

## Heterogenitet og eksport relationer

### Resumé:

*Vi estimerer en fejl korrektions model på eksport data, hvor vi anvender både tværsnits- og tidsvariation. I dette papir vil vi lægge vægt på heterogenitet dvs. om parametre kan antages at være konstante over lande. Udgangspunktet er de nuværende ligninger fra modellen. Et muligt efterfølgende papir vil se på seriernes tidsrække egenskaber. Vi viser at brugen af pooled estimatorer er u hensigtsmæssigt i dynamiske panel data modeller, når der er heterogenitet i hældningskoefficienter. Dette er ikke åbenlyst, idet estimering af statiske modeller ikke giver problemer, så længe vi er interesseret i gennemsnitseffekten. Papiret er i høj grad deskriptivt og en endelig implementering af nye eksport relationer må vente på sig.*

---

MAJ

Nøgleord: Udenrigshandel, heterogenitet, random effekt

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

## 1. Introduktion

Baggrund (ekport meget vigtig efterspørgsles komponent i ADAM modellen. Vigtig crowding out effekt. Højere priser betyder

Lille åben økonomi forventes det ofte at priselasticiteten er uendelig. Det skyldes at et lille land ikke har markedskraft til at opretholde en højere pris end konkurrenterne. I en model med lande specifik efterspørgsel

Elasticiteter i ADAM er langt fra høje. I dette papir forsøger vi at bestemme om det kan være estimations teknikken som er årsag til at elasticiteterne er så lave.

I praksis har det vist sig nødvendigt at hæve elasticiteterne; men med den uheldige bivirkning at tilpasningen til ligevægt er blevet meget langsom.

Vi begrænser os til sitc 6, som består af bearbejdede varer. Gruppen er relativ stor og dermed vigtig i efterspørgslen. Vi har foretaget præliminære estimationer med andre grupper, som viser samme kvalitative resultater som for sitc 6.

## 2. Model

I dette afsnit vil vi først se hvordan eksporten bestemmes på længere sigt. Derefter vil vi gennemgå data i detalje og forsøge at beskrive langsigtssammenhængen ud fra tværnsitsvariationen i data.

Først skal den økonomiske model som ligger til grund for det empiriske diskuteres. Dette er i vid udstrækning allerede gjort i tidligere modelpapirer (se JAO og LBT) og derfor begrænser vi os til Armington modellen (henvisning). Vi relaterer endvidere modellen til gravitationsmodellen (henvisning), som de seneste år har været meget nyttig i specifikation af empiriske eskort modeller.

Det kendetegnene for Armington er at produkter er differentieret med hensyn til oprindelsesland. Dvs. der er forskel på en fransk og en tysk bil og forbrugeren har præferencer over disse.

Vi antager at der eksisterer en enkel repræsentativ forbruger. Endvidere er der to trins budgetering. Hvis vi starter med det andet trin, har forbrugeren valget mellem variationer af et produkt, som er differentieret ved oprindelsesland givet et budget for dette produkt. I første trin allokeres budgetet mellem produkter. Hvis priser mellem produkter ikke skal øve indflydelse på andet trin er det ret strikse forudsætninger, som skal være opfyldt for at forbrugeren har præferencer i overensstemmelse med to trins budgetering (se Deaton og Muellbauer (1980), kap. 5).

Vi antager at første trin kan lade sig gøre og definerer undernyttfunktionen for produkt  $j$  som,

$$U_j^i = \left( \sum_{k=1}^N \beta_{jk}^{\gamma_j} [c_{jk}^i]^{1-\gamma_j} \right)^{\frac{1}{1-\gamma_j}}, 0 < \gamma_j < 1$$

hvor  $U$  er undernyttfunktion,  $i$  er forbrugers hjemland,  $j$  er varegruppen,  $k$  er varens oprindelsesland,  $N$  er antal lande,  $c$  er forbrug i land  $i$  af vare  $j$  fra land  $k$ ,  $\beta$  er en fordelingsparameter, og  $\gamma$  er (den inverse) substitutionsparameter (bemærk at præferencer er identisk over lande).

Som følge af to trins budgetering kan budgetrestriktionen for vare  $j$  opskrives som følger:

$$\sum_{k=1}^N p_{jk}^i c_{jk}^i = E_j^i$$

Hvor  $p$  er prisindeks for SITC gruppen  $j$  fra land  $k$ , og  $E$  er udgifter på produkt  $j$  i land  $i$ . Det er nu en form sag at udlede efterspørgslen i land  $i$  for vare  $j$  fra land  $k$ , givet budgetet. Denne er givet ved

$$c_{jk}^i = \beta_{jk} \frac{E_j^i}{P_j^i} \left[ \frac{p_{jk}^i}{P_j^i} \right]^{\frac{1}{\gamma_j}}$$

hvor vi har anvendt det velkendte CES pris aggregat:

$$P_j^i = \left[ \sum_{k=1}^N \beta_{jk} (p_{jk}^i)^{\frac{-1}{\gamma_j} + 1} \right]^{\frac{\gamma_j}{1-\gamma_j}}$$

Bemærk at denne pris er den samme for alle lande, idet præferencer er antaget at være ens. Importen af vare  $j$  fra land  $k$  afhænger således af den samlede efterspørgsel og den relative pris. CES funktionen giver at en stigning i efterspørgslen på 1 procent vil føre til en stigning i importen på 1 procent.

Selvom vi har beskrevet importen ved hjælp af ovenstående kan vi blot se på relationen fra eksportøren og dermed konstatere at følgende variable skal indgå i beskrivelsen af eksport fra  $k$  til  $i$  af produkt  $j$ : Vi har brug for efterspørgslen i importlandet, en eksportpris (cif), og endelig et CES prisindeks, som sammenvejer prisen af alle konkurrenternes priser, inkl. eksportøren og importøren.

Det er ikke meningen at vi vil fyre mere teori af her; men kun bemærke at man sagtens kan komme frem til gravitationsmodellen gennem ovenstående relation. Hvis vi følger Deardorff (1998) antager vi blot at produktionsomkostninger er ens for alle konkurrenter, samt fravær af transportomkostninger, tariffer og andre barrierer mellem lande, så følger det at priserne er ens og både CES prisindekset og priserne falder ud (kan alle

normaliseres til 1). Dernæst antager vi at fordelingsparameteren er proportional med landenes andel af verdensmarkedsproduktionen af

Hjemmemarkeds effekt????

Vi vil imidlertid ikke elaborere mere på denne ligning; men henvise til litteraturen for yderligere kommentarer. Nyere empiriske implementeringer af Armington kan findes i Hui og Trefler (2003); mens gravitationsligningen udledt med baggrund i monopolistisk konkurrence modeller findes i Andersson og Wincoop (2003).

### 3. Data

I dette afsnit vil vi sætte data på eksportrelationen udledt ovenfor. Langsigts sammenhængen er givet ved,

$$\log fe_{it} = \log fee_{it} + \delta \log \frac{Pe_t}{Pee_{it}}$$

hvor  $fe$  er eksporten i faste priser,  $fee$  er efterspørgslen i faste priser,  $pe$  er eksport prisen (cif), og  $Pee$  er CES prisindekset. I det følgende beskriver vi kort data og hvilke krumspring der er nødvendige for at måle disse variable (se evt. JAO for samme behandling). Vi kan også inkludere et konstantled, som udtryk for fordelingsparameteren (andre forklaringer).

Den afhængige variabel er opdelt på sitc grupper i nationalregnskabet men aggregeret over lande.<sup>1</sup> Dette er meget ønskværdigt at anvende nationalregnskabstal, idet ADAM altid efterstræber at ramme disse. Desværre kan vi ikke få disse tal opdelt på lande, derfor beregner vi lande specifikt eksport vha. udenrigshandelstal, som ligeledes er opdelt på sitc grupper og derudover også på lande. I den forbindelse skal nævnes at vi har koncentreret os om de 22 væsentligste eksportlande.<sup>2</sup>

Efterspørgslen,  $fee$ , volder visse problemer. Vi kender fra OECDs databank den samlede import volume for de 22 lande. Desværre kender vi ikke efterspørgslen af egen produktion eller reeksporten for den sags skyld. Endvidere er OECD outlook data ikke på SITC grupper; men derimod er de opgivet på forarbejde varer og ikke forarbejde varer, samt service<sup>3</sup> Det er derfor al mulig grund til at være skeptisk, når vi anvender denne variabel, som udtryk for efterspørgslen. Endvidere er tallene fra outlook opgjort i lokale valutaer og vi konvergerer derfor alle importmængderne til danske kroner.

Eksportprisen, som skal være opgjort cif, er fra nationalregnskabet. Den varierer ikke over lande og er også eksklusiv fragt, forsikring og afgifter mm

<sup>1</sup> I mange tilfælde nedjusterer vi eksporten, fordi en del er blot import, som sendes videre (reeksport).

<sup>2</sup> De er Australien, Østrig, Belgien, .....

<sup>3</sup> Dette er pr. 1. januar 2004. Tidligere var der yderligere en gruppe; men fra 2004 er det ikke længere muligt at skelne mellem forarbejdede og ikke-forarbejdede varer.

(cif). I fremtidigt arbejde ville det være ønskværdigt at inkludere disse omkostninger. Endvidere er den et indeks.

Konkurrentprisen, som er importprisindekset fra OECDs economic outlook, kan kritiseres på samme punkter som efterspørgsleskomponenten. Endvidere er den en approksimation til CES prisindekset, hvilket dog ofte har vist sig at gå godt.

Til sidst må vi melde ud omkring anvendelsen af prisindeks. Af teorien er det de absolutte priser som indgår; men i data anvendes prisindeks. Normalt vælger vi blot numeraire (den teoretiske model vil vælge en enkel pris til dette). Desværre har hvert land egen numeraire her. Heldigvis kan vi redde os ud med et landespecifikt konstantled. Det ses let af følgende beregning,

$$\log \frac{Pe_{it} Pe_i^*}{Pee_{it} Pee_i^*} = \log \frac{Pe_{it}}{Pee_{it}} + \log \frac{Pe_i^*}{Pee_i^*}$$

hvor vi har inflateret prisindekset med basisårs prisniveauet  $P^*$  og som det ses er der ingen tidsvariation i denne og den suges blot op i konstantleddet. Men bemærk at i paneldata vil konstantleddet være landespecifikt.

Data er altså et sammensurium af kilder og ikke helt perfekt med hensyn til definitioner.

Lad os nu efterlade diskussionen om data og tage et kig på dem. Dette gør vi ud fra den empiriske model. Langsigts relationen, som udledt i afsnit 2 og gengivet i begyndelsen af dette afsnit, udvides nu med noget kortsigts dynamik. Vi forestiller os at ligevægten aldrig rigtig er nået, men at der hele tiden er korrektion i retning af ligvægt. Dvs. vi opstiller modellen på fejlkorrektionsform,

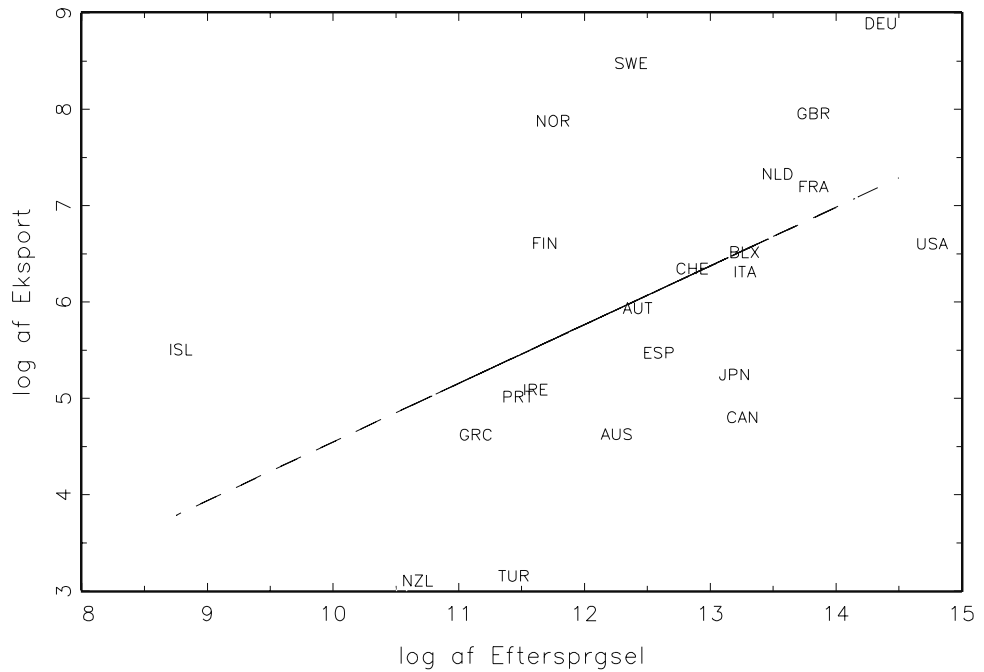
$$\Delta \log fe_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta \log fee_{it} + \beta_2 \Delta \log \frac{Pe_{it}}{Pee_{it}} - \mu \left( \log \frac{fe_{i(t-1)}}{fee_{i(t-1)}} - \gamma \log \frac{Pe_{i(t-1)}}{Pee_{i(t-1)}} \right) + \varepsilon_{it}$$

En gammel læresætning (Pesaran et al (1996)) siger at hvis vi tager gennemsnittet over tid af variablene får vi langsigts sammenhængen givet i tværnsnitsdataene. (dekomponer evt. konstantleddet i langsigts og kortsigts komponenter).

Figur 1 viser sammenhængen mellem import (markedsudtrykket) og eksport. På lang sigt forventer vi at denne sammenhæng har en hældning på omkring 1. I konstruktion af importen opgøres den i OECD databasen i egen valuta, hvilket vi omvender til danske kroner ved først at omregne til dollars og herefter til kroner. Årsagen til dette - skønt import er et volume udtryk - er at importen er aggregeret fra mindre enheder netop med et prisindeks.

GAUSS Thu Jan 08 12:02:43 2004

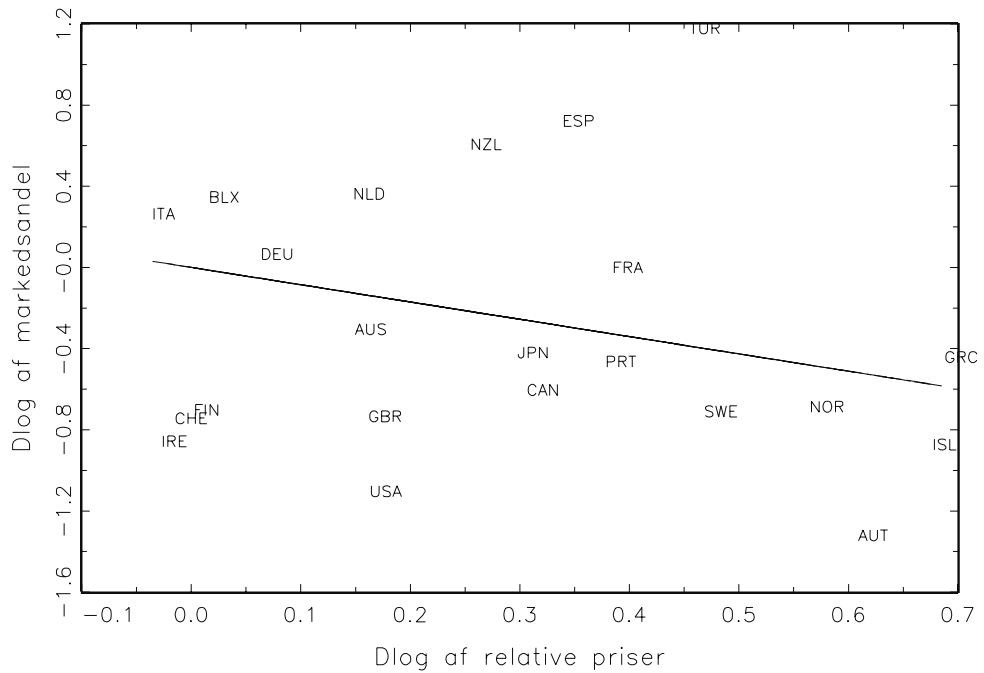
figur 1: Langsigts sammenhng mellem eksport og eftersprgsel



Det ses af figuren at specielt Island kan have en stærk indflydelse på langsigts sammenhængen. Hældningen på grafen er på 0.61 (udeladelse af Island giver en hældning på omkring 0.87 og ikke significant forskellig fra 1).

GAUSS Thu Jan 08 12:12:54 2004

figur 2: Langsigts sammenhng mellem eksport og relative priser



Vi vil også gerne vise hvordan pris og eksport hænger sammen men desværre har problemet beskrevet ovenfor med numerairerne gjort at dette ikke er muligt direkte. Derimod kan vi se på den tilsvarende sammenhæng i differenser,

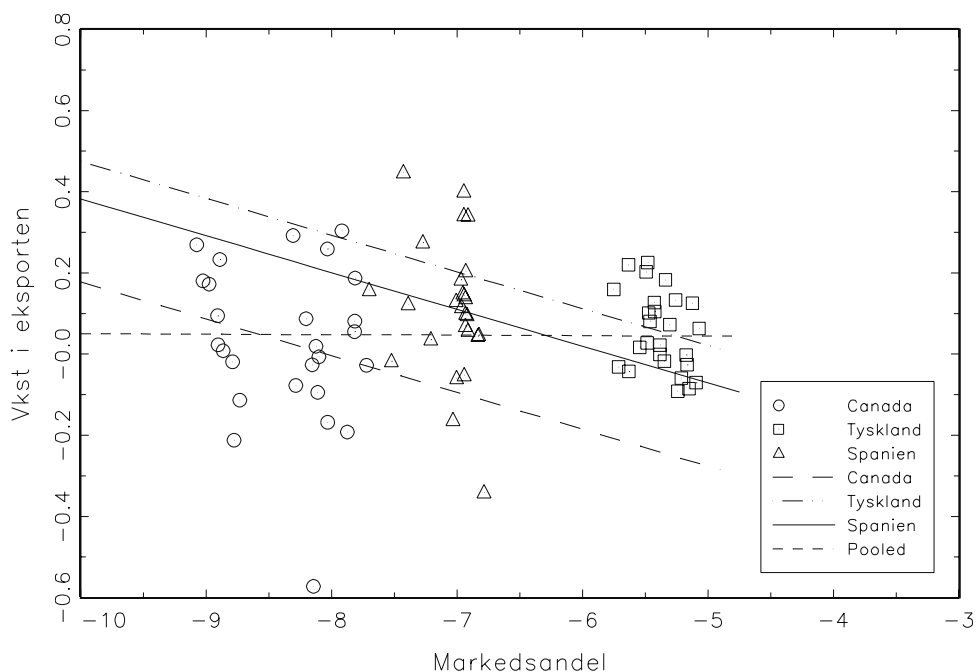
hvilket kan ses i figur 2. Vi har her afbillediget ændringen i de relative priser mellem 1999 og 1977 og ændringen i markedsandelen<sup>4</sup> mellem 1999 og 1977. Vi ser at konkurrenceevnen (målt ved relative priser) har været forringet i denne periode; og at det har ført til forringelse af markedsandele. Hældningen på den i figur 2 estimerede linie er på omkring  $-0.85$ .

Fortolkningen kan dog være ganske farlig. Målefejl i eksportprisen eller konkurrentprisen, som jo har været anvendt til at deflatere eksporten (efterspørgslen) med kan give anledning til komplekse sammenhænge. Se evt. Brøchner (1999) for forskellige bias udtryk. Igen vil fremtidigt arbejde forsøge at få målt priserne mere korrekt og dermed minimere denne type af fejl.

Før vi afslutter dette afsnit vil vi også forsøge at beskrive modellens kortsigts dynamik. Som ovenfor vil denne beskrivelse basere sig på homogene parameter estimater. Lad os se hvordan markedsandele påvirker væksten i eksporten. Denne sammenhæng er med til at karakterisere tilpasningsparameteren,  $\mu$ . Pga. fortegnskonventionen fra fejlkorrektions-ligningen vil et stort  $\mu$  betyde hurtig tilpasning og et  $\mu$  på omkring 0 ingen tilpasning overhovedet til en langsigtsligevægt. I figur 3 ses 3 lande afbillediget. Med mindst markedsandel er det Canada, derefter Spanien og endelig Tyskland. Som det ses af figuren er markedsandelene meget konstante. Endvidere ser vi at væksten i eksporten er mere eller mindre uafhængig af markedsandelen. Tillader vi derimod et landespecifikt konstantled, så vil der pludselig være konvergens. Vi finder altså at der er heterogenitet i eksportens vækstrate. Dette er endvidere stærkt korreleret med markedsandele, således at store markedsandele er ensbetydende med stor vækst.

GAUSS Thu Jan 08 17:51:27 2004

Figur 3: Eksport vkst og markedsandele



<sup>4</sup> Vi har ikke direkte eksporten her, fordi den fælles trend i efterspørgslen og eksporten ville fuldstændig ødelægge billedet af sammenhængen mellem relative priser og eksport.

Konklusionen på dette afsnit er at modellen, som vi opstiller for det lange sigt, er yderst brugbar. Men givet definitionen af priserne og den heterogene vækst i eksporten er det yderst vigtigt at kontrollere for heterogenitet i konstantleddet. Derfor vil vores grundmodel være en med heterogenitet i konstantleddet og homogenitet i hældningskoefficienterne. Hvorvidt det er vigtigt også at korrigere for heterogenitet i hældningskoefficienterne vender vi os nu imod. Specielt med henblik på at undersøge robusthed af de små eksportpriselasticiteter.

#### 4. Dynamiske paneldata

Inden vi for alvor går i gang med at se på dynamiske panel data og heterogenitet vil vi pointere at vi kun er interesserede i gennemsnitseffekter af parametrene. Når det så er væsentligt at inkludere heterogenitet skyldes det at det – modsat den statiske model – har indflydelse på gennemsnitsparametrene.

Der findes en enorm litteratur om dynamiske paneldata og heterogenitet i konstantleddet. Vi dækker ikke denne litteratur; men henviser til Arellano (2003), som for stor T (mange perioder) angiver at statiske estimatorer (within) er unbiased. Eller at unbiased kan opnås ved at bruge første differenser og anvende den afhængige variabel med to perioder som instrument.<sup>5</sup>

Grundmodellen kan imidlertid specifere både som en model med faste (fixed) effekter eller med tilfældige (random) effekter. Med hensyn til apriori præferencer for disse hælder vi mest til random effekt udgaven, idet vi er interesserede i gennemsnitseffekter. I tilfældet med fixed effekt udgaven er

Som mange er bekymrede for at bias i parameter estimator opstår hvis heterogenitet i konstantleddet ignoreres kan den selv samme bekymring overføres til modeller med heterogenitet i konstantleddet og homogene hældningskoefficienter, hvis alternativet inkluderer heterogenitet i hældningskoefficienter. Ifølge Pesaran et al. (1996) vil tilpasningsparameteren være biased mod 0 (under positiv korrelation i forklarende variable), og tilsvarende for de øvrige parametre i modellen (I appendiks A er gengivet argumentet). Endvidere vil fejlleddene være ekstremt vanskelige at modellere og traditionelle instrumentvariabel metoder, hvor laggede endogene og eksogene variable generelt være ubrugelige.

Løsningen fra Pesaran et al. (1996) er at estimere fejlkorrigeringsmodellen separat for hvert land og tage gennemsnittet af parameter estimator som gennemsnitseffekter. Det er klart at hver regression er konsistent (for stor T) og endvidere vil metoden være ækvivalent med Baysianske 'skrumpe' estimatorer.

En anden estimator er random koefficient modellen, som kan tage forskellige former afhængig af hvordan stokastik indbygges i koefficienterne. Vi følger Swamy (se Hsiao (1996)), og specificerer stokastikken på følgende måde,

---

<sup>5</sup> I tilfældet med persistente data (som her) er denne måde ikke særlig god (Bond, Hoeffler og Temple (2001)); men en bedre estimator kan måske opnås ved at udnytte initial betingelser.



Estimationen kræver kendskab til delta og sigma<sub>i</sub>, hvilket vi klarer med individueller OLS regressioner. Metoden er desværre kendt for ikke at være særlig god.

I stedet vender vi os mod skrumpe (shrinkage) estimatorer, som har fundet større succes<sup>6</sup> om end den ikke er entydig (Baltagi og Griffin (1997)). Metoden ligger sig et sted mellem MGE og Swamy, idet den skrumper de individuelle parameter estimator ind mod gennemsnittet af dem. Den er endvidere særdeles simpel at gennemføre, hvis modal estimatorne for delta og sigma<sub>i</sub> anvendes i stedet for den forventede værdi (Lindley og Smith (1972))<sup>7</sup>.

Swamy og skrumpe estimatorerne er ikke konsistente estimatorer i den dynamiske model; men simulations resultater fra Maddala og Hu (1997) viser at de godt kan bruges under samme argument som tidligere nemlig at T er stor.

Inden vi går til at estimere modellen med de forskellige metoder skal vi kort omtale et specifikationstest, som vi finder interessant. Det vil være naturligt at teste for parameter homogenitet. Enkelt kan det gøres ved et F-test (Baltagi (1995)). Den restrikerede model er fixed effekt modellen, mens den urestrikerede model er de individuelle OLS. Test størrelsen er,

$$F = \frac{(e'e - e^*e^*) / (N-1)(K-1)}{e^*e^* / N(T-K)}$$

hvor N er antal lande, K er antal parametre inklusiv et konstant led og T er antal perioder. Endelig er e residual vektoren for en restrikeret estimation og e\* for en urestrikeret (se Baltagi (1995) pp 48, hvor vores restrikerede model dog er fixed effekt modellen fremfor Baltagis med homogenitet i konstantleddet). Denne størrelse er F((N-1)K),N(T-K)) fordelt.

Et andet test, som bør gennemføres, er for restriktionen at efterspørgselselasticiteten er én på langsiget.

Vi kan konkludere at der er en række estimatorer i spil for panel data og et af formålene er at teste vores model og se hvor sensitiv den er overfor forskellige antagelser. De fleste estimatorer giver bias i dynamiske paneldata; men for stor T er denne bias lille. I dette studie er T 26 og dermed meget større end traditionelle mikropaneler, som typisk har under 10 perioder.

## 5. Resultater

I dette afsnit skal vi have estimeret modellen med de forskellige metoder. Først laver vi et lille studie af grundmodellen med et par forskellige estimationsteknikker. Dernæst skal vi se på de heterogene estimatorer.

<sup>6</sup> Maddala og Hu (1996), Hsiao, Pesaran og Tachmisoğlu (2001).

<sup>7</sup> I de seneste år er skrumpe estimatorerne kommet på tapet igen. Det skyldes at markov chain monte carlo teknikker er under stærk udvikling med den forøgede computer kapacitet. Denne metode er nødvendig for at simulere de forventede størrelser af delta og sigma<sub>i</sub>, som ikke har en analytisk løsning.

Lad os begynde med random og fixed effekt modellerne. Disse kan ses estimeret i tabel 1. Som allerede nævnt er der muligvis bias i disse resultater. Derfor har vi estimeret modellerne med instrumentvariable<sup>8</sup> for fixed effekt og med maximum likelihood for random effekt modellen hvor vi explicit tager højde for initial betingelserne. Mens fixed effekt og instrument variabel metoden er næsten identisk, er maximum likelihood meget forskellig fra de andre. Det var da også forventeligt med den stærke korrelation mellem markedsandele og lande specifikke vækstrater. I nederste række har vi angivet et test for at homogenitet er opfyldt for relationen på lang sigt. Denne kan ses at være opfyldt uden problemer for fixed effekt estimatoren. I random effekt modellen er den klart afvist, mens instrument variabel modellen er meget ustabil mht diverse restriktioner og desværre også mht.. til dette test.

<b>Tabel 1. Homogene estimatorer</b>				
	Fixed effekt	Random effekt ML incl. initial betingelse	Fixed effekt med instrument	
Kortsigtet efterspørgsels elasticitet	0.7774 (0.0766)	0.6933	0.7422	
Kortsigtet priselasticitet	-0.6413 (0.1170)	-0.6585	-0.7239	
tilpasnings-hastighed	0.2034	0.0036	0.2054	
langsigtet priselasticitet	-1.8671	-27.8333	-1.6372	
Homogenitets test T-test	0.00001	Udeladt	Udeladt	

Anm. Tallene i parentes er standard afvigelser på parameter estimerer. Homogenitets testet er t fordelt med  $22 \times 26 - 22 - 4$  frihedsgrader.

Dernæst estimerer vi modellen separat for alle landene. I tabel 2 er gengivet alle parameter estimerer. Umiddelbart ligger der en meget stor variation i disse.

**Tabel 2. Individuelle resultater samt mean group estimation**

	Kortsigtet efterspørgsles elasticitet	Kortsigtet priselasticitet	Tilpasnings-parameter	Langsigtet priselasticitet
Australien .....	0.8455	-0.4389	0.7251	-1.2477
Østrig.....	0.7294	-1.5553	0.1801	-1.3434

<sup>8</sup> Mere præcist tager vi første differencer og bruger første differencen af den laggede laggede forklarende variable som instrument (Anderson og Hsia estimator). Denne instrumentvariabel estimator er ikke den mest effiente men til gengæld konsistent under en række mindre restriktive antagelser. Disse inkluderer seriel korrelation i residualer (uden lagget) og predeterminerede variable. Endvidere er vi i problemer med instrumenter idet hvis den forklarende variabel er I(1), kan vi få problemer med at finde instrumenter. Måske kan vi anvende resultatater fra super konsistens og DOLS og FMOLS.

Belgien/Luxemburg..	0.3882	-2.0545	0.0735	-8.3312
Canada.....	0.8621	-0.6103	0.3561	-2.0497
Schweiz .....	0.8687	-0.4445	0.0750	-11.197
Tyskland.....	0.2943	-1.2379	0.1937	-1.3611
Spanien.....	1.0778	-0.2972	0.3419	-0.0529
Finland.....	1.1777	-1.2935	0.1581	-3.1335
Frankrig .....	1.2762	-0.8707	0.4846	-1.0898
Storbritanien.....	0.7399	-1.1538	0.1917	-3.1814
Grækenland .....	-0.5121	-1.5560	0.1431	-3.3980
Irland .....	1.1167	-0.7723	0.3093	-6.6751
Island.....	0.6868	-0.8964	0.2286	-1.4992
Italien.....	0.9068	-1.4745	0.5193	-1.1613
Japan.....	0.7607	-0.4909	0.1811	-3.1454
Holland.....	0.4835	-1.1607	0.3881	-1.4068
Norge.....	0.5370	0.0073	0.7401	-1.4562
New Zealand .....	1.3479	-0.3069	0.3091	-1.3222
Portugal .....	1.0469	-0.6900	0.3933	-2.4313
Sverige.....	0.7069	-0.9939	0.3505	-1.2640
Tyrkiet .....	1.0014	2.5493	0.8841	0.9534
USA.....	1.4641	-0.8084	0.1546	-1.6029
MGE	0.8094	-0.7525	0.3355	-1.6457

Anm. Parenteser angiver standard fejl.

Med de individuelle regressioner kan vi udføre et Chow test for homogenitet i hældningskoefficienter. Den restrikerede model er fixed effekt modellen og den urestrikerede er de 22 individuelle ols regressioner. F testet er 2.0053 og vi kan derfor ikke acceptere homogenitet i hældningskoefficienterne.

**Tabel 3. Heterogene resultater**

	Swamy	Bayesiansk estimator	skrumpe
kortsigtet	0.8230	0.8149	
efterspørgselselasticitet			
Kortsigtet priselasticitet	-0.8131	-0.9105	
Tilpasningsparameter	0.2705	0.2342	
Langsigtet priselasticitet	-1.7669	-1.9994	

I tabel 3 kan vi se at de heterogene estimater er lidt større end de homogene på kort sigt. Endvidere er tilpasningshastigheden hurtigere; mens den langsigtede priselasticitet er en anelse lavere for Swamys og en anelse højere for skrumpe estimatoren. Dette var også det forventelige resultat jævnfør diskussionen i appendiks A.

Inden vi går over til at evaluere de forskellige estimater kaster vi blikket på de lande specifikke estimationer (i tabel 2), som peger i nogle interessante retninger. De fleste estimater giver korrekt fortegn og en del er signifikante. Mange af kortsigts efterspørgselselasticiteterne giver overshooting, dvs. de er større end 1. Her viser det sig at konjunktur følsomheden er forskellig mellem landene.

Enkle lande skiller sig ud. Kendetegnene er dog at de alle er ikke særligt signifikante og en modellering af heteroskedasticitet mellem markeds-andele

og vækst i eksporten kunne måske betale sig (se graf 3). En anden måde at forsøge at korrigere disse på er at inkludere for eksempel valutakursen, idet de kraftige sving kan skyldes at loven om én pris ikke holder, usikkerheden er for stor, eller det er svært at anvende en enkelt valutakurs for eksporten, som er en flow størrelse. Specielt da problemerne er mest markant for sydeuropæiske lande og Tyrkiet, som alle historisk set har haft perioder med 'hyper' inflation.

Husk opsummering.

## 6. Evaluering af modellerne

Det er svært at skelne mellem SWAMY, MGE, skrumpe og fixed effekt estimatorerne, idet de er vidt forskellige (ej indlejrede i hinanden). I stedet sammenligner vi prediktioner for modellerne. Disse prediktioner er hverken in sample eller out-of-sample, men derimod multiplikator beregninger, hvor vi antager et basis scenario og herefter ændrer i forudsætninger for scenariet (eksperiment) og beregninger ændringen i eksporten mellem de to typer.

Eksperimenterne er et permanent og temporært stød til efterspørgsel og relativ pris. I alt fire forskellige som alle gennemføres i den partielle model, dvs. med de estimerede ligninger hvor efterspørgsel og pris er eksogene.

Vi ønsker også at se på hvad modellen implicerer for ADAM modellen (generel ligevægt). I denne model er eksportprisen eksogen, men derimod er konkurrent prisen og efterspørgslen eksogene og kan ændres. Endelig ser vi på modellens crowding out egenskaber, hvor vi hæver det offentlige forbrug. I brugen af modellen er netop denne egenskab blevet fremhævet.

Lad os begynde med den partielle model. Vi laver prediktioner for aggregeret eksport vha,

$$lfe_t = \ln \left( \sum_{i=1}^N \exp(lfe_{it-1} + \alpha + \beta \log x_{it}) \right)$$

Initial værdier er seneste observations periode (2001). Der anvendes hele vejen igennem forventede paramterværdier, selvom nogle af estimatorerne kan producere individuelle parameter resultater. Kun fixed effekt estimatoren har problemer, idet konstantleddet ikke umiddelbart giver en forventet værdi. Vi anvender dog en betingelse om at summen af de individuelle effekter er 0, og dermed indificerer vi et fælles konstantled.

De eksogene fremskrives i baseline konstant mht relative priser og med en vækstrate på 2 procent for efterspørgslen. Vi simulerer 40 perioder frem.

Scenario I er en temporær stigning i eksportprisen på 1 procent.

Scenario II laver en permanent stigning i den relative pris.

Bemærk at i denne sammenhæng vil kun nogle af parametrene have betydning for multiplikatoren. Bemærk at konstantleddet glider ud i multiplikator eksperimentet. Dette er ret interessant idet tidsinvariante variable ikke har nogen betydning for den relative multiplikator. Dette er standard i CES verdenen og i høj grad tilfældet for den partielle model.

Efter de partielle eksperimenter vender vi os mod ADAM modellen. Før vi viser resultater af eksperimenterne er vi nødsaget til at løse to praktiske problemer. For det første er ADAM modellen konstrueret så kun omverdenen indgår. Her er efterspørgslen og priserne aggregeret med eksportandele. Det er for disse variable vi benytter. For det andet argumenterede vi for at niveauet ikke betød noget i den partielle model. Det gør det nu. Derfor vil vi korrigere konstantleddet så modellen er i 'dynamisk' ligevægt i seneste estimations år for modellen med 'omverden'. Denne praktiske foranstaltning er ofte benyttet i forecasting (TMK2003).

Omverdenen er konstrueret ved,

$$fee_t = \left( 1 + \sum_{i=1}^N \left[ \frac{fe_{i(t-1)}}{\sum_{i=1}^N fe_{i(t-1)}} \left[ \frac{fee_{it} - fee_{i(t-1)}}{fee_{i(t-1)}} \right] \right] \right) fee_{t-1},$$

$$fee_0 = 1$$

for efterspørgslen. Tilsvarende beregnes for eksport- og konkurrentpriser og den afhængige variabel.<sup>9</sup> Metoden er nærmere beskrevet i JAO1995. Vækstraterne i efterspørgslen er aggregeret med eksportandele som vægte, dvs. at en stor eksportandel betyder stort gennemslag i væksten omverdens efterspørgsel. I den følgende konstantledskorrektion anvendes sådanne beregnede tal fra ADAM databanken.

Konstantleddet skal korrigeres, så der er dynamisk ligevægt. Dvs. at væksten i udgangsåret skal svare til steady state væksten. Som bekendt er steady state væksten i modellen givet ved langsigsrelationen. Følgende konstantled anvendes i langsigsrelationen,

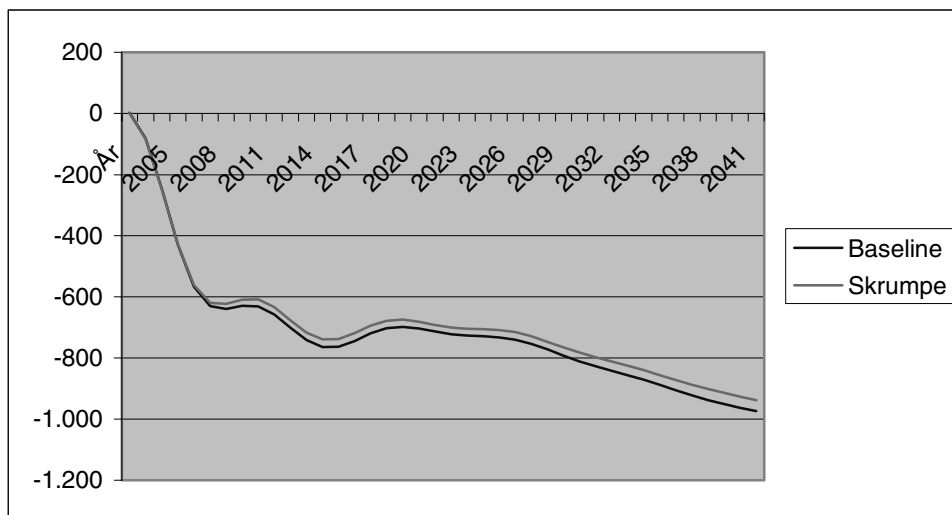
$$\alpha_{res} = \log \frac{fe_{2001}}{fee_{2001}} - \gamma \log \frac{Pe_{2001}}{Pee_{2001}} + \frac{1 - \beta_1}{\mu} \Delta \log fee_{2002}$$

I denne situation har vi ændret konstantleddet i langsigsrelationen i seneste estimationsår sådan som foreslået i TMK2003.

Bemærk at det korrigerede konstantled afhænger af de øvrige parametre og derfor er forskellig over estimationerne. Korrektionen er dog meget ens og domineret af  $\log(fe)$ . Fx er det korrigerede konstantled 10.237 og 10.224 for modellen, som den ser ud i dag, og med skrumpe estimatoren henholdsvis.

<sup>9</sup> Den afhængige variabel giver blot summen over landene.

Som nævnt i indledningen er eksporten en vigtig komponent for ADAMs crowding out egenskaber og det har længe været ønsket at få disse øget gennem hurtigere tilpasningsparameter og højere priselasticitet. Det er vel lidt meget at forvente at de estimerede modeller for SITC 6 skal kunne løfte byrden. Men ikke desto mindre forsøger vi. Vi anvender et klassisk eksperiment, hvor den offentlige beskæftigelse hæves med  $x$  antal ansatte (her svarende til 3779), som svarer til en stigning i det offentlige forbrug på 1 mia. kroner. Crowding out kan ses på forskellige variable og vi anvender – lidt søgt – produktionsværdien i nm erhvervet, hvor ca. 30 procent af eksporten kommer fra.



Som vi kan se er der en del crowding out; men forskellen mellem baseline (modellen i dag) og de nye estimater er meget lille. Den nederste linie afspejler den nuværende models, som altså har mere crowding out.

## 7. EU

En del problemer er relateret til Spanien/Grækenland/Irland/Portugal. Der vil være naturligt at mistænke EU for at spille en rolle her. Derfor foreslår vi at estimere indtrængingskurver ikke parametrisk ved at lave dummy variable for år  $-1$ , år  $0$ , år  $1$ , år  $2$ , år  $3$ , osv. som medlem. Denne metode er ekstrem simpel og udelader fuldstændig generelle ligevægtseffekter af et EU medlemskab. Se Anderson og Wincoop (2003) for en detaljeret gennemgang af denne type effekter og hvordan effekten på dansk eksport til feks.Grækenland vil afhænge af Grækenlands import fra andre lande og deres indbyrdes medlemskabsforhold (Andersson og Wincoop anvender udtrykket grænseeffekter, da deres model ser på disse effekter mellem USA og Canada). I tabel 4 kan vi se effekten for hvert år af et nyt medlemskab. Modellen vi har estimeret med er fixed effekt modellen.

Et andet væsentligt problem vi tager stilling til er kausaliteten i EU medlemskabet. Beslutningen om at indtræde i EU skal være uafhængigt af eksporten til EU landene, hvilket nok må anses at være yderst tvivlsomt. Således vil vi få overvurderet effekten af medlemskab, hvis kausaliteten går den anden vej. Kun for nylig er dette problem blevet taget alvorligt i anvendt

international økonomi, nemlig af Baier og Bergstrand (2002). De estimerer en lang større effekt af frihandel end tidligere studier.

## 8. Konklusion

Vi kan kort konkludere at det er farligt at anvende pooled parameter (traditionelle fixed eller random effekt modeller) estimerer i dynamiske panel data modeller, hvor der er heterogenitet i hældningskoefficienterne. Hvis serierne er stationære har vi set at høj persistent i forklarende variable og ignorering af heterogenitet giver biased parameter estimerer.

På trods af denne advarsel opfører fixed effekt estimatoren sig næsten som de heterogene estimerer.

Endvidere fandt vi at de heterogene estimerer giver højere elasticiteter og hurtigere tilpasning i fejlkorrektionsrelationen. Men ikke noget som giver anledning til større ændringer i ADAM. Summa summarum er der ikke meget gevinst ved at anvende de heterogene estimationer, sammenlignet med fixed effekt modellen.

Vi slutter af med at anbefale at data på undergå en revision for at slippe af med målefejl. Endvidere vil det være interessant at inkludere grænse effekter, selvom det vil være et større projekt jf. simultaniteten i EU medlemskab og eksport.

### *Litteratur*

Andersson og Wincoop (2003): "", American Economic Review.

Arellano (2003) "Econometrics of Panel data", Oxford University Press.

Baltagi (1995): "Econometric Analysis of Panel Data", Wiley

Baltagi and Griffin (1997): "Pooled estimators vs. their heterogenous counterparts in the context of dynamic demand for gasoline", Journal of Econometrics, Volume 77, No. 2, April 1997

Deardorff (1998): "",

Feenstra

Feenstra, Markussen og Rose

Hui og Trefler (2003): "", NBER working paper

Maddala and Hu (1996): "The Pooling Problem", kap. 7 i "The Econometrics of Panel data" af Mátyás og Sevestre

Pesaran, Smith and Im (1996): "Dynamic Linear Models for Heterogenous Panels", kap. 13 i "The Econometrics of Panel data" af Mátyás og Sevestre

## Appendiks A

Her redegøres kort for at heterogenitet i hældningskoefficienterne fører til bias i fixed effekt estimatoren i dynamiske modeller. Argumentet anvender en simpel model fra Pesaran, Smith og Im (1996).

Se på følgende simple model.

$$y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{it-1} + \beta_i x_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$x_{it} = \gamma x_{it-1} + \eta_{it}$$

hvor  $y$  er den endogene,  $x$  er eksogen og  $\alpha$ ,  $\rho$  og  $\beta$  er parametre. Endvidere er variablene stationære.

Lad os antage vi formulerer modellen (og ignorerer heterogenitet) som,

$$y_{it} = \underline{\alpha} + \underline{\rho} y_{it-1} + \underline{\beta} x_{it} + v_{it}$$

hvor

$$v_{it} = (\alpha_i - \underline{\alpha}) + (\rho_i - \underline{\rho}) y_{it-1} + (\beta_i - \underline{\beta}) x_{it} + \varepsilon_{it}$$

Hvis der ikke er heterogenitet i hældningskoefficienter har vi det sædvanlige tilfælde for paneldata modeller, at den laggede endogene er korreleret med restleddet gennem konstantleddet (MAJ og evt. fixed effekten med  $x$ 'erne). Almindelig første differencer kan dog anvendes når  $T$  (og  $N$ ) går mod uendelig. Ellers er der udviklet et arsenal af metoder i panel data litteraturen se for eksempel (Baltagi (1993)).

I tilfældet med heterogenitet i hældningskoefficienter er det let at se at modellen er inkonsistent, idet både  $y_{it-1}$  og  $x_{it}$  er korreleret med restleddet. Vi kan her se de store problemer vi i denne simple model står overfor og hvorfor de traditionelle standard metoder ikke virker. For det første er restleddet ikke nemt at korrigerer for sædvanlig autokorrelation. For det andet vil instrumentvariabel teknikker ikke være lade sig gøre. De sædvanlige instrumenter laggede afhængige og forklarende variable vil automatisk være korreleret med restleddet og derfor ikke valide instrumenter.

Endelig har vi ikke berørt om variablene er stationære eller ej. Antag fx at eksport og import er log I(1) processer og kointegrerede (evt. inkl. relative priser) men med forskellige parametre for hvert land. Hvis vi indfører homogenitet vil modellen vise I(1) processer i residualerne selvom de individuelle relationer er cointegrerede.

## Appendiks B

I dette Appendiks udleder vi estimatorerne og skriver dem som en funktion af OLS. Dette hjælper til at fortolke forskelle mellem dem.



Her gennemgår vi estimatorerne med heterogene parametre. Forskellen mellem ligger i modellernes forudsætninger.

Mean Group Estimator:

Herunder test for poolability.

Swamy:

Skrumpe: Væsentlig for denne estimator er at vi anvender en prior for parametrene. I denne specifikation er vores forhåndsviden om parametrene uafhængig af land ("exchangeability").

Desværre er de tre estimatorer