen syntes at slå mere igennem for $fMz5$ -gruppen, men på længere sigt, når den indenlandske prisstigning er slået igennem betyder den lavere priselasticitet ift. tidligere i denne gruppe en anelse lavere importniveau.

Valg af funktionsform

Som det fremgik af tabel 8 var egenpriselasticiteterne for CES-relationerne en anelse mindre end de tilsvarende for de loglineære. Endvidere, grundet CES-relationens egenskaber, vil importens egenpriselasticitet falde med stigninger i importens andel om den samlede anvendelse. Typisk vil denne andel stige svagt i kraft af trendens bidrag til importandelen – prisforholdet uforandret – dog aftagende i kraft af den logistiske trends egenskaber. Dette må tages i betragtning, såfremt man ønsker at udskifte de nuværende loglineære relationer med den finere CES-funktion.

Af eksperimenterne sås dog, at importen på længere sigt steg marginalt mindre ved indenlandske prisstigninger med CES-relationer end med de loglineære relationer. At den ovennævnte forskel ses at være nogenlunde konstant i niveau indikerer, at trenderne er klinget af, samt at niveauforskellen blot skyldes forskellene i langsigtselasticiteterne fra tabel 8.

Forskellene mellem relationerne har vist sig at være ganske svære at få øje på. Om de nuværende relationer overhovedet skal udskiftes, kan derfor diskuteres.