

Multivariat kointegrationsanalyse af eksporten

Resumé:

I dette papir benyttes Johansen-metoden til at estimere den langsigtede priselasticitet i eksporten fordelt på SITC-grupperne 0, 1, 2+4 og 5-9.

Et asymptotisk test (trace-testet) afviser (for alle SITC-grupper), at der er 2 kointegrationsrelationer i data som krævet af den teoretiske model bestående af en mængde-relation og en prisrelation.

Flinke øjne vil dog nok acceptere 2 kointegrationsrelationer ved en grafisk inspektion.

Når data pålægges to kointegrationsrelationer kan en restriktion, der identificerer en mængderelation og en prisrelation kun afvises for SITC 1, hvor der estimeres en positiv priselasticitet.

For SITC-grupperne 0 og 2+4 estimeres numerisk høje priselasticiteter; men de er meget følsomme over for valg af omkostningsudtryk i prisrelationen, hvilket indikerer ringe "robusthed".

For industrieksporten (SITC 5-9) estimeres en relativ lille pris-elasticitet (mellem -1.33 og -1.55). Estimatet er ikke væsentligt forskelligt fra estimatet, der kan opnås ved enkeltligningsestimation.

Papiret er inspireret af Jensen og Knudsen (1991), hvor der for industrivar-eksporten estimeres en priselasticitet på ca. -3.8 på kvartalsdata. Modellen i Jensen og Knudsen overholder dog ikke en profitmaksimeringsbetingelse. Det vises, at estimatet for priselasticiteten falder noget, når profitmaksimeringsbetingelsen pålægges og/eller der estimeres på årsdata.

g:\mmp\coint1.mmp

Nøgleord: eksport, priselasticitet, kointegration

1. Indledning

I dette papir søges den langsigtede priselasticitet i eksportrelationer for SITC-grupperne 0, 1, 2+4 og 5-9 estimeret ved Johansen-metoden (Maximum Likelihood estimation).

Det er valgt at følge den data-fundamentalistiske approach, som den anvendte metode lægger op til, idet der indledende *testes* om der i data er samme antal langsigtsammenhænge (kointegrationsrelationer), som den teoretiske model postulerer.

I dette tilfælde består den teoretiske model af en mængde-relation og en pris-relation, hvorfor vi gerne i data skulle finde to kointegrationsrelationer.

Papiret er inspireret af Jensen og Knudsen (1991), der ved Johansen-metoden estimerer en langsigtet priselasticitet på ca. -3.8 for industrieksporten.¹

Papiret er organiseret som følger: I afsnit 2 præsenteres den teoretiske model og en dynamisering, der tillader at benytte Johansen-metoden til test for antal kointegrationsrelationer og i afsnit 3 præsenteres estimationsresultater. I afsnit 4 sammenlignes resultatet for SITC 5-9 (industrieksporten) med resultatet i Jensen og Knudsen og kilder til afvigende resultater søges afdækket.

2. Den teoretiske model

Den her betragtede teoretiske model for eksporten består af en efterspørgsels-relation (mængderelation) og en profitmaksimeringsrelation (prisrelation). På langt sigt postuleres modellen at kunne skrives som:

Efterspørgselsrelation

$$\beta_{11}\log(fE/fEk) + \beta_{21}\log(pe/pek) + \text{konstant} = e_1 \quad (1)$$

Profitmaksimeringsrelation

$$\beta_{32}\log(pe/SMC) + \text{konstant} = e_2 \quad (2)$$

fE eksportmængde

fEk sammenvejning af aftagerlandes import

pe eksportpris

pek konkurrentpris

SMC kortsigtede marginalomkostninger (= optimale enhedsomkostninger på langt sigt).

¹Lone Schøtt Jensen og Dan Knudsen: "Multivariat analyse af udenrigshandelens priselasticiteter, *Danmarks Nationalbank, Økonomisk Statistisk Kontor, December 1991*

Parameternotationen kan måske synes lidt kringlet; men følger en senere matrix-notation.

2.2 Dynamisering

Eksportmodellen givet ved relationerne (1) og (2) dynamiseres ved følgende multivariate fejlkorrektionsspecifikation, hvor pris og mængde drives af lineære trender og partielle uligevægte:

$$d\log(fE/fEk) = \alpha_{11}(e_1)_{-1} + \alpha_{12}(e_2)_{-1} + \text{konstant} + \epsilon_1 \quad (3)$$

$$d\log(pe/SMC) = \alpha_{21}(e_1)_{-1} + \alpha_{22}(e_2)_{-1} + \text{konstant} + \epsilon_2 \quad (4)$$

Langsigtsrelationerne givet ved (1) og (2) antages i det følgende at være normaliseret således, at e_1 er positiv, når markedsandelen er større end langsigtsrelationen (1) tilsiger; mens e_2 er positiv, når prisen er større end langsigtsrelationen (2) tilsiger.

I forhold til enkeltligningsanalyse er det interessante ved dynamiseringen, at en uligevægt i én relation tillades at give respons i en anden relation. Specielt tillades en uligevægt i prisrelationen at påvirke den eksporterede mængde via parameteren α_{12} : Hvis parameteren er positiv vil en overnormal profit lede til et større udbud.

I Jensen og Knudsen argumenteres der netop for, at kilden til typisk små priselasticiteter i enkeltligningsestimater af eksportrelationer er en manglende hensyntagen til denne udbuds-effekt.

En anden fin detalje ved den dynamiserede model er, at den kan rumme alt fra en ren fuldkommen konkurrence-model (med uendelig priselasticitet) og en ren monopol-model:

Den rene fuldkommen-konkurrence-model er karakteriseret ved følgende parameter-værdier:

$$\beta_{11} = \alpha_{11} = \alpha_{22} = 0, \alpha_{12} > 0, \alpha_{21} < 0.$$

På kort sigt vil producenten øge produktionen, hvis der er overnormal profit ($\alpha_{12} > 0$) og sænke prisen, hvis denne er større end konkurrentprisen ($\alpha_{21} < 0$)

På langt sigt er prisen bestemt fra efterspørgselssiden ($\beta_{11} = 0$ giver uendelig priselasticitet, hvorfor prisen vil være givet ved konkurrentprisen); mens mængden er bestemt ud fra profitmaksimeringsbetingelsen (2). (Under konstant skala-afkast er mængden dog ubestemt på langt sigt, idet SMC ikke vil afhænge af produktionsniveauet).

Den rene monopol-model er karakteriseret ved følgende parameterverdier:

$$\alpha_{12} = \alpha_{21} = 0 \quad \alpha_{11} < 0, \quad \alpha_{22} < 0.$$

På både kort og langt sigt er prisen bestemt ud fra omkostningerne; mens mængden er bestemt fra efterspørgselssiden.

Ser man bort fra, at den her valgte dynamisering tillader, at en uligevægt i den ene relation giver respons i den anden, må dynamiseringen siges at være forholdsvis restriktiv, idet der ikke løses op på langsigtsrelationernes homogenitetsrestriktioner på kort sigt.

Det synes dog i praksis at være "acceptabelt" først at estimere langsigtsparametre under en restriktiv dynamisering a la ovenstående og derpå – givet langsigtparametrene – at estimere en løsere kortsigtdynamik ved enkeltligningsestimation. I nærværende papir vil vi alene koncentrere os om estimation af langsigtsparametre under den dynamiske formulering i (3) og (4) med en fri "konkurrence-intensitet".

3. Estimationsresultater

3.1 Konstruktion af omkostningsudtryk

I prisrelationen er *SMC* anvendt som omkostningsudtryk. I den empiriske analyse vil vi desuden forsøge os med anvendelsen af de observerede enhedsomkostninger (*AC*) og de optimale langsigtede enhedsomkostninger (*AC**).

Data for disse størrelser for en given SITC-gruppe er afledt af de tilsvarende størrelser fordelt på erhverv ud fra erhvervenes leverancer til den pågældende SITC-gruppe.

I (en stationær) ligevægt er de tre omkostningsudtryk identiske; men historisk afviger de en smule fra hinanden, hvorfor estimationsresultater på de forskellige udtryk kan indikere graden af resultaternes "robusthed".

Datakonstruktionen dokumenteres i et kommende "meta-papir", der samler op på resultaterne i de efterhånden mange arbejdsrapporter, der er skrevet om eksport i efteråret 1994.

De "adfærdsafledte" udtryk (*AC** og *SMC*) er kun foreløbige, idet estimation af faktor-efterspørgselen i skrivende stund ikke er afsluttet.

3.2 Test for antal kointegrationsrelationer

Til fastlæggelsen af antallet af kointegrationsrelationer lægger vi ud med at betragte en dynamisering af et *fuldt system*, hvor tidligere perioders partielle

uligevægte driver de *to* relative priser (pe/pek og pe/SMC) og markedsandelen.

Denne dynamisering kan med ét lag formuleres på fejlkorrektionsformen:

$$D(Z) = \mu_{3 \times 1} + \alpha_{3 \times 3} \beta_{3 \times 3}' Z_{-1} + \epsilon, \quad Z = \begin{bmatrix} \log(fE/fEK) \\ \log(pe/pek) \\ \log(pe/SMC) \end{bmatrix} \quad (5)$$

Konstantleddene kan her frit fortolkes som niveau-korrekationer af langsigtssammenhængene givet ved $\beta'Z$, lineære trender i variableerne eller en kombination af begge dele.

I (5) er der umiddelbart tre langsigtsrelationer mellem variableerne i Z ; mens der i følge vores teoretiske model skal være to.

Den anvendte tilgang muliggør, at vi kan teste for antallet af kointegrationsrelationer (= antallet af uafhængige søjler i β -matricen) i data. Rationalet for at teste antallet af kointegrationsrelationer og ikke blot pålægge dem er, at hvis data ikke lander "statistisk i nærheden" af det antal kointegrationsrelationer, som vores teoretiske model tilsiger, vil data nok heller ikke være i stand til at generere plausible resultater.

Til fastlæggelse af kointegrationsrangen benyttes her dels det såkaldte trace-test. Testet er asymptotisk, hvorfor "grænse-tilfælde" for testets udfald nok bør favorisere vores teoretiske model: Vi kender jo kun fordelingen af teststørrelsen (under en nulhypotese) i store samples og ikke i et sample med – som her – 20 observationer.

Som supplement til trace-testet vises de estimerede (uidentificerede) kointegrationsrelationer grafisk.

3.2.1 Trace-testet

Tabel 5.1 i bilag 1 viser den estimerede test-størrelse for alternative omkostningsudtryk på de enkelte SITC-grupper. De kritiske værdier for trace-testet fremgår af tabel 5.2 (= tabel 1 i Osterwald-Lenum 1992).

Lad os se på udfaldet af trace-testet for modellen. Det afhænger lidt af, hvilket niveau, der testes på. Det er her valgt at vise resultater for test på niveauerne 80%, 90% og 95%. (Et test-niveau på 80% er nok "vagt". Det skal dog ses i lyset af, at testet er asymptotisk; mens vi tester på et lille sample).

For *SITC 0* "accepteres" én kointegrationsrelation ved test på 80%, når AC^* eller SMC anvendes som omkostningsudtryk.

For *SITC 1* og *SITC 2+4* afvises kointegration uanset test-niveau (80-95%) og omkostningsudtryk.

For *SITC* 5-9 "accepteres" én kointegrationsrelation uanset test-niveau (80-95%) og omkostningsudtryk.

For alle *SITC*-grupper afvises det altså uanset testniveau og omkostningsudtryk, at der er to kointegrationsrelationer i data. I følge trace-testet vil vi altså forkaste vores model som værende data-generator.

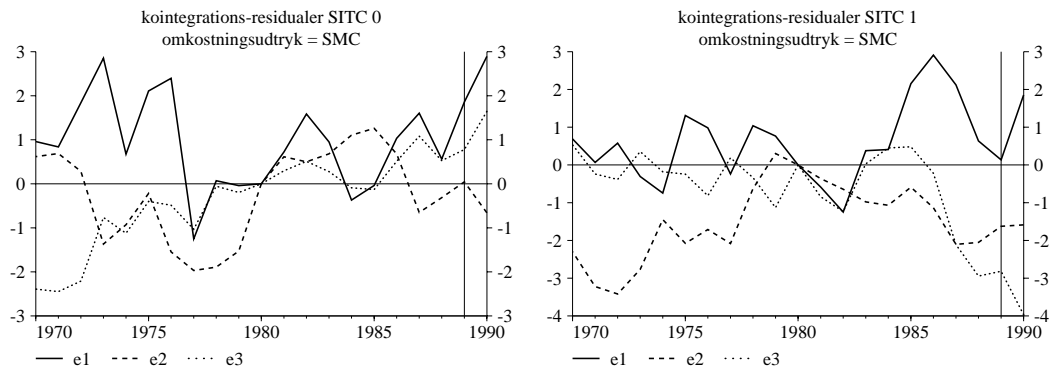
3.2.2 Grafisk analyse

Nedenstående figurer viser residualerne fra de estimerede langsigts-sammenhænge, når *SMC* anvendes som omkostningsudtryk.

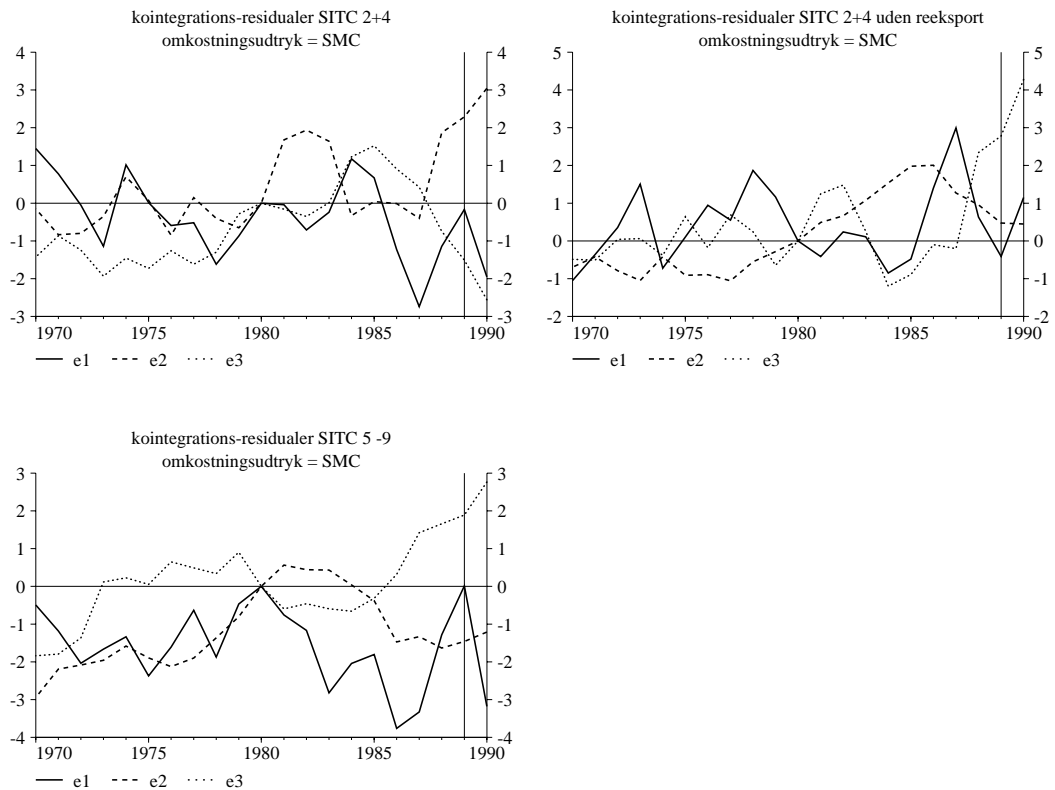
Der er én figur for hver *SITC*-gruppe og tre serier i hver figur. Serierne er ordnet efter "stationaritet", således at e_1 (den fuldt optrukne) skulle være den "mest stationære", mens e_3 (den prikkede) er den "mindst stationære".²

Hvis vores model skal være data-generator, vil vi kræve, at to af disse residualer er stationære.

Det ser med god vilje ikke helt galt ud – specielt kan det overraske, at trace-testet indikerer, at der slet ikke er kointegration for *SITC* 1 og *SITC* 2+4. Det kan måske tilskrives, at enkelte "outliers" får en relativ stor vægt i testet, når vi kun har 20 observationer.



²Mere teknisk er e_1 residualen fra β -vektoren med den højeste egenværdi, mens e_3 er residualen fra β -vektoren med den laveste egenværdi.



3.3 Test af identificerende restriktion og estimat af langsigtede priselasticitet.

Lad os fra nu *antage*, at der er 2 kointegrationsrelationer i data. Givet dette kan vi nu pålægge β -matricen en identificerende restriktion og estimere den langsigtede priselasticitet.³

Omstående tabel 3.1 viser for hver SITC-gruppe estimatet for den langsigtede priselasticitet og signifikans-niveauet for et asymptotisk test (LR-test) hørende til test for den identificerende restriktion.

Den identificerende restriktion kan generelt ikke afvises – SITC 5-9 ligger dog lige på kanten, når AC eller AC^* anvendes som omkostningsudtryk.

For SITC 0 og SITC 2+4 estimeres høje priselasticiteter; men de er ret følsomme over for det anvendte omkostningsudtryk. For SITC 2+4 er priselasticiteten endvidere meget følsom over for behandlingen af reeksporten.

³Med to kointegrationsrelationer er der umiddelbart 6 parametre i β -matricen; men uden at lægge restriktioner på data kan man normere og "dreje" vektorerne i β -matricen således, at der reelt kun er 2 parametre. I den teoretiske model givet ved (1) og (2) er der – ud over konstantleddene – kun én parameter, nemlig den langsigtede priselasticitet. Identifikation af de to kointegrationsrelationer som en mængderelation (1) og en prisrelation (2) kræver derfor én restriktion på data.

De høje elasticiteter kan ikke tilskrives en positiv udbudseffekt, idet parameteren α_{12} i (3) estimeres til ikke at være signifikant forskellig fra nul. Estimatet har endvidere typisk "forkert" (negativt) fortegn.

For SITC 1 estimeres en positiv priselasticitet uanset omkostningsudtryk. Estimatet er endvidere robust over for valg af omkostningsudtryk.

For SITC 5-9 estimeres en relativt lille priselasticitet. Estimatet synes endvidere at være forholdsvist robust over for valget af omkostningsudtryk. Det må specielt bemærkes, at priselasticiteten ikke er væsentligt højere end ved enkeltligningsestimation.⁴

Tabel 3.1 Estimat for den langsigtede priselasticitet

SITC-gruppe	omkostningsudtryk		
	AC	AC*	SMC
SITC 0			
• priselasticitet	-21.79	-21.43	-57.44
• $P_{LR(1)}$	0.28	0.12	0.14
SITC 1			
• priselasticitet	3.73	3.68	3.60
• $P_{LR(1)}$	0.19	0.19	0.19
SITC 2+4			
• priselasticitet	-6.24	-8.31	-7.82
• $P_{LR(1)}$	0.10	0.07	0.06
SITC 2+4 uden reeksport			
• priselasticitet	-12.86	-22.57	-30.51
• $P_{LR(1)}$	0.37	0.27	0.34
SITC 5-9			
• priselasticitet	-1.55	-1.42	-1.33
• $P_{LR(1)}$	0.02	0.01	0.08

⁴Jf. estimationsresultater i arbejdspapir TMK/AMB 03.08.94 "Eksportrelationer".

4. Kilder til afvigelse fra resultater i Jensen og Knudsen (1991)

Som nævnt indledningsvis estimerer Jensen og Knudsen priselasticiteten til knap -4 for industri-eksporten (SITC 5-9); mens den i nærværende papir estimeres til ca. -1.4.

I dette afsnit søges det at afdække kilder til de afvigende resultater. Først opsummeres i afsnit 4.1 afvigelser i specifikation og data mellem Jensen og Knudsen og nærværende papir. I afsnit 4.2 vises - med udgangspunkt i specifikation og data i nærværende papir - en række estimationsresultater, når data og specifikation er tilnærmet Jensen og Knudsen. Endelig vises i afsnit 4.3 - med udgangspunkt i Jensen og Knudsen - en række estimationsresultater, når specifikation og data tilnærmes specifikation og data i nærværende papir.

4.1 Afvigelser i specifikation og data

- *Afvigelser i specifikation*

Efterspørgselsrelationen i Jensen og Knudsen er den samme som i nærværende papir, dvs. identisk med relationen (1). I prisrelationen indgår konkurrentprisen og en trend:

$$\log(pe) = \gamma_2 + \gamma_{SMC} \log(SMC_{JK}) + (1 - \gamma_{SMC}) \log(pek) + \gamma_{trend} trend \quad (6)$$

Argumentet for at inddrage en trend i prisrelationen er en formodning om, at produktivitetsudviklingen i eksportsektoren kan være forskellig fra produktivitetsudviklingen i "gennemsnits-sektoren", hvor på marginalomkostningsudtrykket er baseret.

Konkurrentprisen er medtaget for dels at repræsentere omkostninger hørende til importerede produktionsfaktorer (råvarer) og dels for at fange en direkte prissættende virkning. Der slækkes altså på profitmaksimeringsantagelsen, idet konkurrentprisen tillades at have en ikke omkostningsbestemt prissættende virkning.

På nær antallet af lags er dynamiseringen af det samlede system ækvivalent med dynamiseringen i nærværende papir. (I Jensen og Knudsen benyttes 3 lags i estimationen af langsigtparametrene på kvartalsdata).

- *Afvigelser i data*

Priser (pe og pek) er enhedsværdier og mængder (fE og fEk) er tilsvarende kvantumindeks, hvor det udenlandske marked (fEk) måles som den samlede europæisk industrieksport.

I nærværende papir benyttes ADAMBK's nationalregnskabs-baserede

værdier for pe og fE ; mens der benyttes enhedsværdier for pek og tilsvarende kvantumindeks fEk . Det udenlandske marked måles som en sammenvejning af en række af vores aftagerlandes import.

De kortsigtede marginalomkostninger (SMC) er afledt af en Cobb-Douglas-BFI-produktionsfunktion og dækker således ikke aflønning af råvarer.

I nærværende papir er marginalomkostningerne afledt af en 3. generations CES-BFI-produktionsfunktion "tillagt" aflønning af de faktorer, der ikke bestemmes ud fra CES-produktionsfunktionen. Det konstruerede marginalomkostnings-udtryk (samt AC^* og AC) rummer således aflønningen af råvarer.

Frekvensen af data er kvartaler dækkende perioden 1971:1-1987:4; mens der i nærværende papir estimeres på årsdata for perioden 1971-1990.

Både hvad angår specifikation og data-grundlag er der altså ikke uvæsentlige forskelligheder mellem nærværende papir og Jensen og Knudsen.

4.2 Estimation på alternative datasæt

Med udgangspunkt i data og specifikation af prisrelationen anvendt i nærværende papir, vises estimatet for den langsigtede priselasticitet, når specifikationen og data tilnærmes data og specifikation anvendt i Jensen og Knudsen.

I omstående tabeller 4.1 - 4.4 er vist estimationsresultater for følgende datasæt:

- *Estimationsperiode som i Jensen og Knudsen*

I tabel 4.1 (over den stiplede linje) er vist estimater for den langsigtede priselasticitet ved at estimere på samme periode (1971-1987) som i Jensen og Knudsen.

Af tabellen fremgår det, at den ændrede estimationsperiode ikke påvirker estimatet for den langsigtede priselasticitet nævneværdigt. Estimaterne i tabellen kan bruges som "benchmark" for det følgende, hvor dele af data udskiftes med data anvendt i Jensen og Knudsen.

- *Markedsudtryk målt ved europæisk industrieksport*

I tabel 4.2 (over den stiplede linje) er vist estimater for den langsigtede priselasticitet ved estimation på samme markedsudtryk og konkurrentpris som i Jensen og Knudsen (her konverteret til årsdata).

Ved sammenligning med estimaterne i tabel 4.1 ses det, at priselasticiteten stiger noget med det alternative markedsudtryk; men vi er endnu et stykke

fra estimatet i Jensen og Knudsen.

- *Dansk eksportpris målt ved enhedsværdi*

I tabel 4.3 (over den stiplede linje) er vist estimater for priselasticiteten når dansk eksportpris måles som enhedsværdi. Som mængdeudtryk for dansk eksport anvendes ADAMBK's eksport for SITC 5-9 i løbende priser deflateret med enhedsværdien.

Det fremgår af tabellen, at anvendelsen af enhedsværdien som dansk eksportpris ikke (isoleret) giver høje priselasticitet.

- *Markedsudtryk målt ved europæisk industrieksport og dansk eksportpris målt ved enhedsværdi*

I tabel 4.4 (igen over den stiplede linje) er vist estimater for den langsigtede priselasticitet, når markedsudtrykket er ækvivalent med det anvendte i Jensen og Knudsen og når der som dansk eksportpris anvendes enhedsværdi.

Det ses af tabellen, at der opnås en højere priselasticitet end ved anvendelsen af enhedsværdi "alene"; men (generelt) lavere priselasticitet end ved anvendelsen af det alternative markedsudtryk "alene".

Effekt af konkurrentpris i prisrelationen

I tabellerne 4.1 - 4.4 er der under den stiplede linje angivet estimater for den langsigtede priselasticitet ved inddragelse af en konkurrentpris i prisrelationen. Vi slækker altså på profitmaksimeringsantagelsen, idet konkurrentprisen tillades en direkte ikke-omkostningsbestemt prissættende virkning. Prisrelationen, der ligger til grund for disse estimater er:

$$\log(pe) = \gamma_2 + \gamma_{SMC} \log(SMC) + (1 - \gamma_{SMC}) \log(pek) + \epsilon_2 \quad (2')$$

Prisrelationen er altså identisk med Jensen og Knudsen på nær inddragelsen af en trend.

Af estimationsresultaterne fremgår følgende:

For det første er konkurrentpris-effekten er meget følsom over for det anvendte datasæt og omkostningsudtryk. For det andet opnås ofte forholdsvis uplausible resultater, idet konkurrentprisens gennemslag (elasticitet) i prisligningen ikke altid estimeres i intervallet [0;1]. Da prisligningen er pålagt homogenitet i konkurrentpris og omkostningsudtryk, betyder det sidste, at der enten fås en negativ koefficient til omkostningsudtrykket eller til konkurrentprisen.

Et enkelt sted går det dog godt: Når der som udenlandsk markedsudtryk anvendes europæisk industrieksport og *SMC* som omkostningsudtryk opnås en

priselasticitet på ca. -3.5 samtidig med, at konkurrentprisens gennemslag antager en plausibel værdi. Desuden er estimatet for parameteren α_{12} (udbudseffekten) signifikant positivt.

Dette enkelte opmuntrende resultat skal dog nok betragtes som "heldigt" og ikke specielt robust.

Effekt af trend i prisrelationen

Det har desuden været forsøgt at inddrage en trend i prisrelationen som i Jensen og Knudsen; men uden "helende" effekter på uplausible konkurrentprisgennemslag og niveau for priselasticitetet.

**Tabel 4.1 Estimationsperiode 1971-1987
Priselasticitet og konkurrentprisgennemslag**

omkostningsudtryk	priselasticitet	konkurrentpriselasticitet i prisligning
prisrelation = (2)		
• <i>AC</i>	-1.35	0
• <i>AC*</i>	-1.31	0
• <i>SMC</i>	-1.30	0
prisrelation = (2')		
• <i>AC</i>	-1.16	0.19
• <i>AC*</i>	-1.26	0.07
• <i>SMC</i>	-1.45	-0.32

**Tabel 4.2 Markedsudtryk målt ved europæisk industrieseksport
Priselasticitet og konkurrentprisgennemslag**

omkostningsudtryk	priselasticitet	konkurrentpriselasticitet i prisligning
prisrelation = (2)		
• <i>AC</i>	-2.68	0
• <i>AC*</i>	-1.91	0
• <i>SMC</i>	-2.13	0
prisrelation = (2')		
• <i>AC</i>	1.77	1.996
• <i>AC*</i>	-21.84	0.921
• <i>SMC</i>	-3.54	0.391

**Tabel 4.3 Dansk eksportpris målt ved enhedsværdi
Priselasticitet og konkurrentprisgennemslag**

omkostningsudtryk	priselasticitet	konkurrentpriselasticitet i prisligning
prisrelation = (2)		
• <i>AC</i>	-0.649	0
• <i>AC*</i>	-0.739	0
• <i>SMC</i>	-1.618	0
.....		
prisrelation = (2')		
• <i>AC</i>	-0.993	0.343
• <i>AC*</i>	-1.226	0.416
• <i>SMC</i>	-1.653	0.433

**Tabel 4.4 Dansk eksportpris målt ved enhedsværdi,
markedsudtryk målt ved europæisk industrieksport.
Priselasticitet og konkurrentprisgennemslag**

omkostningsudtryk	priselasticitet	konkurrentpriselasticitet i prisligning
prisrelation = (2)		
omkostningsudtryk		
• <i>AC</i>	-2.457	0
• <i>AC*</i>	-1.796	0
• <i>SMC</i>	-1.810	0
.....		
prisrelation = (2')		
omkostningsudtryk		
• <i>AC</i>	-3.768	1.310
• <i>AC*</i>	-1.960	1.957
• <i>SMC</i>	-2.344	2.740

4.3 Priselasticitet i Jensen og Knudsen under profitmaksimering

Eksportmodellen i Jensen og Knudsen overholder ikke profitmaksimeringsantagelsen, idet den modellen isoleret ikke sikrer, at eksportprisen i ligevægt alene er omkostningsbestemt.

Vi kan imidlertid pålægge modellen i Jensen og Knudsen en profitmaksimeringsantagelse ved at restrikttere konkurrentprisens gennemslag i prisligningen til det gennemslag, der ville være, hvis det alene skulle dække over aflønningen af råvarer.

Nedenstående tabel 4.5 viser estimatet for den langsigtede priselasticitet ved alternative formuleringer af prisrelationen:

Over den stiplede linje er prisrelationen pålagt profitmaksimering ved at binde konkurrentpris-gennemslaget (konkurrentpris-elasticiteten) til 1/3. Prisligningen er da:

$$\log(pe) = 2/3 \log(SMC_{JK}) + 1/3 \log(pek) + \gamma_{trend} trend + e_2 \quad (6')$$

Under den stiplede linje er konkurrentpris-gennemslaget (ud over en homogenitetsrestriktion) frit. Prisligningen er:

$$\log(pe) = \gamma_{SMC} [2/3 \log(SMC_{JK}) + 1/3 \log(pek)] + (1 - \gamma_{SMC}) \log(pek) + \gamma_{trend} trend + e_2 \quad (6'')$$

Relationen er ækvivalent med (6); men fortolkningen af koefficienten til konkurrentprisen er en anden end i (6), idet den her alene repræsenterer den direkte prissættende virkning.

For hver af de to prisrelationer er desuden vist estimater for både kvartalsdata (med 3 lags som i Jensen og Knudsen) og årsdata og med/uden trend i den pågældende prisrelation.

Tabel 4.5 Priselasticitet i Jensen og Knudsen (1991) ved alternative prisrelationer

	priselasticitet	konkurrentpriselasticitet i prisligning
prisligning = (6')		
årsdata (1 lag)		
• trend i prisligning	-1.86	0
• ingen trend	-2.66	0
kvartalsdata (3 lags)		
• trend i prisligning	-2.43	0
• ingen trend	-6.04	0

prisligning = (6'')		
årsdata (1 lag)		
• trend i prisligning	-2.97	0.53
• ingen trend	-1.62	-1.37
kvartalsdata (3 lags)		
• trend i prisligning	-4.04	0.63
• ingen trend	-2.02	-1.44

anm: n = 1971-1987

Ud fra tabellen kan følgende opsummeres:

Effekt på priselasticitet af profitmaksimeringsantagelsen

Profitmaksimeringsantagelsen sænker priselasticiteten, hvis der indgår en trend i prisrelationen; men øger priselasticiteten, hvis trenden udelades.

Hvis trenden udelades opnås imidlertid et negativt konkurrentprisgennemslag, hvilket næppe giver mening. I lyset af dette må det konkluderes, at priselasticiteten falder ved pålæggelse af profitmaksimeringsantagelsen (fra ca. -4 til ca. -2.4 på kvartalsdata og fra ca. -3 til -1.9 på årsdata).

Effekt på priselasticitet af estimation på årsdata

Ved estimation af data konverteret til årsdata, fås en lavere priselasticitet uanset profitmaksimeringsantagelsen.

Det skal bemærkes, at det ikke har været muligt at generere eksakt de samme estimater som i Jensen og Knudsen ved estimation på deres datasæt. I Jensen og Knudsen estimeres priselasticiteten til ca. -3.8; mens den her estimeres til -4.04. Afvigelsen må tilskrives afrundingsfejl og/eller, at der her er benyttet en senere version af estimationsprogrammet (CATS for RATS). Resultaterne er dog ikke forskellige, hvad angår konklusioner ud fra statistisk inferens.

5. Afslutning / opsummering

I nærværende papir er det søgt at estimere mængde- og prisrelationer for eksporten fordelt på varegrupper ved Johansen-metoden. Et asymptotisk test indikerer, at – der som krævet af den teoretiske model – ikke er to kointegrationsrelationer i data.

Pålægges data imidlertid to kointegrationsrelationer er det for SITC 0 og 2+4 muligt at opnå numerisk høje priselasticiteter. De høje priselasticiteter kan dog ikke tilskrives en positiv udbudseffekt fra prisrelationen.

For SITC 1 er det med det anvendte datasæt ikke muligt at opnå en negativ priselasticitet.

For industrivare-gruppen (SITC 5-9) fås en relativ lille priselasticitet. Specielt er estimatet ikke væsentligt forskelligt fra estimatet, der kan opnås ved simpel enkeltligningsestimation.

Ved estimation på et alternativt markedsudtryk (europæisk industrieksport) kan der opnås en noget højere priselasticitet.

Endelig vises det, at estimatet for priselasticiteten falder, når modellen i Jensen og Knudsen pålægges en profitmaksimeringsantagelse og/eller der estimeres på årsdata.

5. Bilag. Trace-test for kointegration og kritiske værdier

Tabel 5.1 Trace-test for antal kointegrationsrelationer

<i>SITC-gruppe / omkostningsudtryk</i>	<i>antal kointegrationsrelationer</i>		
	2	1	0
SITC 0			
<i>AC</i>	1.86	7.97	23.00
<i>AC*</i>	2.12	9.66	25.85
<i>SMC</i>	2.52	11.03	26.60
SITC 1			
<i>AC</i>	0.39	3.49	15.56
<i>AC*</i>	0.42	3.52	15.55
<i>SMC</i>	0.42	3.52	15.53
SITC 2+4			
<i>AC</i>	1.31	5.54	19.10
<i>AC*</i>	0.83	5.33	18.86
<i>SMC</i>	0.84	5.85	19.16
SITC 2+4 -reeksp.			
<i>AC</i>	0.42	2.11	16.91
<i>AC*</i>	0.23	1.84	16.14
<i>SMC</i>	0.41	1.90	15.89
SITC 5-9			
<i>AC</i>	0.69	8.17	35.77
<i>AC*</i>	0.70	10.95	39.22
<i>SMC</i>	0.73	9.49	37.59

**Tabel 5.2 Kritiske værdier for Trace-testet
(Osterwald-Lenum (1992), tabel 1)**

<i>testniveau</i>	<i>antal kointegrationsrelationer</i>		
	2	1	0
80%	1.66	11.07	23.64
90%	2.69	13.33	26.79
95%	3.76	15.41	29.68