

# Estimation af industrieksportens priselasticitet

Dan Knudsen.  
Danmarks Nationalbank

*SUMMARY: The price elasticity for Danish industrial export is estimated. To facilitate comparison the calculations are based both on quarterly data for Danish relative to European manufactured exports and a traditional annual market share index. Using a simple error-correcting model and an instrumental variable estimator the price elasticity is estimated to be -2.4 using the quarterly data and with an AR(1) scheme for the disturbance term one obtains -2.3 using annual data. These results are numerically somewhat higher than previous estimates.*

---

## 1. Introduktion

Industrieksportens prisfølsomhed er essentiel for effekten af lønpolitik og devaluering, og udenrigshandelens priselasticiteter har da også været debatteret ved adskillige lejligheder, ligesom der har været gjort flere forsøg på estimationer.

Resultatet af de sidstnævnte har ofte været beskedne priselasticiteter – konkret i størrelsesordenen -1 til  $-1\frac{1}{2}$  for industrieksportens vedkommende, hvilket af mange har været følt som urealistisk lavt. Det indebærer således, at landets betalingsbalance og realindkomst selv med ledige ressourcer vil vinde ved en prisforøgelse på eksporten, idet den import, der spares som følge af de mindre eksportmængder, opvejer den beskedne nedgang i eksportindtægterne. De estimerede eksportelasticiteter har derfor været en achilleshæl for f.eks. Det økonomiske Råd og regeringens økonomer, når disse har talt for lønmoderation og konkurrenceevneforbedring. De senere år synes der dog at have været stigende opbakning til det synspunkt, at udenrigshandelnelasticiteterne er så store, at konkurrenceevneforbedringer hjælper.

I det følgende præsenteres nogle nye estimationer på industrieksportens priselasticitet. Der arbejdes både med kvartals- og årsdata samt med forskellige mål for markedsandelen. Med et fejlkorrektionsoplæg findes på kvartalstal en elasticitet, der numerisk er omkring  $2\frac{1}{2}$  og dermed stor nok til at bryde det omtalte paradoksale resultat, at jo dyrere de danske produkter er – jo bedre. For en ordens skyld understreges, at også de her frem-

---

Kolleger i Nationalbankens forskningsgruppe og Niels Larsen takkes for værdifulde kommentarer. Lone Schøtt Jensen har hjulpet med beregninger. Artiklens synspunkter er ikke nødvendigvis Danmarks Nationalbanks.

# Estimation af industrieksportens priselasticitet

Dan Knudsen.  
Danmarks Nationalbank

*SUMMARY: The price elasticity for Danish industrial export is estimated. To facilitate comparison the calculations are based both on quarterly data for Danish relative to European manufactured exports and a traditional annual market share index. Using a simple error-correcting model and an instrumental variable estimator the price elasticity is estimated to be -2.4 using the quarterly data and with an AR(1) scheme for the disturbance term one obtains -2.3 using annual data. These results are numerically somewhat higher than previous estimates.*

---

## 1. Introduktion

Industrieksportens prisfølsomhed er essentiel for effekten af lønpolitik og devaluering, og udenrigshandelens priselasticiteter har da også været debatteret ved adskillige lejligheder, ligesom der har været gjort flere forsøg på estimationer.

Resultatet af de sidstnævnte har ofte været beskedne priselasticiteter – konkret i størrelsesordenen -1 til  $-1\frac{1}{2}$  for industrieksportens vedkommende, hvilket af mange har været følt som urealistisk lavt. Det indebærer således, at landets betalingsbalance og realindkomst selv med ledige ressourcer vil vinde ved en prisforøgelse på eksporten, idet den import, der spares som følge af de mindre eksportmængder, opvejer den beskedne nedgang i eksportindtægterne. De estimerede eksportelasticiteter har derfor været en achilleshæl for f.eks. Det økonomiske Råd og regeringens økonomer, når disse har talt for lønmoderation og konkurrenceevneforbedring. De senere år synes der dog at have været stigende opbakning til det synspunkt, at udenrigshandelnelasticiteterne er så store, at konkurrenceevneforbedringer hjælper.

I det følgende præsenteres nogle nye estimationer på industrieksportens priselasticitet. Der arbejdes både med kvartals- og årsdata samt med forskellige mål for markedsandelen. Med et fejlkorrektionsoplæg findes på kvartalstal en elasticitet, der numerisk er omkring  $2\frac{1}{2}$  og dermed stor nok til at bryde det omtalte paradoksale resultat, at jo dyrere de danske produkter er – jo bedre. For en ordens skyld understreges, at også de her frem-

---

Kolleger i Nationalbankens forskningsgruppe og Niels Larsen takkes for værdifulde kommentarer. Lone Schøtt Jensen har hjulpet med beregninger. Artiklens synspunkter er ikke nødvendigvis Danmarks Nationalbanks.

lagte estimationsresultater er forbundet med usikkerhed - herunder er de anvendte estimationsperioder på 15-16 år lovlig korte til at fastlægge langsigtselasticiteter.

Efter en præsentation af anvendte data indledes med omtale af biasproblemerne ved estimationen. Dernæst præsenteres fejlkorrigeringsmodellen som en måde at »encompass« funktionssammenhænge niveau-til-niveau og niveau-til-ændring, og de nævnte estimationsresultater fremlægges og testes.

## 2. Data

Kvartalsserierne omfatter en markedsandel i værdi målt ved dansk industrieksport (SITC 5 til 9) i forhold til industrieksporten fra en række europæiske OECD-lande<sup>1</sup> taget fra OECD-statistik. Der kan henvises til Christensen (1986) for en tidligere præsentation. De tilsvarende priser er opstillet v.h.a. de prisserier, OECD anvender for industrieksport. Markedsandelen i faste priser findes ved at deflatere andelen i værdi med de relative priser. Desuden anvendes i beregningerne en serie for dansk timeløn relativt til europæisk timeløn i fælles valuta baseret på timelønsserierne i OECD's Main Economic Indicators. Alle kvartalsserier er sæsonkorrigeret.

Årserierne er baseret på oplysninger fra Budgetdepartementet, der beregner en markedsandel for dansk industrieksport ud fra detaljeret OECD-statistik (de såkaldte importbånd). Markedsandelen er et sammenvæjet indeks for dansk eksport til OECD-landene i forhold til disses import og opgøres både i værdi og faste priser, jf. figur 1 side 125 i Finansredegørelse 89. Markedsandelen er med den anvendte opgørelse en vejet sum af de danske eksportmarkedsandele på de enkelte markeder. En ændring i markedsandelen angiver således, hvor stor den danske eksport har været i forhold til den eksport, der ville være fremkommet, såfremt danske eksportører for hver varegruppe havde haft samme andel af de enkelte landes import som det foregående år. For nærmere omtale må henvises til Finansredegørelsen.

Den tilsvarende relative pris udledes ved at dividere markedsandelen i værdi med markedsandelen i faste priser. Den relative timeløn er baseret på timelønsmkostninger opgjort af den svenske arbejdsgiverforening (jf. figur 12 side 52 i Finansredegørelsen).

Udviklingen i markedsandele i løbende og faste priser ud fra de to opgørelsesmåder er vist i figurer. Til trods for sæsonkorrektionen er der en del uro i kvartalstallene bl.a. som følge af ændringer i eksporten af skibe og fly, der indgår i SITC-7. Der er, som man ville forvente, en vis positiv korrelation mellem de to slags markedsandelsmål. Bl.a. fremstår i begge tilfælde sidste halvdel af 70'erne som et bundpunkt. Korrelationen er dog langt fra perfekt, og der er da også tale om to forskellige udsnit af handelsmatricen. Årstallene er begrænset til handelen mellem OECD-landene, hvor det beregnes, hvad dansk eksport

1. Belgien, Finland, Frankrig, Holland, Italien, Norge, Storbritannien, Sverige, Tyskland og Østrig.

Figur 1. Markedsandel i værdier (løbende priser)

Indeks 1980=1



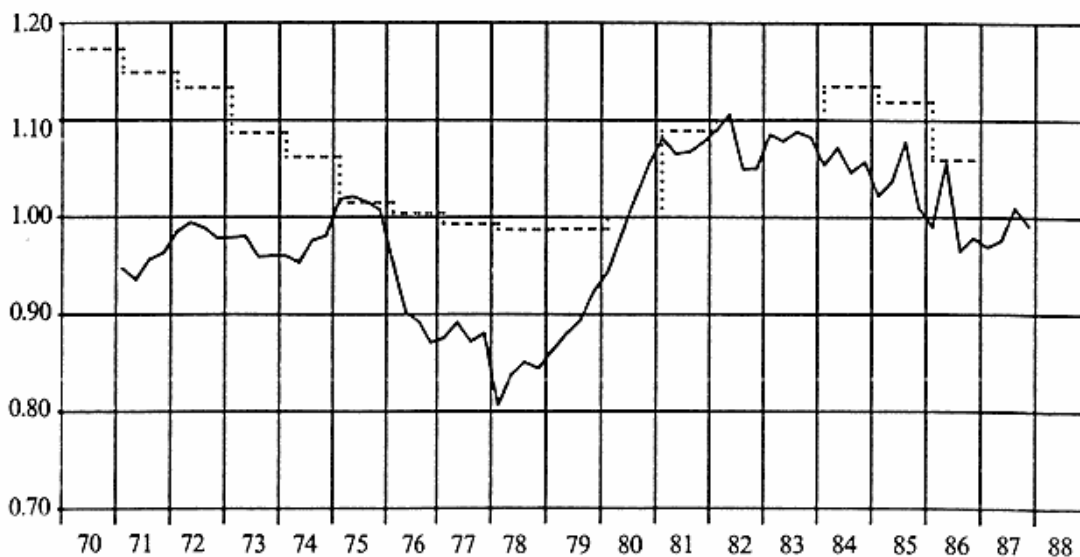
- kvartalsdata

..... årsdata

Kvartalsdata er relativ eksport, årsdata er eksport over aftageres import.

Figur 2. Markedsandel i faste priser

Indeks 1980=1

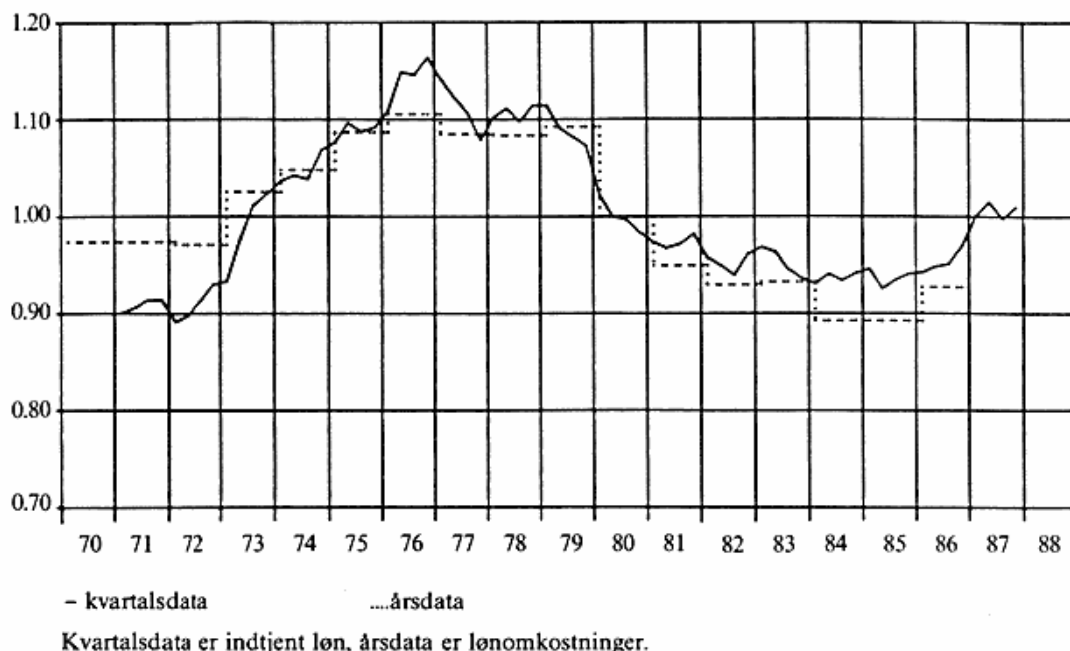


- kvartalsdata

..... årsdata

Kvartalsdata er relativ eksport, årsdata er eksport over aftageres import.

Indeks 1980=1 Figur 3 Relativ timeløn



fylder i vore OECD-aftageres import. Kvartalstallene viser resultatet af en slags kapløb mellem dansk eksport og europæisk og påvirkes f.eks. af eksportresultater uden for OECD. Dette europæiske markedsandelsmål påvirkes omvendt ikke direkte af udviklingen i f.eks. USA's eksport.

Den relative eksportudvikling i kvartalstallene er konstrueret ved en simpel beregning og kan ikke på samme måde som Budgetdepartementets årsdata disaggregeres på enkelte varer og aftagerlande. Analysemulighederne er således mindre, men til gengæld kommer statistikken hurtigere end de detaljerede OECD-importbånd, der først dukker op med knap to års forsinkelse.

Spørgsmålet om hvilket udsnit af handelsmatricen der er bedst, givet de foreliggende muligheder, skal ikke forfølges her, men det bemærkes, at brugen af et mål for relativ pris, som svarer til, er den væsentlige forudsætning for at estimere en meningsfuld priselasticitet. Sammenhængen mellem de to mål for markedsandel og priselasticitet uddybes en smule i Forskningsgruppen (1989).

### 3. Biasproblemet

I det følgende bruges betegnelserne:

- $x$  markedsandel i faste priser
- $v$  markedsandel i værdi

$p$  relativ pris

$w$  relativ løn

Pr. definition gælder

$$\log(v) = \log(x) + \log(p)$$

Der tilføjes et  $q$  eller  $a$  for at betegne henholdsvis kvartals- og årsdata. Det er formentlig velkendt, at i en simpel markedsandelsfunktion som

$$\log(x) = ao \log(p) + a1 + u, \quad (1)$$

elasticiteten  $ao < 0$ , konstanten  $a1$  har ingen speciel fortolkning,  $u$  er fejllid.

er der en målefejlsbias, som trækker  $oa$  mod -1. Det skyldes, at enhver fejl i opsplittningen på pris og mængde giver modsat rettede fejl på  $x$  og  $p$  ( $x$  bliver 1 pct. for stor, når  $p$  er 1 pct. for lille). Desuden optræder principielt en simultanitetsbias, idet den relative pris kan afhænge (positivt) af markedsandelen. Det er m.a.o uafklaret i hvilket omfang, vi befinder os på en efterspørgselskurve som angivet ved (1) eller på en udbudskurve.

Der er således alt i alt flere grunde til covarians mellem  $p$  og fejllid  $u$  og dermed til en bias, som vil føre til en undervurdering af  $ao$ 's sande numeriske værdi, når denne er større end 1.

Simple DW-test tyder jf. tabel 1 på, at ingen af de indgående variable er stationære, men at alle er I(1) (et par evt. I(2)). Hvilket vel lyder rimeligt. I fald de ikke-stationære variable cointegrerer i (1), mindskes de omtalte biasproblemer, i og med fejllid og dets covarians med højresidevariablen mister betydning. Det synes dog ikke at være tilfældet jf. 2.q og 2.a.

Kvartalsdata for 64 perioder fra 1971Q1 til 1986Q4:

$$\begin{aligned} \log(xq) = & -1.1078 \log(pq) + 0.0587 \\ & (7.7653) \quad (4.7206) \\ R^2 = & 0.493 \quad SE = 0.057 \quad DW = 0.198 \quad DF = -1.641 \end{aligned} \quad (2.q)$$

Årsdata for 17 perioder fra 1970 til 1986:

$$\begin{aligned} \log(xa) = & -0.9042 \log(pa) + 0.0459 \\ & (4.1794) \quad (4.1458) \\ R^2 = & 0.538 \quad SE = 0.041 \quad DW = 0.213 \quad DF = -2.112 \end{aligned} \quad (2.a)$$

idet de simple Dickey-Fuller statistikker kun er henholdsvis -1.6 og -2.1, hvor de iflg. Engle og Yoo (1987) skal være numerisk større end 3.67 i første tilfælde og endnu større i andet for at indikere et stationært fejllid. Desuden skal  $R^2$  være høj - gerne over 0.9. Det er sådan set heldigt, at ingen af ligningerne cointegrerer, idet de estimerede numeriske elasticiteter er ganske beskedne.

Tabel 1. Integrationstest

	I(0)/I(1)	I(1)/I(2) - DW statistik -	I(2)/I(3)	
<i>xq</i>	.139	2.184		I(1)
<i>vq</i>	.194	2.458		I(1)
<i>pq</i>	.115	1.644		I(1)
<i>wq</i>	.047	1.391		I(1)
<i>xa</i>	.310	1.147	2.509	I(1)/I(2)
<i>va</i>	.221	2.615		I(1)
<i>pa</i>	.434	1.766		I(1)
<i>wa</i>	.228	1.236	2.487	I(1)/I(2)

Ann.: : 95 pct. grænse for 64 perioder .378 (kvartalsdata)

: 95 pct. grænse for 16 perioder 1.250 (årsdata)

Durbin Watson værdierne vedrører residualerne fra regressioner af variabelens niveau samt 1. og 2. ordens differens på en konstant. Signifikansgrænserne er interpoleret fra en tabel i Sargan og Bhargava (1983).

Betydningen af biasproblemet kan vurderes v.h.a. instrumentestimation. Som instrument for relativ pris vælges relativ løn. Dermed undgås den beskrevne automatiske målefejl bias mod -1, idet evt. målefejl på *w* ikke kan forventes modsvaret af målefejl på *x*. Den beskrevne simultanitetsbias vil heller ikke gøre sig gældende i samme omfang med *w* på *p*'s plads - om end man godt kan forestille sig, at en stor markedsandel *x* via øget produktion og beskæftigelse øger den relative løn *w*. Forbindelsen er imidlertid langt fra så direkte, som den fra *x* til *p* kan være.

Relativ løn er således formentlig ukorreleret med  $u_i(1)$ , og da *w* er ret tæt korreleret med den udbudsbestemte del af *p*, må *w* anses for et rimelig godt instrument.

Først regresseres  $\log(p)$  på  $\log(w)$  og en konstant, hvorefter de tilsvarende beregnede *p*-værdier ( $\log p_{\text{predict}}$ ) indsat i (1) giver (3.q) og (3.a)

Kvartalsdata for 64 perioder fra 1971Q1 til 1986Q4:

$$\log(xq) = - 2.1265 \log p_{\text{predict}} + 0.0707$$

$$(7.1553) \quad (12.905)$$

$$R^2 = 0.452 \quad SE = 0.059 \quad DW = 0.234 \quad (3.q)$$

Årsdata for 17 perioder fra 1970 til 1986.

$$\log(xa) = - 1.0057 \log p_{\text{predict}} + 0.0436$$

$$(4.5589) \quad (4.0775)$$

$$R^2 = 0.581 \quad SE = 0.039 \quad DW = 0.343 \quad (3.a)$$

De numeriske elasticiteter bliver i begge tilfælde større end ved den simple OLS-regression. Forskellen er imidlertid kun væsentlig for kvartalstallenes vedkommende -

nemlig fra -1,1 i den simple cointegrationsligning til nu -2,1 – hvilket muligvis kan tages som udtryk for, at måleusikkerheden er størst på disse tal. For årstallenes vedkommende ændres priselasticiteten kun fra -0,9 til -1,0.

#### 4. Funktionsform

Mangelen på cointegration mellem niveauerne indebærer, at det er svært – eller usikkert – at bestemme en langsigtselasticitet, hvilket er en anledning til overvejelser om markedsandelsfunktionens form.

Med (1) lægges op til, at en given relativ pris fører til en bestemt markedsandel. Tilpasningen kan være øjeblikkelig som i den simple (1), eller man kan indlægge lag, så tilpasningen tager tid.

I stedet kan mere radikalt argumenteres for, at en afvigelse fra et bestemt prisforhold vil føre til fortsat forøgelse eller forminskelse af markedsandelen. Det svarer til at gøre  $\Delta x$  til en funktion af  $p$ , hvilket i øvrigt passer pænt med resultatet af integrationstestene for årsserierne, idet  $x$  nærmest var  $I(2)$  og på  $I(1)$ . Funktionen ser i så tilfælde ud som

$$\Delta \log(x) = b_0 \log(p) + b_1 + d, \quad b_0 < 0, \quad d \text{ er fejllid.} \quad (4)$$

Rationalet bag (4) er, at hvis en producent fremstiller stort set samme produkter som konkurrenterne til en lavere pris, har vedkommende store ekspansionsmuligheder. Desuden må gælde, at (1) konvergerer mod (4) ved lang tilpasningstid, så en lang tilpasningstid kan være en forklaring på den manglende cointegration i (1) i det givne sample.

Med et simpelt Koyck-lag kan (1) skrives

$$\log(x) = a_0 \log(p) + a_1 \log(x_{-1}) + a_2 + u \quad (1^*)$$

eller

$$\Delta \log(x) = a_0 \log(p) + (a_1 - 1) \log(x_{-1}) + a_2 + u \quad (1^*)$$

og (1\*) og (4) kan sammenfattes i en traditionel fejlkorrektionsform

$$\Delta \log(x) = c_0 \Delta \log(p) + c_1 \log(x_{-1}) + c_2 \log(p_{-1}) + c_3 + e, \quad (5)$$

$-1 < c_1 \leq 0, \quad c_2 < 0, \quad e \text{ er fejllid}$

Det afgørende for, om (1\*) trods alt holder i stedet for (4) er, om  $c_1 < 0$ . I så fald eksisterer der en ligevægts-markedsandel til en given relativ pris. Relation (5) estimeres nu på både kvartals- og årsdata, hvilket med tilføjede led til forklaring af dynamikken giver 6.q og 6.a.



Kvartalsdata for 59 perioder fra 1972Q2 til 1986Q4:

$$\begin{aligned}
 \Delta \log(xq) = & -0.2196 \quad \Delta \log(xq_{-1}) - 0.2091 \quad \Delta \log(xq_{-4}) \\
 & (1.9800) \qquad \qquad \qquad (1.6120) \\
 & -0.8729 \quad \Delta \log(pq) - 0.1259 \quad \log(xq_{-1}) \\
 & (4.5008) \qquad \qquad \qquad (2.1981) \\
 & -0.3510 \quad \log(pq_{-1}) + 0.0238 \\
 & (3.8092) \qquad \qquad \qquad (3.5943) \qquad \qquad \qquad (6.q)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 SSR = 0.029 \quad R^2 = 0.455 \quad SE = 0.023 \\
 LMF(1,51) = 0.371 \quad LMF(4,45) = 1.237 \\
 \qquad \qquad (4.03) \qquad \qquad \qquad (2.57)
 \end{aligned}$$

Årsdata for 15 perioder fra 1972 til 1986:

$$\begin{aligned}
 \Delta \log(xa) = & -1.0193 \quad \Delta \log(pa) - 0.1178 \quad \log(xa_{-1}) \\
 & (9.7938) \qquad \qquad \qquad (1.8466) \\
 & -0.2767 \quad \log(pa_{-1}) - 0.0034 \\
 & (4.3151) \qquad \qquad \qquad (0.9307) \qquad \qquad \qquad (6.a)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 SSR = 0.0015 \quad R^2 = 0.909 \quad SE = 0.012 \\
 LMF(1,9) = 5.762 \quad LMF(2,7) = 3.216 \\
 \qquad \qquad (5.12) \qquad \qquad \qquad (4.74)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 ea = & -0.7231 \quad ea_{-1} + eea \\
 & (3.2112)
 \end{aligned}$$

LM-testene vedrører autokorrelation af 1. og 4. orden ved kvartalsrelationen samt 1. og 2. orden ved årsrelationen.

Af hensyn til beskrivelse af dynamikken er i kvartalsrelationen medtaget  $\Delta \log(xq_{-1})$  og  $\Delta \log(xq_{-4})$ , der begge får et negativt fortegn. Især førstnævnte kan udtrykke en vis tilfældighed i eksportens fordeling på kvartaler således, at en stor eksportstigning mellem to kvartaler ofte følges af en moderat udvikling – evt. et fald. Jf. LM-testene synes dynamiseringen at sikre et tilfældigt restled i kvartalsrelationen.

Der er betydelig autokorrelation i årsrelationens residualled  $ea$ , som er modelleret med et simpelt autoregressivt AR(1) skema for at imødegå bias. De anførte LM-test på autokorrelation vedrører ikke det samlede restled  $ea$  men  $eea$ . Der er dog også for  $eea$  en tendens til 1. ordens autokorrelation. Autokorrelationen i  $ea$  kan både udtrykke en kompliceret dynamik og mangel på relevante variable som f.eks. design og kvalitet, der imidlertid ikke er lette at fremtrylle. AR(1) skemaet kan ses som en primitiv erstatning.

Ændringen i prisniveauet på højresiden af relationerne kan være korreleret med residualledet, hvorfor estimationen af kvartalsrelationen gentages med  $\Delta \log(wq)$  og de øvrige (laggede) højresidevariable som instrumenter, se 7.q. Der synes ikke at være

samme grund til at korrigere for bias i årsrelationen, jf. også omtalen af biasproblemet ovenfor.

Kvartalsdata for 59 perioder fra 1972Q2 til 1986Q4:

$$\begin{aligned} &\Delta \log(xq) \\ &= -0.1997 \Delta \log(xq_{-1}) - 0.2170 \Delta \log(xq_{-4}) - 0.6367 \Delta \log(pq) \\ &\quad (1.7425) \quad (1.6460) \quad (1.9511) \\ &\quad -0.1501 \log(xq_{-1}) - 0.3654 \log(pq_{-1}) + 0.0240 \\ &\quad (2.3489) \quad (3.8557) \quad (3.5772) \end{aligned} \quad (7.4)$$

$$SSR = 0.030 \quad R^2 = 0.439 \quad SE = 0.024$$

$$LMF(1,51) = 0.470 \quad LMF(4,45) = 0.953 \\ (4.03) \quad (2.57)$$

Endogene:  $\Delta \log(xq)$ ,  $\Delta \log(pq)$

Instrumenter:  $\Delta \log(wq)$ ,  $\Delta \log(xq_{-1})$ ,  $\Delta \log(xq_{-4})$ ,  $\log(xq_{-1})$ ,  $\log(pq_{-1})$ , konstant

Instrumentestimationen har ændret en smule ved koefficientskønnene, idet den numeriske koefficient til  $\Delta \log(pq)$  i kvartalsrelationen 7.4 er blevet lidt mindre end i 6.4 svarende til, at den er kommet længere fra -1. Det vælges nu at opfatte 7.4 som den resulterende kvartalsrelation og 6.a som ditto årsrelation. Den faktiske og fittede ændring i markedsandel er vist i figur 4 og 5.

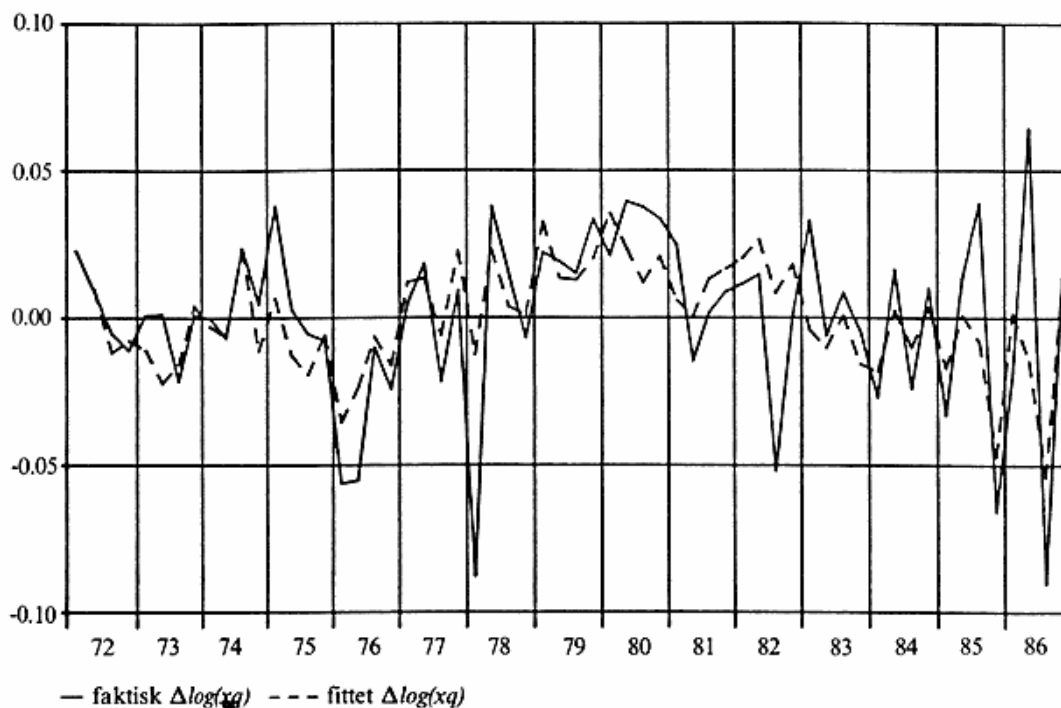
Spredningen er 2,4 pct. i kvartalsrelationen mod 1,2 pct. i årsrelationen. If. udviklingen i de anvendte markedsandelsserier er det naturligt, at spredningen i kvartalsrelationen er størst, og de nævnte spredninger virker ikke urimeligt store. Koefficienten til  $\log(x_{-1})$  er mindre end nul i begge relationer, og dermed eksisterer formelt en langsigtelasticitet. I ingen af tilfældene er koefficienten dog stærkt signifikant, hvilket passer godt med, at der ikke kunne påvises cointegration.

For at finde langsigtelasticiteten sættes deltaledene til nul, og der normeres m.h.t.  $\log(x_{-1})$  hvorefter, den søgte elasticitet fremgår som koefficienten til  $\log(p_{-1})$ . I den foretrukne kvartalsrelation fås -2,4 (i 6.4 fås -2,8), i årsrelationen -2,3. Resultaterne er således tæt på hinanden, selv om der er tale om forskellige definitioner af markedsandel og af relativ pris. Det er beroligende, at elasticitetsestimaterne minder om hinanden, idet man så uden videre får samme svar på et spørgsmål om hvad, der sker med dansk eksport hvis, vi ceteris paribus ændrer vores eksportpris. Tilpasningshastigheden er dog ikke den samme, men størst i kvartalsrelationen.

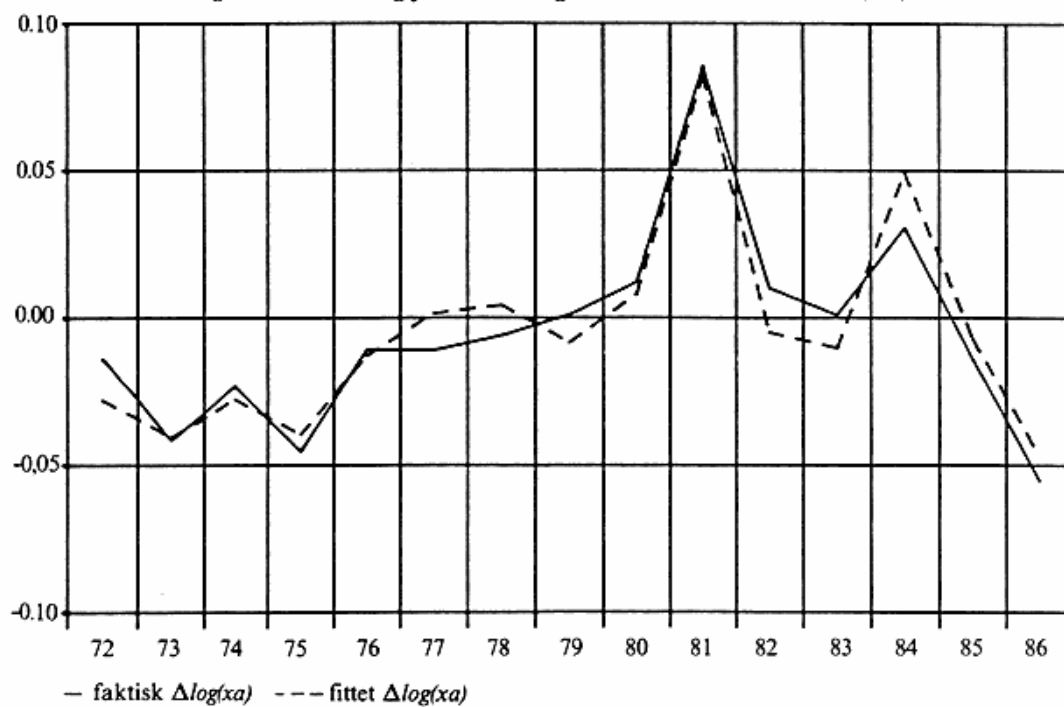
Relationen på årsdata er særlig usikker, da der kun indgår 15 observationer.

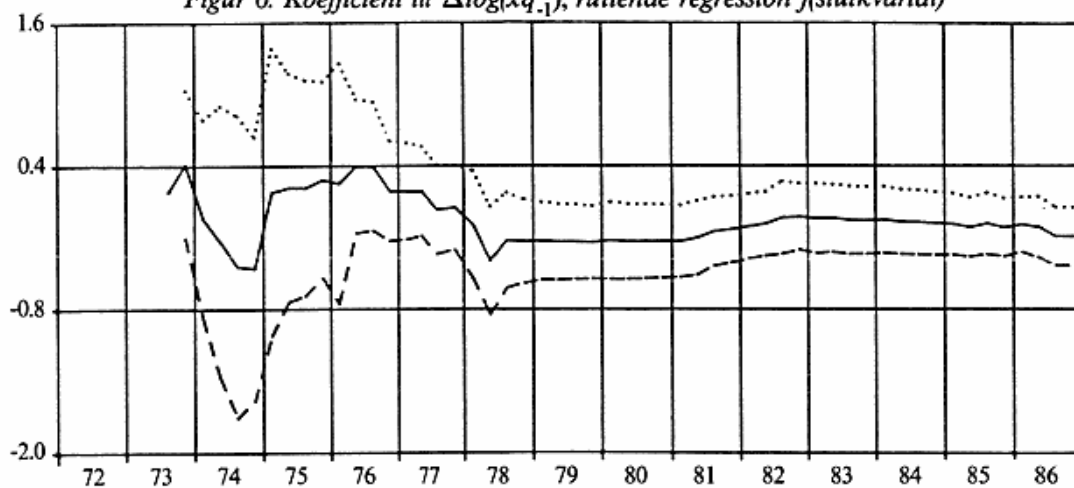
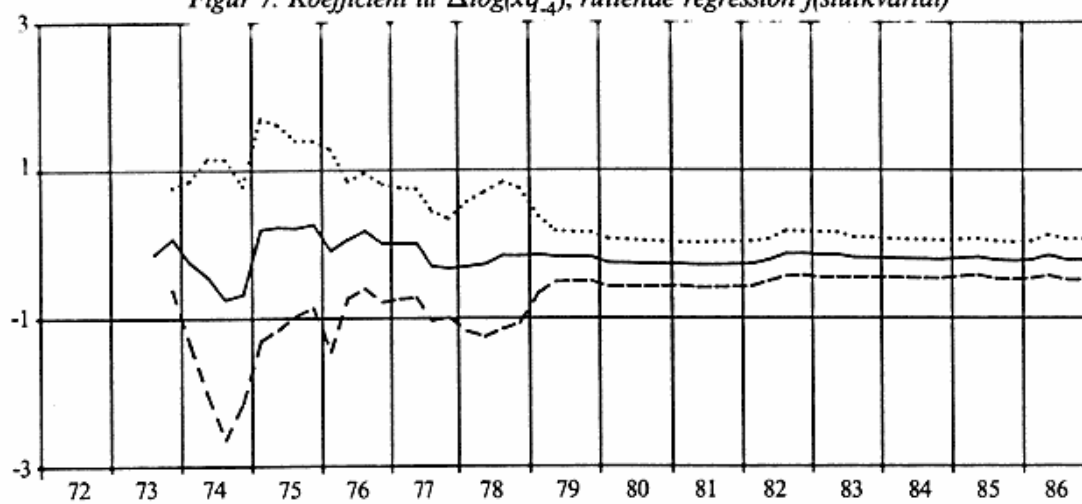
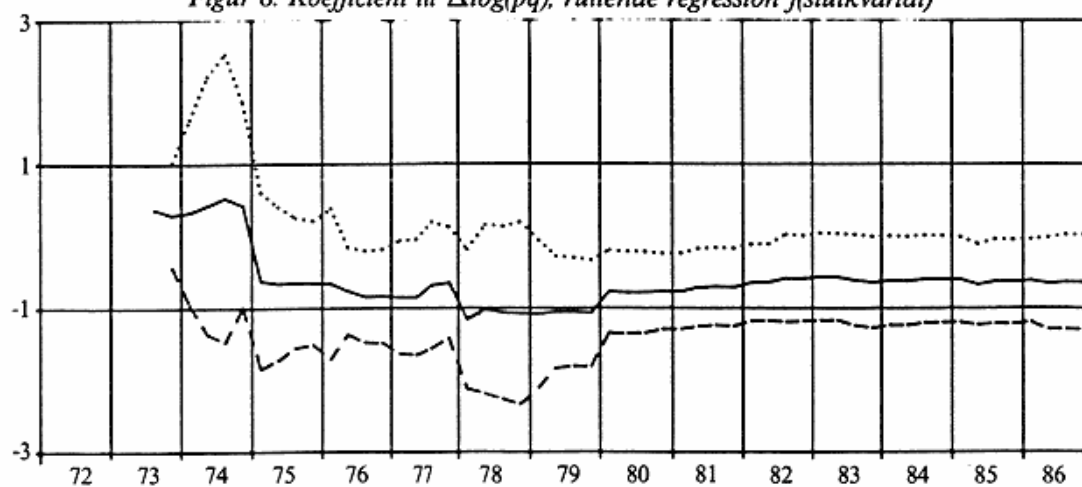
Kvartalsrelationen er ifølge sagens natur baseret på flere observationer (om end tidsperioden ikke er længere), og der er for kvartalsrelationen lavet en rullende regression for at undersøge koefficienternes stabilitet og afhængighed af samplets sluttids-

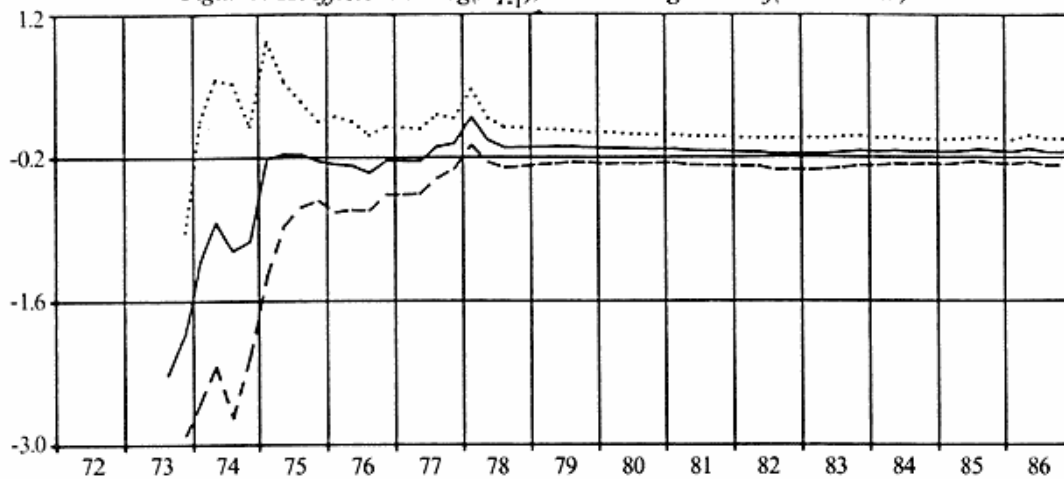
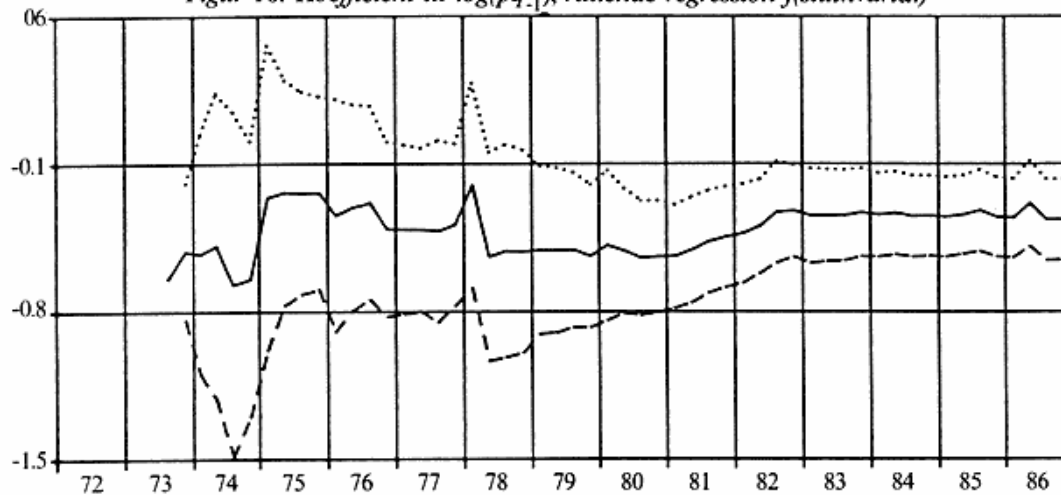
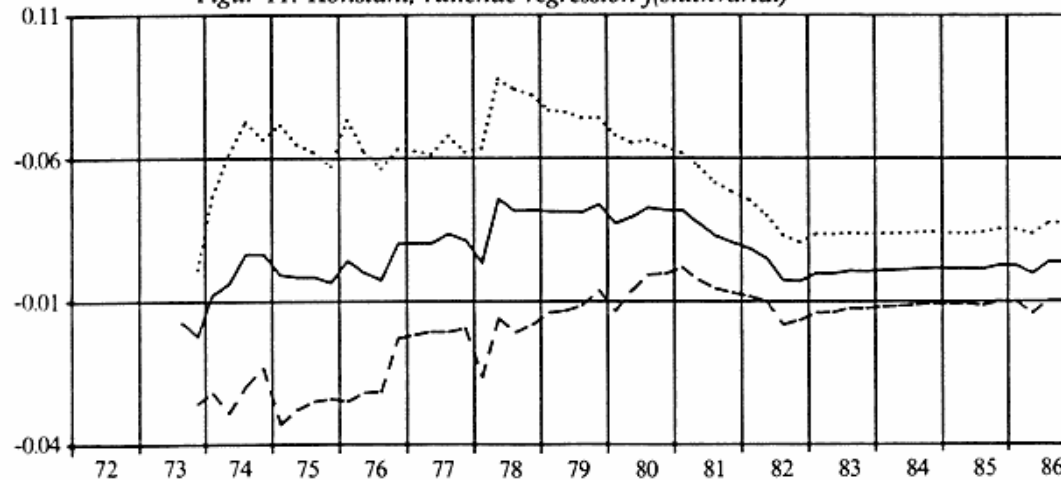
Figur 4. Faktisk og fittet ændring i markedsandel, kvartalsdata (7.Q)

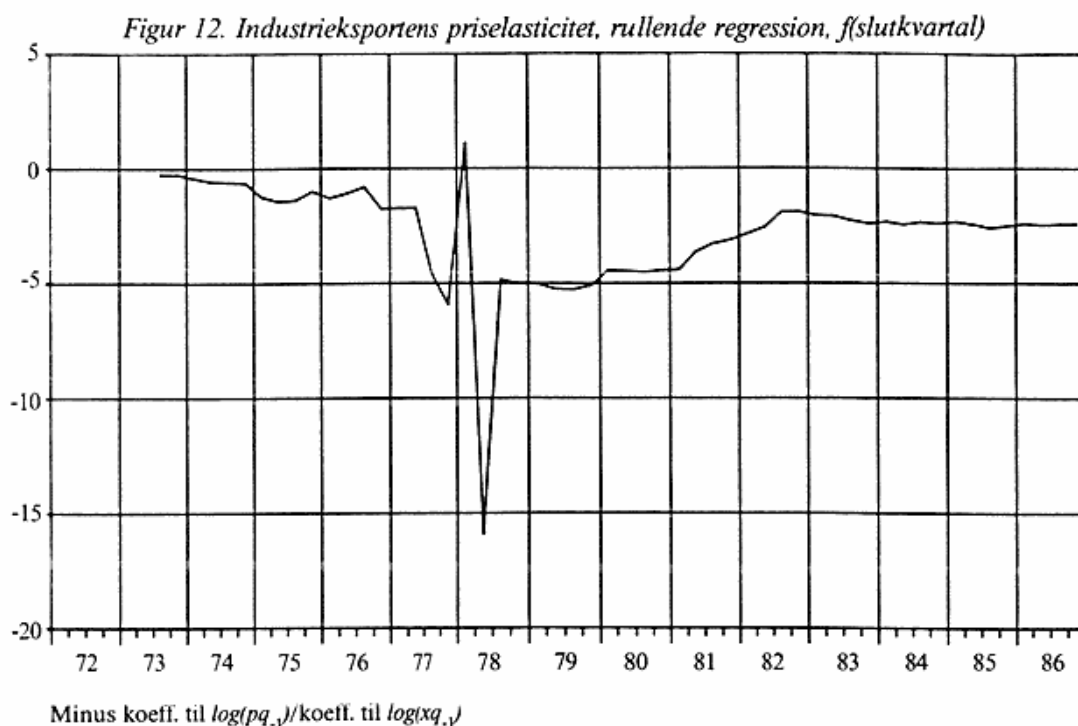


Figur 5. Faktisk og fittet ændring i markedsandel, årsdata (6.a)



Figur 6. Koefficient til  $\Delta \log(xq_{-1})$ , rullende regression  $f(\text{slutkvartal})$ Figur 7. Koefficient til  $\Delta \log(xq_{-4})$ , rullende regression  $f(\text{slutkvartal})$ Figur 8. Koefficient til  $\Delta \log(pq)$ , rullende regression  $f(\text{slutkvartal})$ 

Figur 9. Koefficient til  $\log(xq_{-1})$ , rullende regression  $f(\text{slutkvartal})$ Figur 10. Koefficient til  $\log(pq_{-1})$ , rullende regression  $f(\text{slutkvartal})$ Figur 11. Konstant, rullende regression  $f(\text{slutkvartal})$ 



punkt. Resultatet fremgår af figur 6 til 11, der indeholder koefficientskøn og øvre og nedre signifikansgrænse bestemt ved to gange spredningen. Koefficienterne forekommer rimeligt stabile, så snart 1978 er passeret. Det mest interessante er utvivlsomt den langsigtselasticitet, der kan beregnes. Det ses af figur 12, at den efter 1978 notorisk er negativ og numerisk større end eller lig to. Den statistiske sikkerhed omkring langsigtselasticiteten på -2,4 illustreres også af, at den varierer mellem -1,8 og -10,7, når koefficienten til  $\log(xq_{t-1})$  bindes til den estimerede værdi minus henholdsvis plus to gange spredningen. Ved tilsvarende binding af den mere signifikante koefficient til  $\log(pq_{t-1})$  varierer langsigtselasticiteten blot mellem -2,4 og -2,7.

### 5. Konklusion

Det må være en rimelig hypotese, at udenrigshandelselasticiteterne for en lille økonomi er store – især på langt sigt. Og med det udgangspunkt er det tilfredsstillende, at man på enkelt konstruerede data estimerer industrieksportens priselasticitet til at være numerisk omkring  $2\frac{1}{2}$ . Man kan selvfølgelig argumentere for, at det er i underkanten, men det er dog nemmere at leve med end skøn i intervalltet  $1-1\frac{1}{2}$ . I øvrigt er der her som i andre tilsvarende undersøgelser tale om en bestandig usikkerhed, idet de fundne resultater – som det skulle være fremgået – ikke opfylder alle statistiske kriterier. Der er således ikke tale om en autoritativ opgørelse af eksportelasticiteten, og der er plads til andre vurderinger.

*Bilagstabel med anvendte data:*

	<i>vq</i>	<i>xq</i>	<i>pq</i>	<i>wq</i>
1971				
Q1	1.0241	0.9472	1.0808	0.9002
Q2	1.0178	0.9358	1.0872	0.9056
Q3	1.0220	0.9566	1.0680	0.9135
Q4	1.0273	0.9632	1.0661	0.9140
1972				
Q1	1.0346	0.9855	1.0495	0.8915
Q2	1.0388	0.9945	1.0442	0.8973
Q3	1.0567	0.9891	1.0679	0.9122
Q4	1.0599	0.9782	1.0831	0.9299
1973				
Q1	1.0714	0.9790	1.0940	0.9329
Q2	1.0977	0.9803	1.1194	0.9754
Q3	1.0788	0.9594	1.1240	1.0112
Q4	1.0630	0.9603	1.1066	1.0230
1974				
Q1	1.0557	0.9601	1.0991	1.0366
Q2	1.0515	0.9535	1.1023	1.0422
Q3	1.0399	0.9762	1.0649	1.0384
Q4	1.0630	0.9808	1.0834	1.0683
1975				
Q1	1.0872	1.0186	1.0670	1.0762
Q2	1.0977	1.0213	1.0744	1.0960
Q3	1.1061	1.0158	1.0886	1.0876
Q4	1.0914	1.0078	1.0826	1.0914
1976				
Q1	1.0693	0.9527	1.1221	1.1087
Q2	1.0504	0.9014	1.1648	1.1484
Q3	1.0441	0.8924	1.1696	1.1457
Q4	1.0252	0.8710	1.1766	1.1635
1977				
Q1	1.0147	0.8753	1.1588	1.1413
Q2	1.0136	0.8914	1.1368	1.1225
Q3	0.9905	0.8722	1.1351	1.1073
Q4	0.9768	0.8804	1.1091	1.0786
1978				
Q1	0.9160	0.8065	1.1355	1.1020
Q2	0.9519	0.8375	1.1361	1.1108
Q3	0.9627	0.8505	1.1316	1.0977
Q4	0.9516	0.8446	1.1263	1.1143
1979				
Q1	0.9635	0.8636	1.1154	1.1144
Q2	0.9517	0.8802	1.0808	1.0912
Q3	0.9582	0.8936	1.0719	1.0820
Q4	0.9816	0.9241	1.0618	1.0731

*Bilagstabel med anvendte data:*


---

	<i>vq</i>	<i>xq</i>	<i>pq</i>	<i>wq</i>
1980				
Q1	0.9516	0.9439	1.0078	1.0207
Q2	0.9866	0.9820	1.0044	0.9996
Q3	1.0275	1.0196	1.0074	0.9965
Q4	1.0343	1.0546	0.9804	0.9832
1981				
Q1	1.0701	1.0810	0.9896	0.9733
Q2	1.0582	1.0654	0.9929	0.9675
Q3	1.0576	1.0674	0.9905	0.9717
Q4	1.0561	1.0770	0.9803	0.9817
1982				
Q1	1.0563	1.0896	0.9691	0.9570
Q2	1.0668	1.1058	0.9644	0.9493
Q3	1.0296	1.0499	0.9803	0.9394
Q4	1.0532	1.0502	1.0026	0.9612
1983				
Q1	1.1183	1.0852	1.0301	0.9681
Q2	1.1138	1.0786	1.0323	0.9637
Q3	1.1461	1.0879	1.0531	0.9453
Q4	1.1521	1.0828	1.0636	0.9362
1984				
Q1	1.1242	1.0541	1.0662	0.9306
Q2	1.1371	1.0715	1.0608	0.9406
Q3	1.1048	1.0462	1.0557	0.9338
Q4	1.1153	1.0569	1.0549	0.9417
1985				
Q1	1.1084	1.0226	1.0835	0.9456
Q2	1.1122	1.0366	1.0725	0.9259
Q3	1.1628	1.0777	1.0786	0.9343
Q4	1.1276	1.0091	1.1170	0.9409
1986				
Q1	1.1085	0.9904	1.1188	0.9426
Q2	1.1819	1.0562	1.1186	0.9483
Q3	1.0930	0.9651	1.1321	0.9511
Q4	1.1176	0.9784	1.1419	0.9689
1987				
Q1	1.1259	0.9692	1.1612	1.0001
Q2	1.1215	0.9757	1.1490	1.0149
Q3	1.1468	1.0097	1.1354	0.9979
Q4	1.1279	0.9913	1.1374	1.0098
1988				
Q1	1.1987			
Q2	1.0935			
Q3	1.0620			



*Bilagstabel med anvendte data:*

	<i>vq</i>	<i>xq</i>	<i>pq</i>	<i>wq</i>
1970	1.1270	1.1730	0.9608	0.9736
1971	1.1030	1.1490	0.9600	0.9735
1972	1.1170	1.1330	0.9859	0.9705
1973	1.0830	1.0870	0.9963	1.0249
1974	1.0870	1.0620	1.0235	1.0478
1975	1.0500	1.0150	1.0345	1.0867
1976	1.0500	1.0040	1.0458	1.1054
1977	1.0100	0.9930	1.0171	1.0847
1978	1.0090	0.9870	1.0223	1.0836
1979	1.0060	0.9880	1.0182	1.0923
1980	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
1981	1.0010	1.0890	0.9192	0.9493
1982	1.0240	1.1000	0.9309	0.9296
1983	1.0310	1.1010	0.9364	0.9324
1984	1.0150	1.1350	0.8943	0.8924
1985	1.0350	1.1190	0.9249	0.8924
1986	1.0250	1.0590	0.9679	0.9273

*Litteratur*

- Budgetdepartementet. 1988. *Finansredegørelse 89*. København.
- Christensen, Anders Møller. 1986. Industrieksporten: Succes eller problem. *Samfundsøkonomen* 4. årgang nr. 4 p. 5-12.
- Engle, Robert F. og C.W.J. Granger. 1987. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica* vol. 55 nr. 2 p. 251-276.
- Engle, Robert F. og Sam Yoo. 1987. Forecasting and Testing in Co-integrated Systems. *Journal of Econometrics* 35: 143-159.
- Forskningsgruppen i Danmarks Nationalbank. 1989. Mål for markedsandel og priselasticitet. Tre sider upubliceret, udleveres af forfatteren.
- Larsen, Niels og Jens Christian Nielsen. 1988. Estimation af en dansk eksportmodel. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* bind 126 nr. 1 p. 75-82.
- Nielsen, Gert Åge. 1984. En empirisk analyse af dansk eksport. Rød serie nr. 6 fra Københavns Universitets Økonomiske Institut.
- Sargan, J.D. og Alok Bhargava. 1983. Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk. *Econometrica* vol. 51 nr. 1 p. 153-174.

*Bilagstabel med anvendte data:*

	<i>vq</i>	<i>xq</i>	<i>pq</i>	<i>wq</i>
1970	1.1270	1.1730	0.9608	0.9736
1971	1.1030	1.1490	0.9600	0.9735
1972	1.1170	1.1330	0.9859	0.9705
1973	1.0830	1.0870	0.9963	1.0249
1974	1.0870	1.0620	1.0235	1.0478
1975	1.0500	1.0150	1.0345	1.0867
1976	1.0500	1.0040	1.0458	1.1054
1977	1.0100	0.9930	1.0171	1.0847
1978	1.0090	0.9870	1.0223	1.0836
1979	1.0060	0.9880	1.0182	1.0923
1980	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
1981	1.0010	1.0890	0.9192	0.9493
1982	1.0240	1.1000	0.9309	0.9296
1983	1.0310	1.1010	0.9364	0.9324
1984	1.0150	1.1350	0.8943	0.8924
1985	1.0350	1.1190	0.9249	0.8924
1986	1.0250	1.0590	0.9679	0.9273

*Litteratur*

- Budgetdepartementet. 1988. *Finansredegørelse 89*. København.
- Christensen, Anders Møller. 1986. Industrieksporten: Succes eller problem. *Samfundsøkonomen* 4. årgang nr. 4 p. 5-12.
- Engle, Robert F. og C.W.J. Granger. 1987. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica* vol. 55 nr. 2 p. 251-276.
- Engle, Robert F. og Sam Yoo. 1987. Forecasting and Testing in Co-integrated Systems. *Journal of Econometrics* 35: 143-159.
- Forskningsgruppen i Danmarks Nationalbank. 1989. Mål for markedsandel og priselasticitet. Tre sider upubliceret, udleveres af forfatteren.
- Larsen, Niels og Jens Christian Nielsen. 1988. Estimation af en dansk eksportmodel. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* bind 126 nr. 1 p. 75-82.
- Nielsen, Gert Åge. 1984. En empirisk analyse af dansk eksport. Rød serie nr. 6 fra Københavns Universitets Økonomiske Institut.
- Sargan, J.D. og Alok Bhargava. 1983. Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk. *Econometrica* vol. 51 nr. 1 p. 153-174.