

Importrelationerne

Resumé:

I dette papir fremlægges nye estimerede importrelationer. Da relationerne alligevel skulle omestimeres som konsekvens af de nye ligninger for faktorefterspørgselen, er problemstillingen omkring definitionen af efterspørgselsudtrykket taget op endnu en gang, og på denne baggrund forslås en ny formulering af importrelationerne. Deres grundlæggende egenskaber er dog helt de samme som hidtil.

import94.jao

Nøgleord: Import

I forbindelse med opstillingen af ADAM, december 1994 skal importligningerne reestimeres. Dette skyldes først og fremmest, at efterspørgselsudtrykket i importrelationerne ændres, således at erhvervenes importefterspørgsel fremover bestemmes af deres materialekøb fVm_j , hvor den tidligere har været bestemt af produktionsværdierne, fX_j .

I det følgende foreslås en ny formulering af ligningerne, der giver mulighed for at specificere dem på fejlkorrektionsform.

Om definitionen af efterspørgselsudtrykket.

Udgangspunktet for importmodelleren i ADAM er, at udtrykket fMz/fMl kan tages som et udtryk for den forholdsmæssige vækst i importens markedsandel:

$$\frac{\mu}{\mu_{-1}} = \frac{fMz}{fMl} \quad \text{hvor} \quad fMl = \sum_j fMz_{j,-1} \cdot \frac{fD_j}{fD_{j,-1}}$$

Udtrykket fMl fremkommer således ved at fremskrive det foregående års importleverance til hver enkelt anvendelseskomponent med den relevante efterspørgselsudvikling, fD_j . Variablerne fMl tolkes som den import, der *ville have været*, hvis importmarkedsandelen havde været uændret. Forholdet fMz/fMl bliver således et "standardiseret" udtryk for væksten i importens markedsandel (idet udtrykket er korrigeret for ændringer i efterspørgselsens sammensætning).

"Efterspørgselsudtrykket" fMl udmærker sig ved udelukkende at være en funktion af den disaggregerede efterspørgselsudvikling i året samt af laggede størrelser: Importkvoteforskydninger i det løbende år har ingen indflydelse på fMl . Betegnelsen "efterspørgselsudtryk" er imidlertid misvisende om fMl , hvilket enhver kan overbevise sig om ved at plote fMl og fMz op sammen: Serien fMl ligner i langt højere grad den laggede import end et markedsudtryk.

Men hvordan ser det ønskede udtryk for markedet så ud? Hvis dette efterspørgselsudtryk betegnes fAm må det gælde, at importmarkedsandelen kan skrives $\mu=fMz/fAm$, og derfor at

$$\frac{fMz}{fMz_{-1}} = \frac{\mu \cdot fAm}{\mu_{-1} \cdot fAm_{-1}} = \frac{fMz}{fMl} \cdot \frac{fAm}{fAm_{-1}} \quad (1)$$

således at

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

Med andre ord skal vækstraten i efterspørgselsudtrykket findes som et vejet gennemsnit af vækstraten i de enkelte anvendelseskomponenter, idet de enkelte komponenters andel af importen i det foregående år bruges som vægte. Denne

metode er identisk med den foreslåede metode til konstruktion af efterspørgselsudtrykket i eksportrelationerne.

Niveauet for efterspørgselsudtrykket kan vise sig at være en kunst at finde. Dette ville fx være aktuelt, hvis vi ville estimere CES-funktioner for importen. Men da relationerne til ADAM, december 1994 vil være loglineære relationer som hidtil, er niveauet ligegyldigt. Efterspørgselsudtrykkene er derfor indtil videre blot konstrueret som indeks med 1960=1. I de øvrige år kan indekset for fAm herefter udledes simpelt af (2).

De således konstruerede efterspørgselsudtryk for hver af importgrupperne er vist i figur 1. Det ses, at fAm -udtrykkene har et langt mere roligt forløb end importen, og at importen strukturelt er vokset langt mere end efterspørgslen, undtagen importen af mindre forarbejdede metalvarer, $fMz6m$. Især har væksten i importen været større i 1960'erne. Vor fortolkning af dette fænomen – i den udstrækning, det ikke kan forklares af udviklingen i de relative priser – er, at det skyldes en generel "internationalisering" af økonomien, herunder eftervirkninger af de store handelsliberaliseringer omkring 1960. På det kortere sigt ses tydeligt, at efterspørgslen er en vigtig determinant for importen – især i grupperne af mere forarbejdede varer.

Udviklingen i importens markedsandel er sammenholdt med de relative importpriser i figur 2. Det ses, at der er tydelige modgående svingninger i markedsandel og relativ pris, men at der i mange tilfælde synes at være behov for en trend til at opfange den underliggende tendens til vækst i importmarkedsandelen. Da udviklingen i den relative importpris som hovedregel er uhyre rolig, kan det i mange tilfælde være vanskeligt at afgøre, om den langsigtede udvikling i markedsandelen skyldes prisudviklingen eller blot den underliggende trend.¹

Importrelationerne i ADAM, oktober 91 og tidligere versioner er estimeret ud fra årlige ændringer i de indgående variable. Grundformen for ligningerne er

$$\frac{fMz}{fMl} = 1 + R \left(\frac{fMz}{fAm} \right) = \left(\frac{pxm}{pxm_{-1}} \right)^\gamma \quad (3)$$

jf (2). Denne ligning vil også blive estimeret her, men ligningerne vil tillige blive forsøgt estimeret på fejlkorrektionsform, dvs. typisk på formen

¹Det er aldeles tænkeligt, at den rolige udvikling i de relative importpriser skyldes, at importpriserne i nr er opgjort ud fra importørernes *salgspriser*, ikke deres *købspriser*. De mere kortsigtede bevægelser i importpriserne, fx som følge af valutakursudsving, vil nok til en vis grad blive udlignet af importørernes *avancer*.

Figur 1. Markedsudtryk og import

Figur 2. Markedsandel og relativ pris

$$\begin{aligned} \text{Dlog}(fMz) &= \delta \text{Dlog}(fAm) + \gamma_K \text{Dlog}(pxm) \\ &- k \left[\log\left(\frac{fMz}{fAm}\right)_{-1} - \gamma_L \log(pxm_{-1}) - \mu_0 - (\text{evt. trend}) \right] \end{aligned} \quad (4)$$

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

I denne formulering er den langsigtede efterspørgselselasticitet bundet til 1, men på kort sigt estimeres efterspørgselselasticiteten frit. Dette betyder, at den nuværende konstruktion med "forventede" efterspørgselsudtryk kan bortfalde, idet importens større konjunkturfølsomhed på kort sigt kan rummes i (4) med $\delta > 1$.

Kort sagt er specifikationen af langsigtssammenhængen i (4) identisk med den nuværende, mens kortsigtsdynamikken må siges at være entydigt bedre formuleret end den nuværende, som ikke er let at fortolke.

Trends

Det vurderes, at der i en del af ligningerne er behov for en eksogen trend til at supplere efterspørgsels- og prisudtryk, og det forsøges derfor at inddrage enten eksponentielle eller logistiske trends i bestemmelsen af importmarkedsandelen:

$$\text{eksponentiel trend} = e^{-\alpha(t-t_0)} \quad \alpha < 0 \quad (5)$$

$$\text{logistisk trend} = \frac{1}{1 + e^{\alpha(t-t_0)}} \quad (6)$$

Disse funktionsformer er valgt, fordi de gradvis vil udspille deres effekt, efterhånden som tiden går. Dermed bliver det usandsynligt, at importmarkedsandelene vil overstige 1 i fremskrivninger. I disse specifikationer er parameteren α et udtryk for den hastighed, hvormed trendernes effekt på importstigningen henfalder mod 0 som funktion af tiden. I den eksponentielle form aftager trendens værdi med en konstant årlig rate og går således mod 0. Den logistiske trend har udgangsværdi 1 og falder først progressivt, kraftigst ved $t=t_0$, og derefter degressivt ("fladende ud") mod 0.

Parametrene α og t_0 estimeres i ligningerne, men de kan kun estimeres ved ikke-lineær estimation. Når først de er fastlagt, er det resterende estimationsproblem imidlertid lineært som normalt. Ofte er det muligt at estimere hele ligningen ikke-lineært i ét hug, men i flere tilfælde er der konvergensproblemer på grund af den kraftige ikke-linearitet og kollineære variable (typisk er trenden stærkt korreleret med konstantleddet, når α er lille). I disse tilfælde er

trenderne først estimeret ud fra niveausammenhænge af typen

$$\log\left(\frac{fMz}{fAm}\right) = \mu_0 + \gamma \log(pxm) + trend \quad (7)$$

Den således estimerede trend er derefter brugt på højresiden i (4). Denne metode er også udført i de tilfælde, hvor det *ene hug* var muligt, af hensyn til kontrol af de estimerede parametre. Der bør ikke være for stor forskel på de to metoder. I tilfældet med logistiske trends har det som hovedregel været nødvendigt at bestemme "vendetangenten" t_0 ved *grid-search* på niveau-ligningen år for år i estimationsperioden. Vendetangerter uden for estimationsperioden er ikke accepteret – dette tilfælde må være simplere repræsenteret ved en eksponentiel trend. Når først vendetangenten er fastlagt, er der ikke problemer med resten af estimationen. I eksponentielle trends er parameteren t_0 triviel, og den er her blot valgt til 1947.

Nødvendigheden af at benytte disse trends kan muligvis diskuteres. Faktisk kommer nogle af ligningerne tilsyneladende ganske fornuftigt ud med signifikante parametre og store priselasticiteter, når de estimeres på normal fejlkorrigeringsform med Granger-Engle totrinsmetoden (dette gælder grupperne 1, 5, 7q og 8).² Problemet ligger i, om vi kan leve med de estimerede langsigtsammenhænge, der ofte resulterer i betydelige residualer i de sidste år af estimationsperioden. Dette kan ikke undgå at give spøjse ændringer i importen ved fremskrivninger (som det også kendes fra fx forbrugsfunktionen). Statistisk viser problemet sig i totrinsproceduren ved, at residualerne fra 1. trin ikke er stationære, mens det kan være sværere at afsløre i ligninger estimeret i ét trin, hvor det i princippet burde gøre fejlleddet insignifikant (men ikke altid gør det i praksis – der er en betydelig "grå zone").

I hidtidige versioner af ADAM har importen været bestemt i ligninger, hvor alle variabler indgår som årlige ændringer, i det følgende kaldet *ændringsrelationer*. I disse ligninger er der grundlæggende ikke plads til et konstantled. Dette ville give en stadig drift i importkvoten, som ville være uacceptabel i fremskrivninger. Konstantleddet har derfor været undertrykt. Prisen for dette er en voldsom autokorrelation i restleddene forårsaget af den tidligere omtalte "strukturelle mervækst" i importen, der var særlig tydelig i 1960'erne. I visse ligninger er der stort set ikke en negativ residual i denne periode. I ADAM, oktober 1991 er der søgt lappet på dette ved efterfølgende at estimere en eksponentiel trend på disse residualer. Metoden er ikke økonometrisk korrekt, men der var ingen reelle alternativer.

En mere korrekt måde at indbygge trenden i ændringsligningerne på er at inddrage et eksponentielt faldende led af formen (5) direkte i estimationen. Denne metode blev ikke brugt ved opstillingen af ADAM, oktober 1991, fordi

²Estimation af de samme ligninger med ettrinsmetoden giver dog kun i gruppe 5 højere priselasticiteter end ligningerne med trend.

kollinearitet mellem relativ pris og trends medførte, at priselasticiteterne stort set blev estimeret til 0. Metoden er imidlertid forsøgt igen, og der refereres i det følgende til ligninger af denne type som *fine ændringsrelationer*.³

Import af landbrugsprodukter mv., SITC 0

Denne gruppe er karakteriseret ved en utrolig jævn vækst, som næppe kan forklares af en lige så utroligt stabil relativ pris. Både markedsandel og relativ pris "hopper" dog op i 1976, hvilket især kan tilskrives import af foderstoffer til landbruget. Dette forhold giver systematisk anledning til, at der estimeres en positiv priselasticitet for denne gruppe, og den har følgelig været "input-output bestemt" i hidtidige modelversioner. Dette indebærer en efterspørgselselasticitet på 1 og en priselasticitet på 0.

Disse forhold genfindes i de fleste af de nye estimationer. Men der kan laves en brugbar ligning, blot den samtidige prisændring undertrykkes som forklarende variabel. Alternativet ville være at benytte en ændringsrelation uden priselasticitet (for dog at fange noget af dynamikken i efterspørgslen).

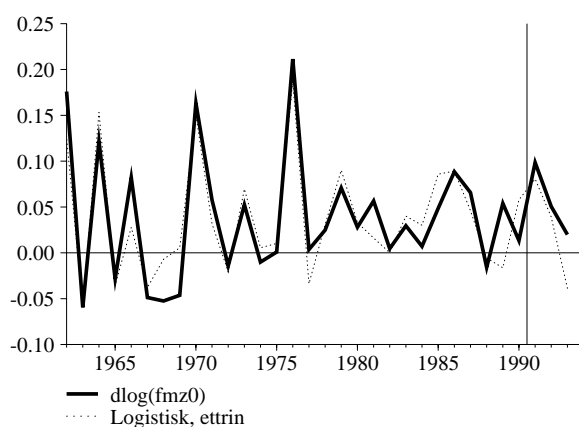
Tabel 1. Ikke-lineær estimation af $D\log(fMz0)$

Variabel/parameter	Navn	Koefficient	Spredning
Import af fødevarer m.v.	$D\log(fMz0)$		
Efterspørgsel	$D\log(fAm0)$	1.8798	0.2715
Tilpasning		-0.6452	0.1643
Relativ pris	$\log(pxm0)_{-1}$	-0.4894	0.3387
Logistisk trend		0.6976	0.2260
α		-0.1926	0.0837
t_0		1981.9	2.425
Konstant		-0.0040	0.0430

Anm. $n=1961-90$ $s=0.0341$ $R^2=0.8123$ $DW=1.95$ $LM_1=0.14$

Da der er estimeret ikke-lineært, er koefficienterne til pris og trend er angivet som langsigtsparametre (de skal altså ikke divideres med tilpasningsparameteren). DW er kun angivet som indikator.

³Til senere modelversioner bør det overvejes at specificere importrelationerne som CES-funktioner, dvs. som loglineære i *forholdet* mellem dansk produktion og import frem for i markedsandelen. I denne type ligning kan markedsandelen ikke overstige 1, og trenden kan således blot indføres som konstantled i ændringsrelationen. CES-funktionsformen vil i sig selv sikre, at effekten af dette konstantled på importen aftager, når markedsandelen øges over et vist niveau.

Figur 3. Estimation af $D\log(fmz0)$ 

Import af nydelsesmidler, SITC 1

Denne gruppe har et næsten lige så jævnt forløb som gruppe 0, jf. figur 2. Importen og -markedsandelen er støt stigende, og de relative pris er lige så støt faldende.⁴ I overensstemmelse hermed giver en "rå" Granger-Engle estimation uden trends en udmærket forklaringsgrad, en kortsigtet efterspørgselselasticitet på 1,4 og en priselasticitet på -0,9 (både på kort og langt sigt). En ændringsrelation uden konstantled giver tilsvarende, men numerisk lidt lavere elasticiteter.

Der er ikke stærke grunde til at lave om på dette, da trenderne ikke bidrager signifikant i denne importgruppe. Blot er det mistænkeligt, at priselasticiteten falder til ca. 0.5, hvis der introduceres trends i langsigtssrelationen: Manglen på gode "sving" i markedsandel og relativ pris gør, at trenderne kan stjæle det meste af forklaringskraften. Men det giver vi dem ikke uden videre lov til.

Relationen i tabel 2 foreslås. I denne relation er priselasticiteten bundet til at være ens på kort og langt sigt, da den langsigtede priselasticitet ellers estimeres lidt lavere end den kortsigtede. Ændringsrelationen er et udmærket alternativ med lidt højere priselasticitet, lidt mindre dynamik i efterspørgslen, men med en noget større residualspredding, $s = 0.0714$.

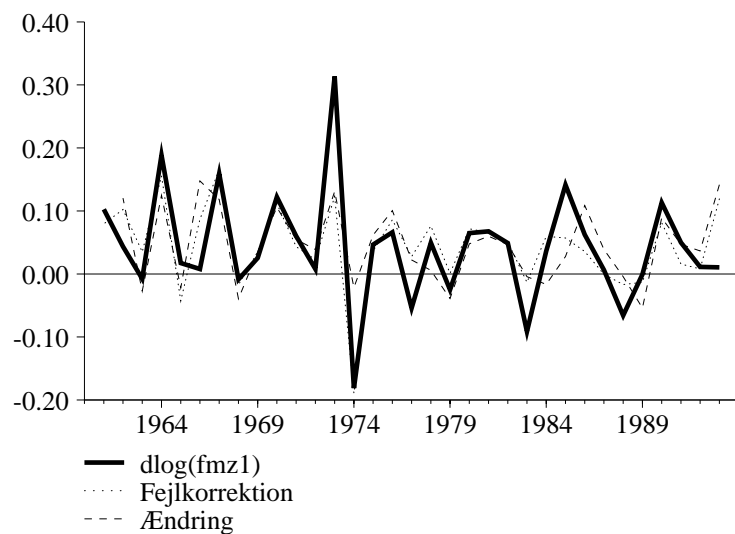
⁴Markedsandelen tager et pudsigt hop i 1973, vistnok på grund af spekulative indkøb af rå tobak, men da der ikke er nogen bevægelse i den relative pris, optræder hoppet som ren støj.

Tabel 2. Estimation af $Dlog(fmz1)$

Variabel	Navn	Koefficient	Spredning
Import af nydelsesmidler	$Dlog(fmz1)$		
Efterspørgsel	$Dlog(fAm1)$	1.2381	0.4143
Tilpasning		-0.8707	0.1864
Relativ pris	$\log(pxml)_{-1}$	-0.7181	0.0810
Konstant		0.3902	0.0981

Anm. n=1961-90 s=0.0569 R²=0.6501 DW=1.94 LM₁=0.12

Koefficienten til prisen er angivet som langsigtsparemeter (den skal altså ikke divideres med tilpasningsparameteren). DW er kun angivet som indikator. LM-teststørrelsen er pga. problemer med AREMOS fra den næsten identiske model med urestrikeret priselasticitet.

Figur 4. Estimation af $dlog(fmz1)$ 

Importen af andre lavt forarbejdede varer, SITC 2

Denne gruppe er præget af en kraftig stigning i importmarkedsandelen, modsvaret af et fald i den relative importpris, i første halvdel af 1960'erne. Siden da har der kun været mindre bevægelser.

"Rå" Granger-Engle estimation giver en antagelig relation med en langsigtet priselasticitet på -0.37. Stationaritetstestet for 1. trins residualer falder dog ringe ud (DW=0.32). Etrins-estimation går noget bedre, selv om fejlkorrigeringsleddet ikke bliver helt signifikant.

Inddragelse af trends øger priselasticitetens størrelse og forbedrer generelt relationen i G-E tilfældet. Her går estimation i ét trin dog knap så godt (blandt andet forsvinder priselasticiteten næsten helt).

Derfor foreslås Granger-Engle ligningerne i tabel 3 og 4.

Tabel 3. Estimation af markedsandelen for SITC 2. Langt sigt

Variabel	Navn	Koefficient	Spredning
Import af råvarer m.v.			
Relativ pris	$pxm2$	-0.7302	0.1834
Logistisk trend		-0.8289	2.6462
α		-0.0856	0.2598
t_0		1984.9	41.5
Konstant		0.6323	0.6240

Anm. $n=1960-90$ $s=0.0675$ $R^2=0.8157$ $DW=1.36$ $DF=3.9$

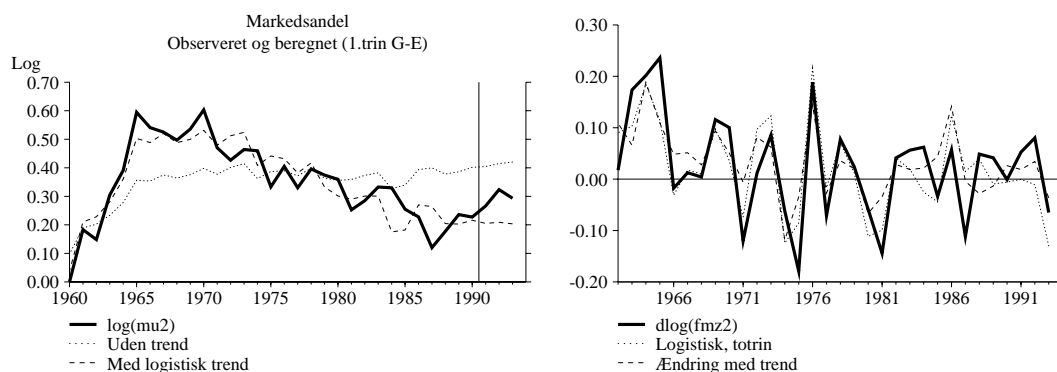
De store spredninger på koefficienterne til trenden skyldes kollinearitet mellem disse. Hvis parametrene α og t_0 tages for givne, falder spredningen på trendkoefficienten -0.5873 til 0.09 og på konstantleddet til 0.03.

Tabel 4. Estimation af markedsandelen for SITC 2. Kort sigt

Variabel	Navn	Koefficient	Spredning
Import af fødevarer m.v.			
Efterspørgsel	$Dlog(fMz2)$	1.3361	0.2709
Relativ pris	$Dlog(pxm2)$	-0.5129	0.1397
Fejllad		-0.6575	0.1771
Konstant		-0.0152	0.0130

Anm. $n=1961-90$ $s=0.0605$ $R^2=0.7171$ $DW=1.82$ $LM_1=0.92$

Ændringsrelationen uden trends er et brugbart alternativ med en priselasticitet på -0.48 og en DW på 2.2. Residualspredningen bliver dog noget højere, $s=0.0740$.

Figur 5. Estimation af $fMz2$ 

Importen af kemikalier, SITC 5

Denne gruppe er, som SITC 2, præget af en kraftig vækst i markedsandelen og et tilsvarende fald i den relative pris i begyndelsen af 1960'erne, jf. figur 2. Væksttendensen er her fortsat gennem hele perioden, idet der dog anes en dæmpning siden ca. 1985.

"Rå" Granger-Engle giver en rekordhøj langsigtet priselasticitet på ca -2 (som næsten kan aflæses af figur 2). Der er dog problemer med stationariteten af restleddene fra trin 1 ($DW=0.47$). Etrins-estimationen giver et tilsvarende resultat, og fejlkorrigeringsleddet bliver her faktisk signifikant, omend meget lille, -0.14 . Det rimeligste er nok at inddrage en trend. Desværre stjæler trenderne fra priselasticiteten, så den falder til godt $-0,5$. Dette resultat er ret robust, og ændringsrelationen giver den samme elasticitet på ca. $-0,5$.

For den logistiske trends vedkommende peger *grid-search* på en vendetangent før estimationsperiodens start, og t_0 er derfor sat til 1960. Således sat har den logistiske og den eksponentielle trend næsten identiske egenskaber, og de to estimationsligninger er næsten ikke til at skelne fra hinanden.

Følgende ligning foreslås:

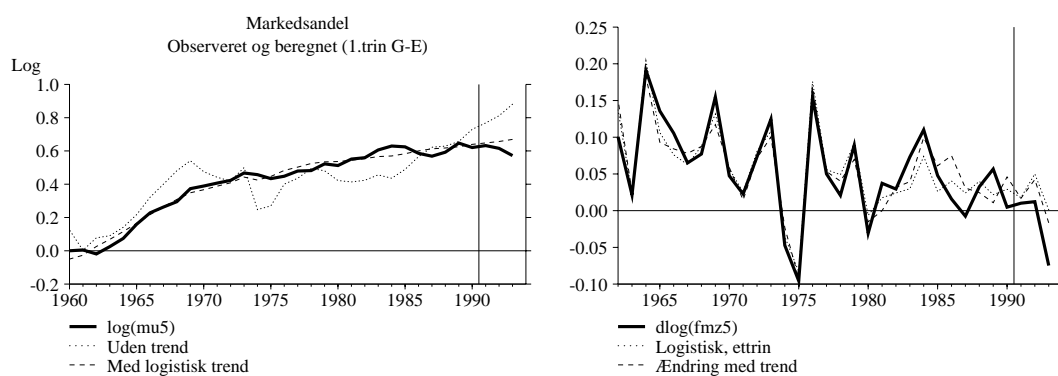
Tabel 5. Ikke-lineær estimation af $D\log(fmz5)$

Variabel	Navn	Koefficient	Spredning
Import af kemikalier	$D\log(fmz5)$		
Efterspørgsel	$D\log(fam5)$	1.0931	0.11156
Relativ pris	$D\log(pxm5)$	-0.0699	0.1568
Tilpasning		-0.5642	0.1560
Relativ pris	$\log(pxm5)_{-1}$	-0.4927	0.1966
Logistisk trend		1.1568	0.1247
α		-0.1568	0.0206
t_0		1960	•
Konstant		-0.3186	0.1273

Anm. $n=1961-90$ $s=0.0248$ $R^2=0.88746$ $DW=1.69$ $LM_1=2.7$

Vendetangentåret er valgt til 1960. Da der er estimeret ikke-lineært, er koefficienterne til pris og trend er angivet som langsigtsparametre (de skal altså ikke divideres med tilpasningsparameteren). DW er kun angivet som indikator.

Ændringsrelationen uden trend giver en priselastisitet på, -0.74 , men en DW helt nede på 1.15 og en residuals-spredning på 0.031. Inddrages en trend her, falder priselastisiteten til -0.43 og residuals-spredningen til 0.0288, altså stadig noget større end i fejlkorrektionsmodellen.

Figur 6. Estimation af $fmz5$ 

Importen af metalvarer, SITC 6m

Denne gruppe er den eneste, der ikke viser strukturel vækst i importens markedsandel, jf. figur 2. Et løjerligt boom i 1982 har vist noget med Nordsøen at gøre (det er i hvert fald leverancen $fM6mIb$, der er tale om). Den eneste periode, hvor der kan spores en prisfølsomhed, er desværre efter estimations-periodens udløb.

Ingen estimationer har givet negativ priselasticitet for denne gruppe, der da også har været "input-output bestemt" i alle hidtidige versioner af ADAM.

Denne gruppe må fortsat være "input-output bestemt". Eneste alternativ vil være en ændringsrelation med priselasticiteten bundet til 0, men dynamikken i efterspørgslen er heller ikke signifikant for denne gruppe. Der synes ikke engang at være plads til trend i denne relation.

Importen af andre halvfabrikata, SITC 6q

Denne gruppe viser også den velkendte stigning i markedsandelen i begyndelsen af 1960'erne. Herefter har markedsandelen været omtrent konstant, mens den relative pris har været svagt faldende. Årene fra ca. 1986 og frem er lidt problematiske, fordi den relative pris falder (antagelig på grund af dollarfaldet), samtidig med at importen *ikke* stiger.

En "rå" Granger-Engle estimation giver en priselasticitet på ca. -1 og nogle grimme stationaritetstest ($DW=0.17$). Trends kan imidlertid med inddrages, uden at det går ud over priselasticiteten – i Granger-Engle tilfældet øges den numeriske værdi af priselasticiteten endda til -1.80 . *Grid-search* over året for vendetangenten i en logistisk trend giver 1962 som globalt minimum, men der er også et minimum efter estimationsperiodens udløb. Hvis 1962 vælges, er det umuligt at estimere negative priselasticiteter, og derfor er det lidt skummelt valgt at tage udgangspunkt i $t_0=1986$. Med dette valg får trenden dog negativt fortegn, idet den netop fanger det omtalte misforhold mellem udviklingen i relativ pris og markedsandel fra 1986 og frem.⁵ Givet alt dette går estimationen hjem i ét hug, selv om den langsigtede priselasticitet ikke bliver voldsomt signifikant. Man kunne måske også ønske sig en lidt større og mere signifikant tilpasningskoefficient, jf. tabel 6.

Som nævnt bliver priselasticiteten større, hvis der benyttes Granger-Engle estimation, men til gengæld bliver DW temmelig meget lavere, fordi relationen skyder for højt i de sidste år af estimationsperioden.

⁵Det samme misforhold fanges stort set lige så godt af en dummy, der er 1 fra og med 1986, og som estimeres til et give et fald i "ligevægtsimportkvoten" på godt 30 pct. mellem 1985 og 1986. Fremskrivningsegenskaberne ved denne ligning er dog næsten de samme, som for ligningen med logistisk trend, idet uligevægten i 1993 vil trække importen med med 1-2 pct. om året i mange år frem.

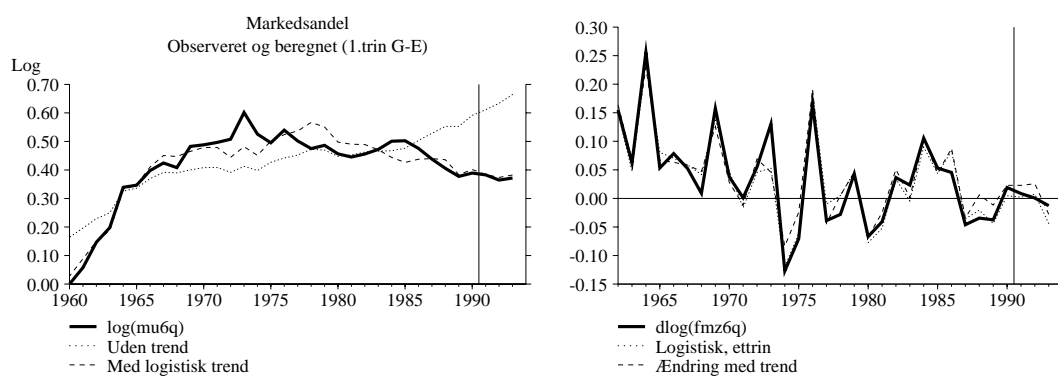
Tabel 6. Ikke-lineær estimation af $D\log(fMz6q)$

Variabel	Navn	Koefficient	Spredning
Import af andre halvfabrikata	$D\log(fMz6q)$		
Efterspørgsel	$D\log(fam6q)$	1.5163	0.1284
Relativ pris	$D\log(pxm6q)$	-0.6511	0.3060
Tilpasning		-0.2081	0.1009
Relativ pris	$\log(pxm6q)_{-1}$	-1.1810	0.5047
Logistisk trend		-0.5428	0.2017
α		-0.3165	0.1677
t_0		1986	•
Konstant		0.5237	0.0717

Anm. n=1961-90 s=0.0260 R²=0.9228 DW=1.70 LM₁=1.70

Da der er estimeret ikke-lineært, er koefficienterne til pris og trend er angivet som langsigtsparmetre (de skal altså ikke divideres med tilpasningsparameteren). DW er kun angivet som indikator.

Ændringsrelationen uden trends giver en priselasticitet på -0.97, men en DW helt nede på 1.0, og en temmelig meget højere residualspredding på 0.038. Tilføjes trenden her, falder priselasticiteten til -0.2.

Figur 7. Estimation af $fMz6q$ 

Importen af maskiner, SITC 7q

Denne gruppe er præget af stabil vækst i markedsandelen, dog med en "boble" i årene omkring 1970. Den relative pris har været svagt og jævnt faldende siden midten af 1970'erne. Særtolden i 1972 gav et gevaldigt hop i prisen og et tilsvarende fald i markedsandelen. Dette hop vil givetvis dominere alle

estimerer for kortsigtede priselasticiteter.⁶ Der er ikke meget andet end trenden at have den langsigtede priselasticitet i.

En "rå" Granger-Engle estimation giver en høj priselasticitet, ca. $-1,6$, men der er problemer med stationariteten af residualerne fra 1. trin ($DW=0.11$). I ettrins-estimation bliver fejlkorrektionsleddet også lille, men dog signifikant, og priselasticiteten falder til knap -0.5 . Priselasticiteten stiger en smule, når trends inddrages.

Den ikke-lineære estimation går hjem i ét hug. Dog estimeres koefficienten til fejlkorrektionsleddet til -1.04 , hvilket er ufortolkeligt. Den må derfor bindes til 1, således at der bliver tale om noget så usædvanligt som en en "født" niveaurelation. Dynamikken i efterspørgsel og relativ pris bliver desuden helt insignifikant og kan lige så godt undertrykkes. Dette giver:

Tabel 7. Ikke-lineær estimation af $D\log(fMz7q)$

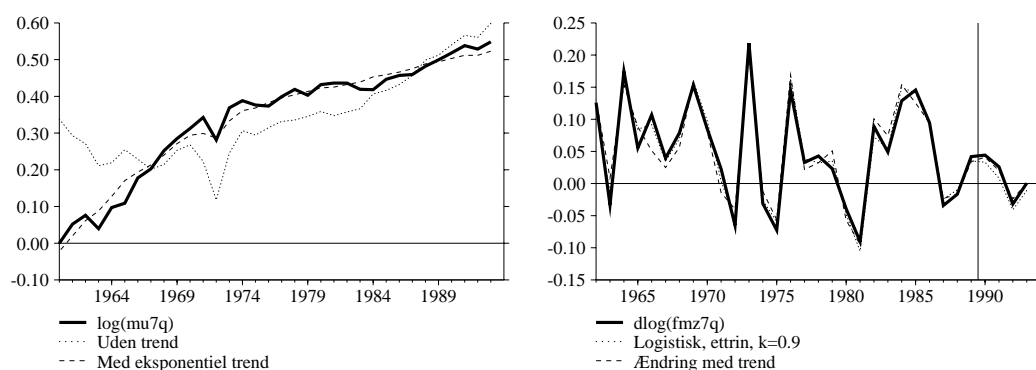
Variabel/parameter	Navn	Koefficient	Spredning
Import af maskiner	$\log(fMz7q) - \log(fAm7q)$		
Relativ pris	$\log(pxm7q)_{-1}$	-0.5645	0.0484
Logistisk trend		0.3539	0.0224
α		-0.5023	0.0650
t_0		1966.38	0.3215
Konstant		0.0725	0.0210

Anm. $n=1961-90$ $s=0.0144$ $R^2=0.9720$ $DW=2.20$ $LM_1=0.52$

Denne importgruppe er den eneste, hvor der ikke estimeres en kortsigtet efterspørgselselasticitet på over 1 – i den frie estimation bliver kortsigtselasticiteten 0.95 . Der synes desværre at være en lille tendens til, at relationen rammer for lavt i årene efter estimationsperioden. Dette lille tegn på ustabilitet i relationen understøttes af, at koefficienten til fejlkorrektionsleddet falder til knap 0.9 , hvis der kun estimeres over perioden 1970-90. En anden mulighed er derfor at binde denne tilpasningskoefficient til 0.9 i stedet for 1.

Ændringsrelationen uden trend giver en priselasticitet på -0.55 , en noget højere residualspreddning på 0.0255 og en DW på 1.58 . Tilføjes trenden her, øges priselasticiteten lidt til -0.57 , s falder til 0.0230 og DW øges til 2.48 . Altså en af de få "fine ændringsligninger", der ikke giver en lavere priselasticitet end den tilsvarende relation uden trend.

⁶Muligvis i retning af for stor elasticitet. Særtolden var jo annonceret midlertidig.

Figur 8. Estimation af $fMz7q$ **Importen af forbrugsvarer, SITC 8**

Denne gruppe har haft en voldsom vækst i importmarkedsandelen, ca. dobbelt så stor som for de øvrige varegrupper. Som snart sædvanligt er den relative importpris svagt og jævnt faldende, især fra midt i 1970'erne. Også i denne varegruppe er særtolden i 1972 nok det største kortsigtssving i både pris og markedsandel.

"Rå" Granger-Engle estimation giver en voldsom priselastisitet på ca. -5 . Men også her er der problemer med stationariteten ($DW=0.30$), og introduktionen af trends sænker priselastisiteten til ca -1.5 , hvilket dog stadig er noget af det højeste endnu set.

Grid search over året for vendetangenten peger på år før estimationsperiodens start. Vælges 1960 fås følgende estimation:

Tabel 8. Ikke-lineær estimation af $Dlog(fMz8)$

Variabel/parameter	Navn	Koefficient	Spredning
Import af forbrugsvarer	$Dlog(fMz8)$		
Efterspørgsel	$Dlog(fam8)$	1.1283	0.1460
Relativ pris	$Dlog(pxm8)$	-1.3660	0.1808
Tilpasning		-0.4508	0.1398
Relativ pris	$log(pxm8)_{-1}$	-1.6174	0.4915
Logistisk trend		1.5728	0.2976
α		-0.1757	0.0288
t_0		1960	•
Konstant		-0.0791	0.1585

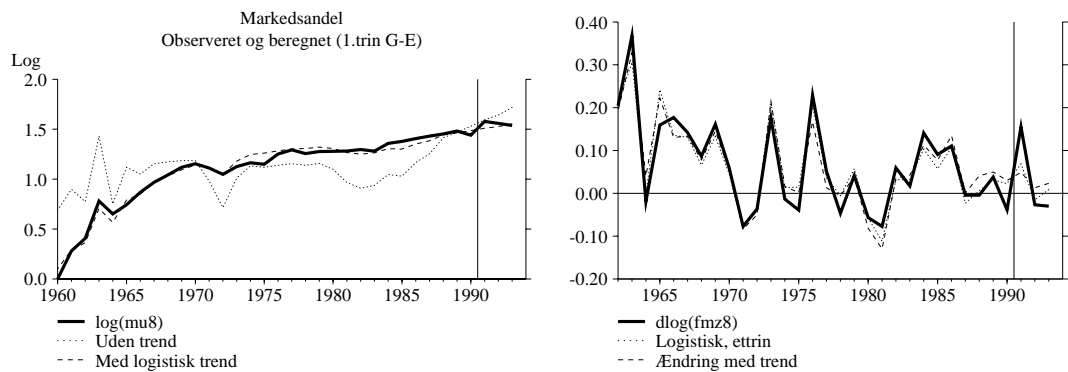
Anm. $n=1961-90$ $s=0.0369$ $R^2=0.9246$ $DW=1.83$ $LM_1=0.88$

Da der er estimeret ikke-lineært, er koefficienterne til pris og trend er angivet som langsigtsparemetre (de skal altså ikke divideres med tilpasningsparameteren). DW er kun angivet som indikator.

Priselastisiteten bliver pæn, men en smule lavere end i ADAM, oktober 1991.

En ændringsrelation uden konstantled giver en noget lavere efterspørgselselastisitet og en høj priselastisitet på -2.21 , men en residualspreddning på 0.0568 og en DW på 0.75 . Tilføjes trends her falder priselastisiteten lidt til -2.01 (hvilket dog stadig er højt), residualspreddningen falder til 0.0379 , og DW stiger til 1.72 . Også her må den *fine ændringsrelation* altså siges at være brugbar.

Figur 9. Estimation af $fMz8$



Konklusion

Den mest fundamentale egenskab, der ønskes estimeret i ligningerne, er importens priselastisitet. Efterspørgselselastisiteten er jo på langt sigt bundet til én. Nedenstående tabel viser på oversigtsform, hvilke priselastisiteter de tre strategier resulterer i.

Tabel 9. Estimerede priselastisiteter for de tre strategier

Importgruppe	Strategi					
	Nuværende, reestimeret		"Fine" ændringsrelationer		Fejlkorrigeringsrelationer	
	γ_L	s	γ_L	s	γ_L	s
$fMz0$	–	–	–	–	–0.49	0.0327
$fMz1$	–0.82	0.0714	–0.82	0.0714	–0.72	0.0557
$fMz2$	–0.48	0.0740	–0.48	0.0740	–0.73	0.0635
$fMz5$	–0.74	0.0312	–0.43	0.0288	–0.49	0.0248
$fMz6m$	–	–	–	–	–	–
$fMz6q$	–.92	0.0369	–0.21	0.0287	–1.18	0.0262
$fMz7q$	–0.55	0.0255	–0.57	0.0230	–0.56	0.0150
$fMz8$	–2.21	0.0568	–2.01	0.0379	–1.62	0.0369
Gennemsnit	–0.76	–	–0.60	–	–0.79	–

Anm. Det tilsvarende gennemsnit for ligningerne i ADAM, oktober 1991 er -0.72 .

Alt i alt mener jeg, at fejlkorrektionsmodellerne generelt må foretrækkes – hvis vi da ikke vil blande ligningstyperne.

Tilbage står, om bidraget til importvæksten fra de estimerede trends kan accepteres. Bidragene fremgår af tabel 10

Tabel 10. Trendernes bidrag til importvæksten

Importgruppe	Trendens bidrag til importvæksten, pct.	
	1990	1995
<i>fMz0</i>	2.2	1.1
<i>fMz1</i>	-	-
<i>fMz2</i>	-1.7	-1.6
<i>fMz5</i>	0.2	0.1
<i>fMz6q</i>	-3.4	-2.1
<i>fMz7q</i>	0.0	0.0
<i>fMz8</i>	0.2	0.1
Gennemsnit	0.3	0.1