

Ref

Export- och importfunktioner för varor och tjänster

Bilaga 9 till LU87

Ur KB:s samlingar

Digitaliserad år 2015

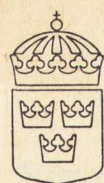


National Library
of Sweden

Ref

Export- och importfunktioner för varor och tjänster

Bilaga 9 till LU87



Export- och import- funktioner för varor och tjänster

Långtidsutredningen 1987



Export- och import-
funktioner för vitor
och färdier

Förord

LÅNG
TIDS
UTRED
NINGEN
'87

Långtidsutredningen 1987 utarbetas inom finansdepartementets långsiktsenhet. I samband med utredningen har ett antal specialstudier genomförts. Huvuddelen av dessa publiceras som bilagor till utredningens huvudrapport.

Föreliggande bilaga har utarbetats av konjunkturinstitutet och Sveriges Riksbank. Syftet har varit att ta fram export- och importfunktioner för Sveriges utrikeshandel, baserade på aktuellt dataunderlag och skattade delvis enligt nyare metoder i jämförelse med tidigare studier på detta område. Härvid har konjunkturinstitutet svarat för funktionerna rörande varuexport och varuimport, medan riksbanken gjort en översyn av sina tidigare modeller för bestämning av tjänstebalansen.

Ansvar för långtidsutredningens bilagor och för de bedömningar de innehåller vilar på respektive författare. Av den kommande huvudrapporten framgår hur bilagorna använts i utredningens arbete.

Finansdepartementets kontaktman har varit Thomas Olofsson.

Stockholm i februari 1987

Lars Mathlein
Planeringschef

Lars Heikensten
Departementsråd

INNEHÅLL

	Sid.
Författarnas förord	7
I Sveriges varuexport	7
1 Inledning	9
2 Teoretiska utgångspunkter	11
2.1 Alternativa modellansatser	11
2.2 Efterfrågesidan	13
2.3 Utbudseffekter	15
3 Efterfrågemodeller, skattningsansatser och data	17
3.1 Grundmodellen	17
3.2 Skattningsansatser	19
3.3 Data	20
3.4 Modeller, skattningsansatser och data för basindustrierna	21
4 Sektorskattningar för exporten till OECD-området	23
5 Några systemskattningsförsök	51
Appendix	56
Referenser	67
II Sveriges varuimport	69
1 Inledning	69
2 Metod	71
3 Estimationsresultat	73
4 Importen av råolja och petroleumprodukter	77
4.1 Importen av råolja	77
4.2 Importen av petroleumprodukter	76

III	Prognosekvationer för vissa delar av tjänstebalansen	81
1	Inledning	81
2	Problem med ekvationerna för frakter och övriga tjänster	83
2.1	Frakter	83
2.2	Övriga tjänster	83
3	Resultat av översynen	85
3.1	Frakter	85
3.1.1	Export av sjöfartstjänster	85
3.1.2	Import av sjöfartstjänster	88
3.1.3	Export av land- och flygfrakttjänster	89
3.2	Övriga tjänster	92
3.2.1	Export av övriga tjänster	92
3.2.2	Import av övriga tjänster	93
3.3	Sammanfattande slutsatser	95
	Bilagor till Långtidsutredningen LU87	95

Författarnas förord

Denna studie av svensk utrikeshandel har genomförts inom konjunkturinstitutet (del I–II) och riksbanken (del III). I uppdraget från långtidsutredningen har ingått att skatta import- och exportfunktioner för varor och tjänster avsedda att bilda underlag för utredningens prognoser och modellkalkyler. Däremot har det inte varit avsikten att ta fram egna export- eller importprognoser.

Undersökningen av varuexporten i rapportens första del har letts av Lars Ernsäter, som svarar för beräkningar och analyser beträffande flertalet LU-sektorer. Studierna av basindustrier har genomförts av Paul Söderlind, som också svarar för diskussionen av produktions- och utbudsförhållanden i avsnitt 2. Importstudien i del II har gjorts av Per-Lennart Börjesson (avsnitten 1–3) och Randall Bowie (avsnitt 4 rörande importen av råolja och petroleumprodukter).

I del III redovisas en översyn av den prognosmodell för tjänstebalansen som utarbetades inom riksbanken som underlag för 1980 års långtidsutredning, och som skattades om och reviderades i samband med LU 84. Översynen är inriktad på ekvationerna för frakter och övriga tjänster, och har genomförts av en konsult, Åke Gustafsson, Uppsala Universitet. Redogörelsen i del III har författats av Eva Srejber.

Varuexportstudien har krävt betydande insatser för att bygga upp och komplettera databaser. Förutom Ernsäter och Söderlind har Gabriella Garofalo deltagit i detta arbete. Monica Brorsson, Marianne Larsson och Ragnhild Andered har skrivit ut manuskript till rapporten.

Thomas Olofsson har bidragit med värdefulla synpunkter under arbetets utförande.

Table 1
 Descriptive statistics of the data

Variable	Mean	Standard deviation	Minimum	Maximum
Age	35.2	12.5	18	65
Gender	0.48	0.50	0	1
Marital status	0.65	0.48	0	1
Education	12.5	2.1	8	16
Income	25,000	15,000	5,000	60,000
Health status	0.75	0.42	0	1
Smoking status	0.35	0.48	0	1
Alcohol consumption	0.25	0.43	0	1
Exercise frequency	0.15	0.37	0	1
Stress level	0.60	0.49	0	1
Depression score	0.45	0.50	0	1
Life satisfaction	0.55	0.50	0	1

The data were collected from a national survey of 1,000 adults. The survey included information on demographic characteristics, health status, and lifestyle factors. The dependent variable is a binary indicator of whether the respondent reports a chronic health condition (1) or not (0). The independent variables are age, gender, marital status, education, income, health status, smoking status, alcohol consumption, exercise frequency, stress level, and depression score. Life satisfaction is also included as a control variable.

The first step in the analysis is to describe the data. Table 1 provides summary statistics for each variable. The mean age is 35.2 years, with a standard deviation of 12.5 years. The sample is roughly equally divided by gender (48% male and 52% female). Most respondents are married (65%), and the average education level is 12.5 years. The average annual income is \$25,000. The majority of respondents (75%) report good health status, 35% are smokers, and 25% consume alcohol. Only 15% exercise regularly, and 60% report a moderate level of stress. The average depression score is 0.45, and the average life satisfaction score is 0.55.

Next, we examine the relationship between the independent variables and the dependent variable. We use logistic regression to estimate the probability of reporting a chronic health condition. The results are presented in Table 2. The odds ratios indicate that older individuals, females, those with lower education and income, those in poorer health, smokers, and those who consume alcohol are more likely to report a chronic health condition. Conversely, those who exercise regularly and report lower stress levels are less likely to report a chronic health condition. The coefficient on the depression score is positive and significant, suggesting that higher depression scores are associated with a higher probability of reporting a chronic health condition.

Finally, we examine the relationship between the independent variables and life satisfaction. We use ordinary least squares regression to estimate the effect of each variable on life satisfaction. The results are presented in Table 3. The coefficients indicate that older individuals, those with higher education and income, those in better health, non-smokers, and those who exercise regularly report higher life satisfaction. The coefficient on the depression score is negative and significant, suggesting that higher depression scores are associated with lower life satisfaction.

In conclusion, this study examines the relationship between demographic characteristics, health status, and lifestyle factors and two important outcomes: chronic health conditions and life satisfaction. The findings suggest that better health and lifestyle factors are associated with higher life satisfaction and lower probabilities of reporting chronic health conditions.

I Sveriges varuexport

1 Inledning

Den studie av Sveriges varuexport, som redovisas i det följande, skiljer sig i några avseenden till sin uppläggning från den som gjordes för förra långtidsutredningen (LU 84)¹. Den är, för det första, helt inriktad på att belysa exportens bestämningsfaktorer genom ekonometrisk analys av data från perioden 1970–83. Resultaten är avsedda att bilda underlag för prognoser, men inga försök till egna prognoser har gjorts, och dessutom är den deskriptiva redogörelsen för skattningsperiodens exportutveckling mycket kortfattad. För det andra har analysen denna gång koncentrerats till Sveriges export till OECD-länderna, trots att områden utanför OECD spelar en betydande roll för avsättningen i några sektorer (bl. a. jordbrukssektorn).

En tredje skillnad gäller behandlingen av utbudssidan. Vi har denna gång ägnat stort intresse åt möjligheterna att ta hänsyn till utbudsfaktorer i analysen av exportutvecklingen, i allmänhet genom skattningar av system med en utbuds- eller prisekvation och en efterfrågeekvation. Denna del av analysen har visat sig vara förenad med svåra problem, och resultaten är i många fall nedslående. Vi redovisar dock resultat av systemskattningar, dels för en av LU-sektorerna, dels för aggregatet bearbetade varor. Undersökningsresultaten diskuteras relativt utförligt i kapitel 5.

Dispositionen i övrigt innebär att de teoretiska grunderna för våra skattningar kort kommenteras i kapitel 2, medan den mer konkreta formuleringen av empiriska modeller redovisas i kapitel 3. Därefter följer, i kapitel 4, en genomgång av skattningsresultaten, först översiktligt och sedan sektor för sektor.

Sektorindelningen och de olika sektorernas vikt i den svenska varuexporten kan utläsas i tabell I: 1. Tabellen ger också en uppfattning om exportvolymutvecklingen i de olika sektorerna från 1970. Det bör dock framhållas att redovisningen per femårsperiod på flera punkter döljer kraftiga svängningar i exportutvecklingen under den aktuella perioden. Då det gäller utvecklingen år för år av Sveriges export till OECD-området hänvisas till de diagram för olika sektorer, som presenteras i kapitel 4.

¹ Se SOU 1984: 7 (1984).

Tabell I: 1. Utvecklingen av Sveriges varuexport per LU-sektor 1970–85

LU-sektor	Milj. kr 1985	Genomsnittlig årlig procentuell volymförändring		
		löpande priser	1970– 1975	1975– 1980
1. Jordbruk och fiske	2 943	11,3	0,0	9,0
2. Skogsbruk	334	–13,7	–12,8	1,8
3. Extrativ industri	5 099	– 3,7	3,7	5,4
4. Skyddad livsmedelsindustri	2 604	– 6,0	4,5	8,5
5. Konkurrensutsatt livsmedelsindustri	2 483	8,4	5,3	9,8
6. Dryckesvaru- och tobaksindustri	342	11,5	2,2	9,0
7. Textil- och beklädnadsindustri	6 764	5,2	3,1	3,7
8. Trävaruindustri	15 666	0,1	3,8	6,5
9. Massa- och pappersvaruindustri	34 530	– 1,6	4,9	2,7
10. Grafisk industri	1 460	9,9	4,3	10,4
11. Gummivaruindustri	1 704	3,1	1,6	2,7
12. Kemisk industri	20 482	4,0	9,5	7,5
13. Petroleumindustri	11 760	– 4,2	19,0	4,6
14. Jord- och stenvaruindustri	2 803	5,8	6,5	4,4
15. Järn-, stål- och metallverk	20 085	2,3	5,6	4,6
16. Verkstadsindustri, exkl. varv	123 715	6,1	3,5	6,0
17. Varv	1 935	3,7	–20,0	–3,5
18. Övrig tillverkningsindustri	1 128	4,8	14,4	–0,2
19. El, gas-, värme- och vattenverk	768	16,2	–12,1	20,7
Summa	256 605	3,2	3,6	5,3

Källor: Konjunkturinstitutet och statistiska centralbyrån.

2 Teoretiska utgångspunkter

Givet kravet på enkla och någorlunda enhetligt formulerade samband samt antagandet att exporterade kvantiteter kan ses som ett resultat av marknadsmekanismer – hur ska en modell som förklarar den svenska exportens utveckling över tiden formuleras? På efterfrågesidan bestäms modellansatsen av om vi kan betrakta de produktgrupper vi studerar som homogena eller ej. När det gäller utbudsförhållandena måste vi bedöma rimligheten i olika antaganden om skalavkastningen.

I detta kapitel diskuteras först schematiskt förutsättningarna för och implikationerna av olika modellansatser. Sedan behandlas efterfråge- och utbudssidan mer i detalj. De teoretiska brottstycken som redovisas här är utgångspunkter för det direkta formulerandet av estimerbara ekvationer i avsnitt 3.

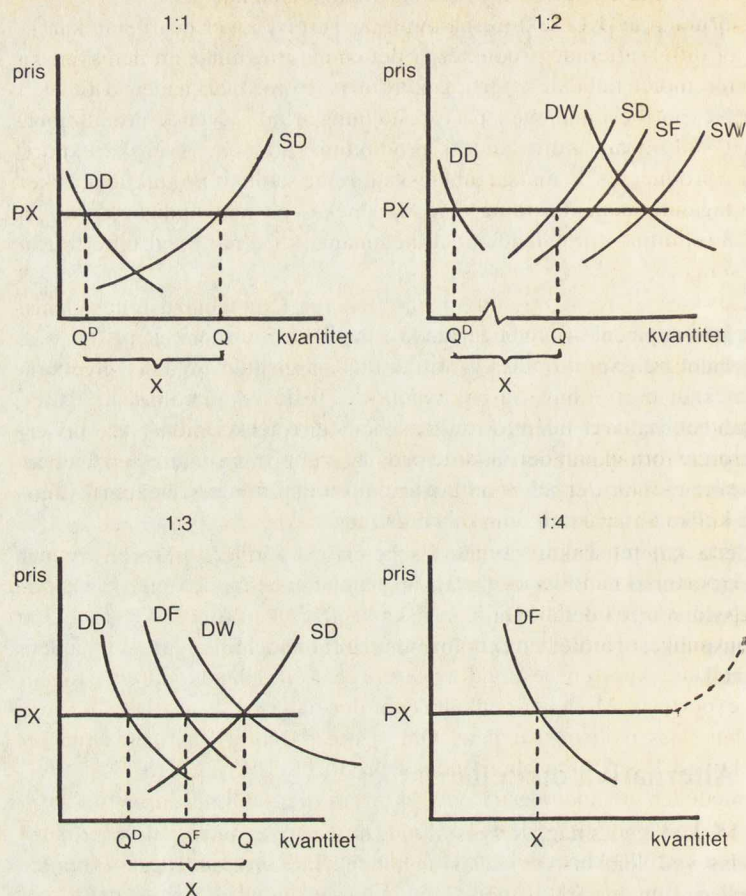
2.1 Alternativa modellansatser

I fig. 1 åskådliggörs några frågeställningar kring alternativa modeller. I 1:1 avbildas vad som brukar kallas en modell för en liten öppen ekonomi. Modellen, som är vanlig i teoretiska analyser, antar implicit att varor som går i handel är homogena. Det lilla landet kan inte påverka internationella marknadsförhållanden utan anpassar sitt utbud till utifrån givna världsmarknadspriser. (Netto-)exporten bestäms residualt som skillnaden mellan inhemskt utbud och inhemsk efterfrågan, $X = Q - Q^D$ ¹. Om denna modell tros vara relevant för någon eller några av LU-sektorerna ("basindustrierna" – järnmalm, trävaror, massa- och pappersindustrin samt järn- och stålindustrin – ligger närmast till hands) blir huvuduppgiften att estimerar utbudsfunktioner för inhemska producenter där priset betraktas som exogent.

Om vi stannar kvar i värld av homogena varor men antar att den "lilla öppna ekonomin", när det gäller vissa produkter, är så pass stor att dess utbud faktiskt påverkar världsmarknadspriset, hamnar vi i en situation som beskrivs i 1:2. Exporten bestäms fortfarande som skillnaden mellan inhemsk efterfrågan vid ett etablerat världsmarknadspris, men detta pris är inte längre en exogen storhet. Poängen är att vi måste ta explicit hänsyn till övriga världens utbud och världsmarknadsefterfrågan. För den svenska exporten av järnmalm och pappersmassa är denna modell en tänkbar approximation.

¹ Vi tillåter oss då antagandet att den inhemska efterfrågan i första hand riktas mot inhemska producenter, även om det inte finns något i modellen som säger att så är fallet.

Figur 1



- DD, DF och DW - Inhemsk, utländsk och total efterfrågan
 SD, SF och SW - Inhemskt, utländskt och totalt utbud
 Q^D , Q^F och Q - Kvantiteter levererade till hemmamarknad, utlandet samt totala leveranser
 X och PX - Exporterad kvantitet och exportpris

Modeller där de studerade varorna antas vara homogena är ofta svåra att tillämpa empiriskt. På de aggregeringsnivåer vi rör oss existerar nästan alltid export och import parallellt, trots att ett land enligt teorin antingen är exportör eller importör. Vidare ska det enligt teorin endast existera ett pris, men det statistiska underlaget talar ofta ett annat språk. I praktiken antas ofta att även basindustriprodukter möter fallande efterfrågekurvor. Ett sätt att motivera en sådan ståndpunkt är att hävda att aggregeringseffekten nästan alltid gör det omöjligt att tala om helt homogena varor. Ett annat sätt är att hänvisa till imperfekt information och olika tröghets-

mekanismer. Tidsperspektivet är naturligtvis viktigt. Antagandet att olika producenter har en egen efterfrågan är rimligare på kort sikt.

Majoriteten av LU-sektorerna omfattar varor av mer bearbetad karaktär. För differentierade produkter är det en naturlig tanke att den svenska exporten möter fallande efterfrågekurvor på exportmarknaden. I fig. 1:3 bygger exportbestämningen på föreställningen att "svensk produktion" går att skilja från andra länders produktion, att den "svenska exportvaran" produceras av många inhemska företag samt att produktionen sker till avtagande skalavkastning. Fig. 1:3 pekar på nödvändigheten att ta hänsyn till utbudsförhållanden och hemmamarknad när exportefterfrågan analyseras.

Att diskutera i termer av utbudsfunktioner är bara meningsfullt så länge vi kan hävda att det finns många exportproducenter inom ett land, så att var och en anpassar utbudet till marginalkostnad och givet pris är lika. Tror vi att monopolistisk konkurrens bättre approximerar rådande marknadsförhållanden kan vi istället specificera prisekvationer, där priserna beror av förhållanden på både utbuds- och efterfrågesidan. Med hjälp av en sådan prisFunction och en efterfrågefunktion kan pris och exportkvantitet bestämmas simultant. Om dataunderlaget tyder på att företagen sätter olika priser hemma och utomlands bör prisekvationer för såväl hemmasom exportmarknaden specificeras. Vi hamnar i en modell med två efterfråge- och två prisekvationer.

Den vanligaste modellen i empiriska utrikeshandelsstudier åskådliggörs i 1:4. Här är exporten bestämd av efterfrågan utomlands vid ett exogent givet exportpris. Modellens enkelhet gör den naturligtvis mycket attraktiv, men hur pass realistisk är den? Om vi utgår från att faktorpriserna för respektive LU-sektor är oberoende av producerade kvantiteter så är efterfrågemodellen invändningsfri om sektorernas produktion uppvisar konstant skalavkastning. På kort sikt, med fast kapitalstock och fullt (eller i närheten av fullt) kapacitetsutnyttjande, är detta inte rimligt utan troligen en överskattning av skalelasticiteten. En omständighet som talar för modellen inom ramen för denna studie är det faktum att industrins kapacitetsutnyttjande i allmänhet varit lågt under den period som skattningarna avser. I sammanhanget är det också notabelt att man i flera empiriska prisstudier (på svenska data)² inte funnit något samband mellan efterfrågetryck och prissättning. Om företagens prisbeteende domineras av kostnadssidan är det försvarbart att estimerar exportefterfrågekvationer där exportpriset betraktas som exogent.

2.2 Efterfrågesidan

Utgångspunkten för behandlingen av efterfrågesidan är det i utrikeshandelsstudier vanliga antagandet, ursprungligen i Armington (1969), att varor som är föremål för handel går att skilja åt med avseende på varuslag och ursprungsland. Varor av samma slag producerade i olika länder kallas med Armingtons terminologi produkter och betraktas som imperfekta substitut.

I vårt fall bestäms varuslagen av LU:s sektorindelning. Vi kan koncentrera oss på en bransch i taget, om vi antar att den marginella substitu-

² Jmf. Calmfors och Herin (1979) och Forslund och Lind (1984).

tionskvoten mellan produkter som har sitt ursprung i en viss sektor är oberoende av efterfrågan på produkter från alla andra sektorer.

Med dessa förutsättningar som bakgrund kan optimerande konsumenters och producenters efterfrågan beskrivas som en tvåstegsprocess. Först bestäms efterfrågan på ett varuslag utifrån priset på olika varor och totala utgifter. Givet denna *varuefterfrågan* bestäms efterfrågan på en *produkt* av relativa produktpriser.³ Dessa tankegångar innebär att vi kan säga att det existerar en efterfrågan i olika länder (eller länderområden) på grupper av konkurrerande produkter. Om vi kallar varje sådan typ av efterfrågan för en marknad, kan efterfrågan på en viss produkt uttryckas som en funktion av storleken på marknaden och de relativa priserna på konkurrerande produkter:

$$x_{ij}^k = f \left(X_i^k, \frac{P_{ij}^k}{P_{i1}^k}, \frac{P_{ij}^k}{P_{i2}^k}, \dots, \frac{P_{ij}^k}{P_{iL}^k} \right), \quad (2.1)$$

där x_{ij}^k är land (länderområde) k 's efterfrågan på vara i från land j , X_i^k land k 's totala efterfrågan på vara i och $P_{i1}^k, P_{i2}^k, \dots, P_{ij}^k, \dots, P_{iL}^k$ priser på vara i från L länder till land k .

Funktionen (2.1) kan knappast bli föremål för estimering beroende på det stora antalet relativa produktpriser. Vi kan komma runt problemet om vi antar att antalet intressanta aktörer kan reduceras till det efterfrågande landet, exportlandet Sverige samt ett aggregat av andra exportörer. Det innebär att svensk export till ett viss land av en vara, definierad enligt LU:s sektorindelning, skulle kunna uttryckas som en funktion av marknadens storlek, dvs. avnämarnadens totala efterfrågan på varan, samt två relativpriser — svenskt exportpris relativt inhemskt pris respektive svenskt exportpris relativt ett pris som utgör en sammanvägning av andra exportörers priser.

I praktiken använder vi en skattningsmetod som innebär ännu en stegvis uppdelning liknande den som skisserades ovan i fråga om varor och produkter. Inom varje varugrupp antas valet först stå mellan inhemska produkter och (aggregatet av) importerade produkter. Importen av vara i till land k är:

$$M_i^k = z \left(X_i^k, RP_i^{hk} \right), \quad (2.2)$$

där RP_i^{hk} anger prisrelationen mellan hemmaproduktion och import.

Den här bestämda importen av varan representerar också marknaden för svensk export i ett sista steg, där svenska exportörer konkurrerar med utländska. Den svenska exporten till ett visst land kan då uttryckas som en funktion av landets importefterfrågan och ett sammanvägt relativpris gentemot konkurrenterna från tredje land:

$$x_i^k = h \left(M_i^k, RP_i^k \right), \quad (2.3)$$

där således x_i^k är svensk export av vara i till land k , M_i^k landets totala importefterfrågan och RP_i^k relationen mellan det svenska exportpriset och avnämarnadens genomsnittliga importpris på vara i .

³ De precisa villkoren för tvåstegs-modellen utvecklas i Armington (1969).

Tvåstegsuppdelningen enligt ekvationerna 2.2 och 2.3 ställer krav på restriktiva antaganden beträffande preferens- och/eller produktionsfunktioners egenskaper i avnämrländerna. De innebär ju att substitutionskvoten mellan par av importerade produkter ska vara oberoende av pris och efterfrågan på den inhemskt framställda produkten i samma sektor/varugrupp. Detta antagande – som varit gängse också i tidigare långtidsutredningar – betingas i vårt fall av bristande datatillgång.

2.3 Utbudseffekter

I detta avsnitt ska vi ställa exportekvationerna i relation till neoklassisk produktionsteori och kort diskutera vilka antaganden om utbudssidan som ligger bakom skattningar av sådana ekvationer.

Låt oss anta att produktionsfunktionen har konstant skalelasticitet (E) och att företagen möter faktormarknader med perfekt konkurrens. Produktionsfaktorerna är arbetskraft (L), insatsvaror (R) och kapital (K), med priserna w , s respektive r .

Under "normala" förutsättningar om marginalproduktiviteter skilda från noll, kan produktionsfunktionen skrivas⁴:

$$Q = [G(L, R, K)]^E, \quad (2.4)$$

där G är homogen av första graden.

Med faktorpriser skilda från noll kan det då också visas⁵ att produktionskostnaden är:

$$C = Q^{1/E} \cdot H(w, s, r) \quad (2.5)$$

där H , per definition, är homogen av grad 1⁶.

Marginalkostnaden är:

$$MC = \frac{1}{E} Q^{\frac{1-E}{E}} \cdot H(w, s, r) \quad (2.6)$$

Genom att derivera denna funktion finner man att om $E > 1$ har företaget avtagande marginalkostnad (och omvänt).

Företagen arbetar under monopolistisk konkurrens och antas maximera vinsten i varje period. Marginalintäkten ska då vara lika med marginalkostnaden, vilket också kan skrivas:

$$P = \frac{\epsilon}{\epsilon + 1} \cdot MC = \frac{\epsilon}{\epsilon + 1} \cdot \frac{1}{E} Q^{\frac{1-E}{E}} \cdot H(w, s, r) \quad (2.7)$$

där ϵ är efterfrågans priselasticitet.

Vi finner således att företagets pris bör skattas utifrån

- efterfrågans priselasticitet, som här antas vara konstant,
- produktionsnivån,

⁴ Jfr Nadiri, M.I. (1982) sid. 463.

⁵ Diewert, W.E. (1982) sid. 551

⁶ Jmfr Diewert, W.E. (1982) sid. 538.

c) faktorpriserna, vilkas samlade elasticitet ska vara 1.

I LU är syftet att skatta varje sektors aggregerade export. Vi antar med andra ord att det går att finna ett genomsnittligt beteende för alla svenska exportörer i en bestämd sektor.

Exportskattningarna är i de flesta fall rena efterfrågeekvationer, dvs. utbudssidan negligeras. Det kan utläsas ur ekvation (2.7) att detta skulle vara helt korrekt (dvs. priset är oberoende av såld kvantitet) om:

1) faktorpriserna är oberoende av producerad kvantitet i respektive sektor – ett ganska rimligt antagande i flertalet fall,

2) produktionen i varje sektor har konstant skalavkastning ($E=1$). På kort sikt, med fast kapitalstock innebär detta säkerligen en överskattning av skalelasticiteten. Under skattningsperioden har industrin dock långa perioder arbetat med lågt kapacitetsutnyttjande. Det ökar möjligheten för kortsiktiga skalelasticiteter i närheten av 1.

Om antagandet (2) är felaktigt samvarierar pristermen med slump termen i efterfrågefunktionen. En skattning av denna med enkel minsta-kvadratmetod blir därmed inkonsistent.

3 Efterfrågemodeller, skattningsansatser och data

En utgångspunkt för denna studie var att försåvitt utbudsfaktorer antas vara viktiga så bör utbuds- eller prisekvationer formuleras explicit och estimeras tillsammans med efterfrågeekvationer. I stort sett alla försök till systemskattningar visade sig emellertid fruktlösa, och därför baseras huvuddelen av de estimationsresultat som redovisas på en ren efterfrågeansats. Vi har inte försökt estimerade ekvationer av "hybridtyp", dvs. efterfrågeekvationer som utökats med variabler som antas återspegla förhållanden på utbudssidan. Sådana ekvationer är svåra att tolka utifrån ekonomisk teori. Det torde också innebära ekonometriska problem, då det i allmänhet är tveksamt om variabler typ kapacitetsutnyttjande och vinst kan betraktas som exogena i förhållande till den exportutveckling de antas förklara.

3.1 Grundmodellen

I princip byggs exportefterfrågemodellen upp i två steg. I det första steget görs ett försök att förklara den för svensk export relevanta marknadsutvecklingen, där marknaden definieras som ett antal viktiga avnämarnländers import. I det andra steget skattas den svenska exporten med marknadsutvecklingen som en viktig förklaringsfaktor. Avnämarnlänternas import antas vara bestämd av BNP-utveckling och förhållandet mellan importpriser och inhemska producentpriser. Den svenska exportutvecklingen förutsätts kunna förklaras av marknadsutveckling och relationen mellan svenskt exportpris och avnämarnlänternas genomsnittliga importpris. Detta är det traditionella angreppssättet i KI:s exportstudier till långtidsutredningen. En skillnad i denna studie gentemot tidigare är antagandet att svensk export inte nödvändigtvis behöver utvecklas i samma takt som avnämarnlänternas totala import vid konstanta relativpriser. En andelsansats tas med andra ord inte för given. Arbetet har koncentrerats kring "steg två". Nedtoningen av "steg ett" är delvis styrd av tillgången till data (producentpriser för de aktuella länderna finns inte tillgängliga på LU-sektornivå) men har också dikterats av att det är den egentliga exportfunktionen ("steg två") som kommer till direkt användning i finansdepartementets modell.

Modellerna specificeras i log-linjär form, vilket innebär att skattade koefficienter direkt kan tolkas som elasticiteter.

För de olika LU-sektorerna formuleras ekvationerna för avnämarnländernas totala import på följande sätt:

$$\ln M_i = a_0 + a_1 \ln RP_i^h + a_2 \ln BNP_i + e_i \quad (3.1)$$

där

M_i = land i:s totala import i 1980 års priser; landets importpris har använts som deflator

RP_i^h = relativpris, beräknat som importpris för land i/producentpris för land i

BNP_i = BNP i 1980 års priser för land i

e_i = störningsterm

a_0 , a_1 och a_2 är de parametrar som ska estimeras.

Priser och BNP betraktas som exogena i förhållande till modellen. Relativprisvariabeln representerar valet mellan importerade och inhemskt producerade varor. BNP förutsätts stå i ett fast förhållande till ett mer sektorspecifikt efterfrågemått¹ (som det hade varit önskvärt att använda). a_1 förväntas vara negativ och a_2 positiv.

Exportfunktioner för var och en av LU-sektorerna samt för bearbetade varor har specificerats som följer:

$$\ln X_i = b_0 + b_1 \ln RP_i + b_2 \ln M_i + u_i \quad (3.2)$$

där

X_i = lands i:s import från Sverige i 1980 års priser; svenskt exportpris har använts som deflator

RP_i = relativpris beräknat som svenskt exportpris/land i:s importpris

M_i = land i:s totala import i 1980 års priser; landets importpris har använts som deflator

u_i = störningsterm

b_0 , b_1 och b_2 är parametrar som ska estimeras.

Priser och importutveckling betraktas som exogena. Importutvecklingen totalt förutsätts bestämd på ett tidigare stadium och relativpriser styr avnämarnlandets val av exportör. Funktionen (3.2) har estimerats i sin generella form, samt med restriktionen att $b_2 = 1$, dvs. i form av en marknadsandelsfunktion. b_1 förväntas vara negativ och b_2 positiv.

Tanken att ett exportlands andel av en given marknad styrs av enbart relativpriser är i linje med traditionell efterfrågeteori, men förutsätter ett antagande om *ceteris paribus*. Tror vi att ändrade preferenser, produktspecialisering eller andra faktorer vid sidan av priset haft betydelse för andelsutvecklingen måste det komma till uttryck i modellen. Ett vanligt sätt är att ta med en tidstrend för att fånga upp systematiska icke-priseffekter på marknadsandelen. Vi har genomgående prövat om våra ekvationers förklaringsförmåga påtagligt förbättras när en trendvariabel tas med. Dessutom har vi alltså, som alternativ till den traditionella andelsansatsen, valt att skatta en elasticitet med avseende på marknadstillväxten. Denna elasticitet kan tolkas som ett indirekt uttryck för den svenska exportens inkomstelasticitet, som kan skilja sig från våra konkurrentländers. En inkomstbestämd importökning i avnämarnländerna för svensk export kan till sitt innehåll vara sådan, att svensk exports produktsammansättning framstår som fördelaktig (eller ofördelaktig). I sådana fall kommer b_2 -koefficienten i våra exportekvationer vara skild från ett.

¹ Jmf. studien av svensk import i del II.

När (3.1) och (3.2) estimerats har relativpriser i tidigare perioder tagits med för att ge utrymme för ett enkelt dynamiskt element. Informationsbrister, institutionella hinder, konsumenternas vanor m. fl. faktorer talar för att import respektive export inte nödvändigtvis anpassar sig inom loppet av ett år vid en relativprisförändring.

Import- och exportekvationerna antas vara homogena av grad noll i priserna, vilket är förutsättningen för en specifikation med relativpriser. Homogenitetsantagandet innebär restriktionen att elasticiteterna för relativprisets komponenter är lika stora men har motsatt tecken. Restriktionen kan ifrågasättas med hänvisning till varusammansättnings effekter.² De flesta LU-sektorer är långt ifrån homogena. Det är därför troligt att olika länders prisindex vägs samman på olika sätt. Ju mer varusammansättningen skiljer sig mellan olika länder, ju mindre meningsfulla blir prisjämförelser, upp till den punkt där priserna avser produkter som, inte ens kan betraktas som substitut. Inom ramen för denna studie har 14 OECD-länders import av bearbetade varor estimerats med separerade prisvariabler, varefter homogenitetsantagandet testats.³ Resultaten redovisas inte här, men de kan sägas ge stöd för, om än inte entydigt, användandet av relativpriser.

3.2 Skattningsansatser

Exportmodellen har estimerats på länderuppdelade data i två varianter. Dels har tidsserie/tvårsnittsteknik använts, dels har funktioner skattats ländervis, varefter elasticitetsestimaten vägs samman. Vidare har funktioner för OECD-ländernas sammanlagda import från Sverige estimerats, där vägda förklaringsvariabler använts. När det gäller modellen för avnämrländernas import, så har tillgången till producentpriser, som nämnts, utgjort en restriktion. I huvudsak har tidsserie/tvårsnittsmetoden använts.⁴

Tidsserie/tvårsnittstekniken bygger på att tidsseriedata för, som mest, 14 OECD-länder "poolas". I modellen antas skilda intercept men gemensamma koefficienter i övrigt. Vidare antas att störningstermen är autokorrelerad inom varje tvårsnitt, men inte korrelerad mellan tvårsnitten, samt att dess varians skiljer sig mellan tvårsnitten (heteroskedasticitet), dvs.

$E(e_{it}^2) = \sigma_i^2$, $E(e_{it} \cdot e_{jt}) = 0$ ($i \neq j$), $e_{it} = \rho_{0i} \cdot e_{i, t-1} + u_{it}$
där i är länderna

Modellen estimeras genom att använda minstakvadratmetod (OLS) på data som transformerats två gånger för att avlägsna autokorrelation och heteroskedasticitet.⁵

Tidsserie/tvårsnittstekniken ger tillgång till många observationer, men till priset av det starka antagandet om gemensamma elasticiteter. Antagandet testas genomgående.⁶

Disaggregerade data har också använts för att skatta exportfunktioner land för land. De ländervisa estimaten har sedan vägs samman med vikter som baseras på ländernas betydelse som avsättningsmarknader för svensk

² Jmf. Murray, Ginman (1976).

³ Effekterna av växelkursförändringar estimerades också separat. Resultaten finns tillgängliga på KI.

⁴ Angreppssättet när det gäller de fyra "basindustri"-sektorerna skiljer sig något från vad som beskrivits här. Se avsnitt 3.4.

⁵ Jmf. Kmenta (1971) sid. 509–512.

⁶ "Chow-test", som är en speciell form av F-test, har använts. Testet jämför residualkvadratsummor från regressioner baserade på total- och subsample. Jmf. Maddala (1977) sid. 322–326.

export. Det var denna metod som huvudsakligen användes i KI:s exportstudie till LU 84. Det är flera problem förknippade med en sådan ansats. För det första är det knappast korrekt, annat än under mycket restriktiva förutsättningar, att beräkna vägda genomsnitt av disaggregerade estimat när ekvationerna är log-linjärt specificerade. Man kan visa att länderelasticiteterna borde justeras utifrån hur de ländervisa variablerna varierar relativt de aggregerade variablerna.⁷ Studier indikerar att på detta sätt justerade, vägda elasticiteter blir lägre än de som beräknats på vårt enkla sätt. En annan nackdel med de ländervisa skattningarna är att samma svenska exportpris används för alla avsättningsmarknader. Det är sannolikt att exportpriset till olika länder i verkligheten varierar beroende på varusammansättningseffekter och direkt prisdifferentiering. Funktionerna har estimerats med OLS eller med en Maximum-likelihood-metod för regression med autokorrelerade residualer (AR1).

I de aggregerade funktioner, som skattats för varje LU-sektor och för bearbetade varor, summeras ett antal OECD-länders import från Sverige. Samma länders importpriser och importutveckling vägs samman. Vägningarna baseras på procentuella förändringar, och vikterna utgörs av respektive lands import från Sverige föregående år. Aggregeringsförfarandet är naturligtvis approximativt till sin natur. Man kan hoppas att det avspeglar den relativpris- och marknadsutveckling som svensk export från en viss bransch i genomsnitt möter. De aggregerade funktionerna har skattats med OLS eller AR1.

3.3 Data

Data för de aktuella OECD-ländernas totala import, samt importen från Sverige, har hämtats från OECD-statistik. BNP-data kommer från nationella publikationer eller IMF-statistik. När det gäller LU-sektorskattningarna har importpriser för olika länder och svenska exportpriser beräknats med hjälp av prisserier som tagits fram av Data Resources Inc. för Statens Industriverks räkning. Dessa priser är enhetsvärden, dvs. de har framkommit genom att värdeuppgifter från internationell handelsstatistik dividerats med kvantitetssuppgifter (i t.ex. ton eller antal) på 5-ställig SITC-nivå. Nackdelarna med enhetsvärden är välkända, men här har inga alternativ stått till buds. I KI:s utrikeshandelsstudie till LU 84 lades ett omfattande arbete ner på att samla in prisindexar via kontakter med statistikproducerade myndigheter i omvärlden. Det har tyvärr inte varit möjligt att uppdatera dessa serier. De producentpriser som använts för att estimerat importmodellen har hämtats från den databas som byggdes upp till LU 84. För bearbetade varor har prisserier hämtats ur internationell statistik eller nationella publikationer.

Exportmodellen har, för samtliga LU-sektorer, skattats på årsdata för perioden 1970–83; för aggregatet bearbetade varor är skattningsperioden 1970–84. Skattningarna baseras i allmänhet på data från 13 OECD-länder. Dessa är: Österrike, Västtyskland, Norge, Danmark, Finland, Frankrike, Holland, Schweiz, Kanada, Japan, USA och Storbritannien. När skattningarna avser bearbetade varor inkluderas även Italien. Tidsserie/tvär-

⁷ Jmf. Barker (1970).

snittsskattningarna av importmodellen baseras genomgående på färre länder, för vissa LU-sektorer så få att det kan ifrågasättas om de representerar Sveriges viktigaste exportmarknader. Skattningsperioden är här 1970–80.

3.4 Modeller, skattningsansatser och data för basindustrierna

Skattningarna för basindustrierna, dvs. sektorerna 3, 8, 9 och 15, skiljer sig på några punkter från de övriga, så som de har beskrivits i de tre föregående avsnitten.

Två alternativa ansatser har använts för basindustrierna:

- 1) a) skattning av importen enligt ekvation (3.1), där det inhemska producentpriset har approximerats med respektive lands eget exportpris
- b) skattning av marknadsandel enligt ekvation (3.2) med restriktionen $b_2=1$, där det svenska exportpriset ställs i förhållande till de viktigaste konkurrenternas exportpriser – betecknas RP^K .

För tre av fyra sektorer finns unika (dvs. separat beräknade) ländervisa prisserier, som bl. a. ger en antydning om regionala varusammansättnings- och prisdiskriminerings effekter. Eftersom tidsserie/tvärnsnittsmetoden använder all denna information har den varit huvudalternativ.

2) Den svenska exporten skattas direkt på ett relativpris och BNP:

$$\ln X_i = c_0 + c_1 \ln RP_i + c_2 \ln BNP_i + v_i \quad (3.3)$$

Relativpriset är relationen mellan det svenska exportpriset och ett totalt importpris. Det senare har använts eftersom det inte har varit möjligt att få fram ett världsmarknadspris bestående av dels inhemska producentpriser, dels konkurrenternas exportpriser. Approximationen kan antas vara bättre för aggregerade data. Ansats 2 liknar därmed en "ren" efterfrågeekvation och skattningarna har i första hand gjorts med OLS på aggregerade data.

Alla skattningar har gjorts på perioden 1970–1983. Tidsserie/tvärnsnittsskattningarna har inga dummyvariabler för de olika tvärsnitten och ländervisa skattningar har ej använts med tanke på problemen med vägningen av de skattade elasticiteterna. Försök med trender (med ett undantag) samt laggade relativpriser har ej fallit väl ut.

För LU-sektorerna 3, 8 och 9 har enhetsvärden och kvantiteter beräknats respektive hämtats direkt ur 5-ställig OECD-statistik. Den bristande kvaliteten på vissa länders statistik gör att antalet länder som ingår i skattningarna varierar mellan sektorerna. För LU 15 har motsvarande uppgifter tagits ur DRI-databasen.

4 Sektorskattningar för exporten till OECD-området

Huvuduppgiften för vår exportstudie har varit att göra skattningar som belyser hur bl. a. marknadstillväxt och relativpriser påverkar Sveriges export till OECD-området. För långtidsutredningens modellkalkyler är det angeläget att skattningarna genomförs med en sektorindelning som överensstämmer med utredningens egen. Vi har gjort efterfrågeskattningar av det slag som diskuterades i förra kapitlet för alla LU-sektorer utom tre – sektorerna varv, annan tillverkningsindustri samt el-, gas- och vattenverk. Systemskattningar, där hänsyn tas till utbudssidan, har prövats för flertalet sektorer. En sådan systemskattning för träindustrin, och en för aggregatet bearbetade varor, diskuteras mer utförligt i nästa kapitel.

Inom den grupp sektorer, LU 1–16, som behandlas i det följande, finns mycket stora skillnader m a p respektive sektors betydelse för svensk export. Verkstadsindustrin exkl. varv, dvs. LU 16, svarar ensam för ungefär hälften av exporten. De två minsta sektorerna, skogsbruk och dryckesvaru- och tobaksindustri, svarar vardera för bara drygt en promille av totalexporten. Trots dessa skillnader har vi valt att – för överskådlighe- tens skull – gå igenom skattningsresultaten sektor för sektor.

De tidsserie/tvårsnitts-skattningar av importmodellen (steg ett) som gjorts för icke-basindustri sektorerna har dock skilts ut från den sektorvisa redogörelsen och sammanfattas i tabell I: 2. Innan den sektorvisa genomgången sammanfattas också, i tabell I: 3, sammanvägda estimat från de export- och marknadsandelsfunktioner som skattats ländervis. En stor del av analysarbetet har naturligtvis koncentrerats till "tunga" sektorer som verkstadsindustri, kemisk industri och några av basindustrierna. Avsnitten som rör dessa sektorer är också de mest utförliga i den följande texten.

I tabell I: 2 redovisas skattningar av importen till OECD för LU-sekto- rerna 5, 6, 7, 10, 11, 12, 13, 14 och 16. Som framgår av tabellen baseras skattningarna på ett varierande antal länder – ibland så få att det kan ifrågasättas om den marknad vi vill avbilda representeras särskilt väl. Det är enbart relativpriset innevarande år som har effekt, och priselasticite- terna är genomgående låga¹. Det kan dock påpekas att liknande priselasti- citeter erhöles för den svenska importefterfrågan (se del II). För två sek- torer – Dryckesvaru- och tobaksindustri samt Kol- och petroleumindustri – är priselasticiteterna inte signifikant skilda från noll.

I jämförelse med de (vägda) priselasticiteter, som erhöles i KI:s import- skattningar till LU 84, är de som skattats här markant lägre utom för livsmedelssektorn. Inkomstelasticiteterna (BNP) är å andra sidan högre i

¹ Med utgångspunkt i en genomgång av ett antal empiriska studier hävdar dock Goldstein och Kahn (1985) att en priselasti- tet mellan -0,5 och -1 är typisk (för total importef- terfrågan).

Tabell I: 2 Importfunktioner för OECD-länderna skattade med tidsserie/tvärsnitts-metod.

Sektor		Länder ^a	RP ^h	BNP	$\bar{R}^2$	DW
LU 4 & 5	Livsmedelsindustri	US, JA, TY, DA, NO	-0,77 (6,62)	1,66 (14,12)	0,99	2,03
LU 6	Dryckesvaru- och tobaksindustri	US, FR, TY, NO	-0,07 (-0,38)	1,73 (11,50)	0,99	1,74
LU 7	Textil-, beklädnads- och läderindustri	US, JA TY, FR, NO, DA, FI, BE, NE, KA	-0,63 (6,54)	1,99 (14,80)	0,99	2,11
LU 10	Grafisk industri	US, FI, TY, FR, NO, DA	-0,59 (-5,28)	1,54 (8,76)	0,99	1,91
LU 11	Gummivaruindustri	TY, FR, NO, FI	-0,58 (-4,11)	1,36 (4,91)	0,99	2,47
LU 12	Kemisk industri	US, JA, TY, FR, NO DA, FI, BE, NE	-0,24 (-2,36)	2,17 (16,60)	0,99	2,14
LU 13	Kol- och petroleumindustri	US, JA, TY, FR, NO, DA, FI	-0,08 (-0,73)	1,22 (2,69)	0,99	1,47
LU 14	Jord- och stenvaruindustri	US, KA, TY, FR, NO, DA, FI	-0,67 (-5,65)	1,57 (11,47)	0,99	1,82
LU 16	Verkstadsindustri exkl. varv	US, JA, TY, FR, NO, DA, FI, BE, NE	-0,28 (-3,34)	1,93 (16,18)	0,99	1,86

Värden inom parentes är t-kvoter. $\bar{R}^2$ = Determinationskoefficienten justerad för antalet frihetsgrader.
DW = Durbin-Watson statistika.

^a Beteckningar: US = USA, JA = Japan, TY = Västtyskland, DA = Danmark, NO = Norge, FR = Frankrike, FI = Finland, BE = Belgien, KA = Kanada, NE = Nederländerna.

Tabell I: 3 Vägdga genomsnitt av elasticitetsestimat från export- och marknadsandelsfunktioner avseende svensk export till OECD-länderna.

[illegible]

de nya skattningarna för alla sektorer utom för petroleum- och verkstadsindustri. Skattningarna i tabell I: 2 avser samma period, och baseras delvis på samma data (producentpriser), som importskattningarna till LU 84. Vi tror inte att våra försök med annan skattningsmetod tillför särskilt mycket i detta fall.

I tabell I: 3 redovisas elasticiteter som beräknats genom att väga samman estimat från de export- och marknadsandelsfunktioner som skattats ländervis. Som referens finns också motsvarande elasticiteter från KI:s studie till LU 84 med. Resultaten kommenteras närmare i den sektorvisa genomgången. Här ska bara påpekas att vårt allmänna intryck är att priselasticiteterna är förhållandevis låga². Vi tror att en av anledningarna till detta faktum är att utbudssidan negligerats.

LU 1 Jordbruk och fiske

Exporten av spannmål och andra jordbruksprodukter måste betraktas som bestämd från utbudssidan, dvs. av de överskott som uppkommer i Sverige. Då det gäller leveranser till OECD-området (jfr. diagrammet nedan) noteras kraftiga svängningar mellan år i den svenska exporten och dess marknadsandel. För totalexporten utjämnas dock svängningarna till största delen genom leveranser till andra länderområden, särskilt Östeuropa.

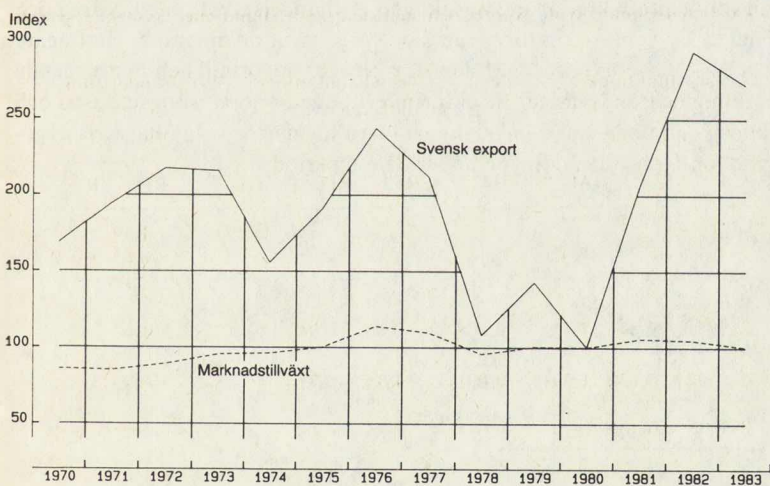


Diagram 1:1. LU 1 Jordbruk och fiske. Svensk export och marknadstillväxt. Index 1980 = 100. Källor: OECD och KI.

Det finns ingen anledning att vänta sig systematiska samband mellan å ena sidan internationell marknadstillväxt och svenskt relativpris och å andra sidan den svenska exportvolymen för jordbruksprodukter. De skattningar, som redovisas i appendix, ger visserligen intryck av någorlunda rimlig anpassning för exporten till OECD, men de måste ändå betraktas som ointressanta från prognossynpunkt.

De länders skattningar gav genomgående så pass dåliga resultat att en sammanvägning bedömdes som meningslös.

² I den tidigare anförda översikten i Goldstein och Kahn (1985) betecknas en priselasticitet i intervallet $-1,25$ till $-2,50$, för total export, som "normal". Vårt intryck av de estimat från olika studier som redovisas av Goldstein och Kahn är dock att exportpriselasticiteten i allmänhet ligger lägre. Den färskaste studien i deras översikt uppvisar mycket låga elasticiteter. För fem av sju undersökta industriländer redovisas elasticiteter runt $-0,3$. För Japan redovisas en elasticitet på $-0,81$ och för Storbritannien $-0,08$ (!).

Både den aggregerade funktionen och tidsserie/tvårsnittsskattningen som redovisas här ger en priselasticitet runt $-0,7$. Hypotesen att marknadselasticiteten (b_2) är lika med ett kan inte avvisas i något av fallen, främst beroende på de oprecisa estimaten.

Marknadsandelsekvation

Poolade data

$$\ln X = \text{dummies} - 0,70 \ln RP + \ln M$$

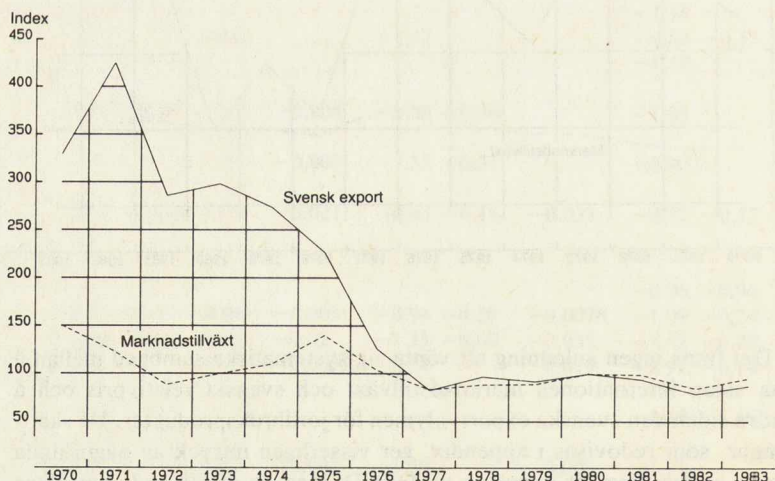
$$(-3,70)$$

Om vi, trots allt, gör tankeexperimentet att svensk jordbruksexport verkligen kan vara bestämd från efterfrågesidan, så vore en elasticitet på $0,7$ orimligt låg. Jordbruksprodukter är av den karaktären att vi kan förvänta oss en hög substituerbarhet mellan produkter från olika länder. Vidare är det svenska utbudet starkt centraliserat och en elasticitet på $0,7$ skulle innebära att säljarorganisationen tar ut ett pris långt under det vinstmaximerade. Slutsatsen måste uppenbarligen bli att efterfrågemodellen passar illa för skattningar av jordbruksexporten.

LU 2 Skogsbruk

Här liksom i jordbrukssektorn saknas förutsättningar för att utnyttja de skattade sambanden för exportprognoser. Sveriges utrikeshandel med skogsbruksprodukter är huvudsakligen ett handelsutbyte med Norge och Finland. De senaste tio-tolv åren har Norge varit dominerande mottagare av svensk virkesexport, samtidigt som Norges import till helt övervägande del kommer från Sverige. Strukturutvecklingen i norsk skogsindustri och utbudssituationen för svensk skogsråvara får därför antas ha varit avgörande för exportutvecklingen under denna period.

Diagram 1:2. LU 2
Skogsbruk. Svensk export och marknadstillväxt. Index 1980 = 100.
Källor: OECD och KI.



De vägda elasticitetsestimaten och elasticiteterna i den aggregerade funktionen är båda, av naturliga skäl, mycket lika dem man erhåller i den skattning som avser enbart Norge. Priselasticiteten är drygt ett och marknadsandelsansatsen kan inte avvisas.

Marknadsandelsekvation

Aggregerade data

$$\ln X = 10,18 - 1,15 \ln RP + \ln M$$

(10,95) (-6,07)

Inga försök till tidsserie/tvårsnittsskattningar har gjorts, då denna teknik innebär att alla observationer väger lika tungt, vilket i detta fall vore orimligt. Relativprisutvecklingens meningsfullhet för denna sektor är, mildt uttryckt, diskutabel. Det faktum att Norge är dominerande mottagare av svensk export, samtidigt som dess import till största delen kommer från Sverige, innebär att komponenterna i relativpriset måste vara starkt relaterade.

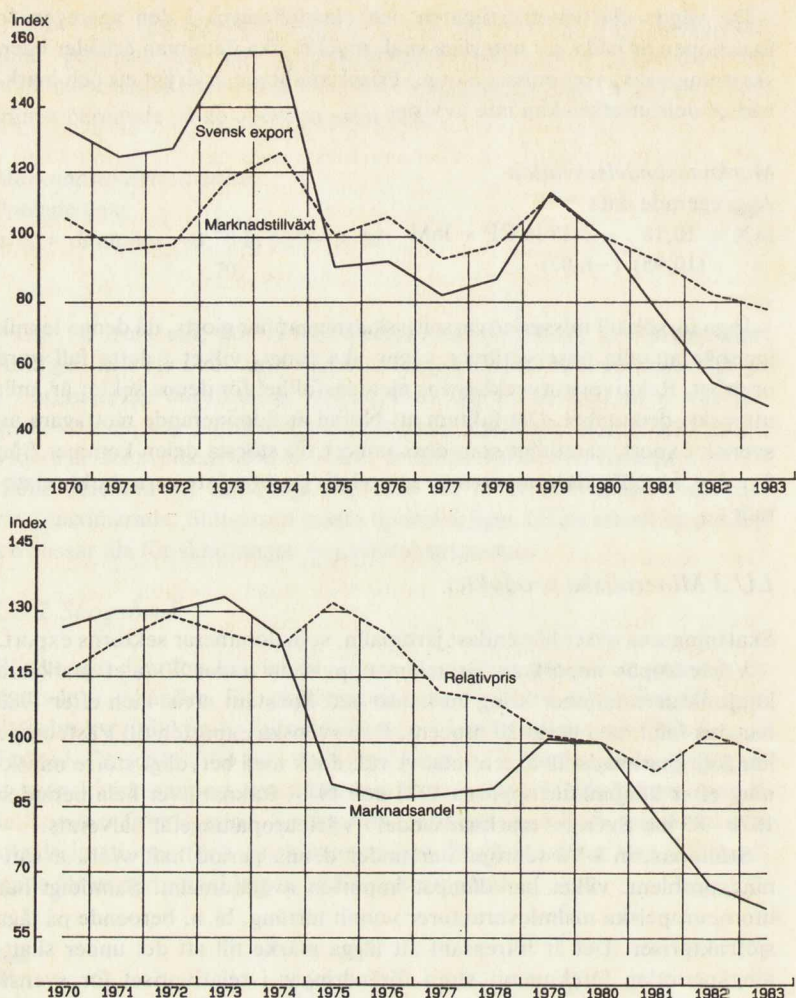
LU 3 Mineraliska produkter

Skattningarna avser här endast järnmalm, som dominerar sektorns export.

Västeuropas import av järnmalm uppvisade under 70-talet markanta konjunkturvariationer kring en i stort sett konstant nivå, men efter 1980 har den fallit med drygt 20 procent. Den svenska exporten till Västeuropa har följt marknadstillväxten relativt väl, dock med betydligt större minskning efter konjunkturtopparna 1974 och 1979. Räknat över hela perioden 1970–83 har Sveriges marknadsandel i Västeuropa ungefär halverats.

Stålindustrin i Västeuropa har under denna period haft svåra avsättningsproblem, vilket har dämpat importen av järnmalm. Samtidigt har utomeuropeiska malmleverantörer vunnit terräng, bl. a. beroende på låga sjöfraktpriiser. Det är intressant att lägga märke till att det under skattningsperioden förekommit stora förändringar i relativpriset för svensk malm men att relativpris och marknadsandel rör sig åt samma håll, sett över hela perioden. Det torde åtminstone delvis förklaras av att problemen med den svenska malmens kemiska sammansättning har accentuerats – bl. a. minskar stålindustrins efterfrågan på malmer med hög fosforhalt. Det bör alltså understrykas att järnmalm inte är en homogen vara. Sverige var tidigare en dominerande leverantör till den västeuropeiska marknaden, men har under 70-talet förlorat sin prisledande funktion.

Diagram I:3. LU 3 Mineraliska produkter. Svensk export, marknadsstillväxt, marknadsandel och relativpris. Index 1980 = 100. Källor: OECD och KI.



Det torde framgå av de inledande kommentarerna att betingelserna för att få fram användbara efterfrågeskattningar för svensk malmexport, baserade på inkomst- och relativprisvariabler, inte är särskilt gynnsamma. Vi har ändå prövat en tvåstegsskattning med en importekvation – skattad på data från Belgien, Frankrike, Västtyskland, Nederländerna och Storbritannien – och en marknadsandelsekvation för svensk export.

Importekvation

Aggregerade data, OLS.

$$\ln M = 4,67 + 3,21 \ln \text{BNP} - 0,09 \text{TID}$$

(110,43) (3,97) (-4,63)

Marknadsandelsekvation

Poolade data.

$$\ln X = 8,37 - 0,81 \ln \text{RP}^k + \ln M$$

(9,46) (4,29) (restriktion)

Skattningarna har acceptabel anpassning till den faktiska utvecklingen, och estimaten är alla signifikant skilda från noll. Ändå är de knappast användbara för prognosändamål.

Något rimligt relativpris för importekvationen finns inte att tillgå, varför skattningen har gjorts på ekonomiernas totala aktivitet (BNP) och en trend. Skattningen ger en negativ trend och en mycket stor konjunkturkänslighet – klart större än stålimportens. Skillnaden kan förklaras med att Västeuropa har en tioprocentig självförsörjningsgrad för järnmalm, medan stålindustrin dras med betydande överkapacitet.

Andelsskattningen är ej tillfredsställande – den borde visa en väsentligt högre priselasticitet (i absolutvärde räknat). Ekvationen är troligen felspecificerad. Det har dock visat sig mycket svårt att formalisera sektorns utbudsegenskaper och köparnas ändrade preferenser, varför andra mer tilltalande ansatser har fungerat ännu sämre.

LU 4 och 5 Livsmedelsindustri

De argument mot användning av efterfrågeskattningar för prognosändamål, som anfördes i fråga om jordbruksprodukter, är giltiga också då det gäller Sveriges export av livsmedel. Till stor del handlar det om att avsätta överskott från produktionen i den skyddade delen av sektorn, varför exportvärde och marknadsandel får betraktas som utbudsbestämda. Exporten från den konkurrensutsatta livsmedelsindustrin (sektor 5) är relativt liten. Den kan inte behandlas separat på grund av att prisdata inte finns tillgängliga. Diagrammet nedan avser exporten till OECD-länderna för sektorerna 4 och 5 tillsammans.

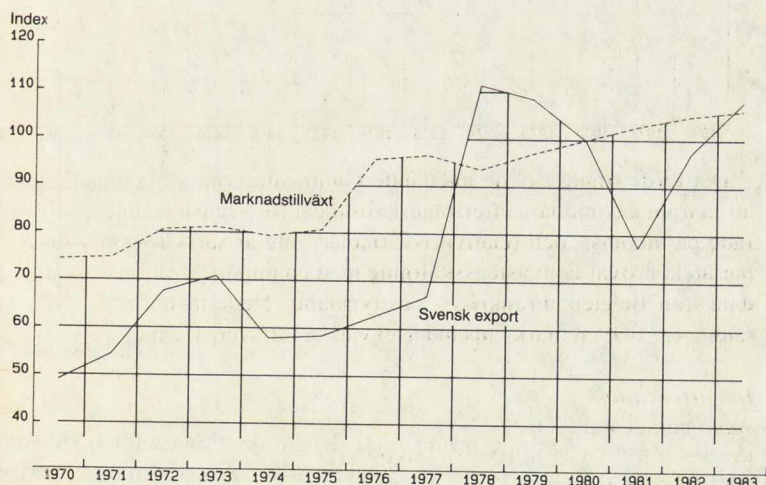


Diagram 1:4. LU 4 & 5 Livsmedelsindustri. Svensk export och marknadstillväxt. Index 1980 = 100. Källor: OECD och KI.

Helhetsintrycket när det gäller de ländervisa skattningarna är negativt, och en reservation är därför på sin plats när det gäller de vägda estimaten.

Ingen av de aggregerade eller tidsserie/tvårsnittsskattningar som redovisas här eller i appendix kan egentligen betraktas som godkänd. Test visar

att hypotesen om lika elasticiteter i tidsserie/tvårsnittsskattningarna kan avvisas, och priselasticiteterna i de aggregerade skattningarna är inte signifikant skilda från noll. Resultaten förvånar knappast med tanke på vad som sagts ovan. Priselasticiteten ligger i närheten av -1 och marknadsandelsansatsen är försvarbar (återigen främst beroende på oprecisa estimat).

Marknadsandelsekvation

Aggregerade data

$$\ln X = 0,64 - 1,12 \ln RP + \ln M$$

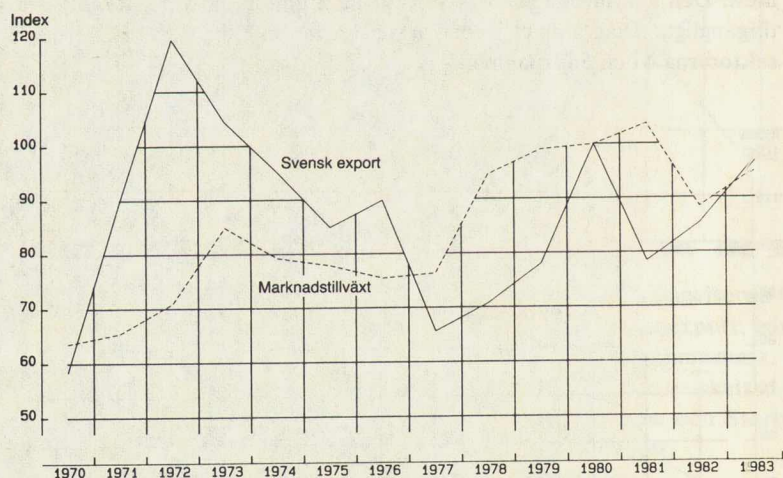
$$(2,19) \quad (-1,19)$$

Analogt med resonemanget kring priselasticiteten för jordbrukssektorns produkter, kan vi här hävda, givet förutsättningen att livsmedelssektorns export vore efterfrågebestämd, att priselasticiteten är orimligt låg.

LU 6 Dryckesvaru- och tobaksindustri

Den totala importen av drycker och tobak till OECD-länderna har ökat med ungefär 50 procent under skattningsperioden. Sveriges marknadsandel steg mycket kraftigt i början av 70-talet, men föll därefter successivt fram till 1978/79. Under 80-talet har den varierat ungefär kring nivån från utgångsåret 1970. En mycket stor del av den svenska exporten går nu till USA.

Diagram I:6. LU 6
Dryckesvaru- och tobaksindustri. Svensk export och marknadstillväxt. Index 1980 = 100.
Källor: OECD och KI.



De flesta länderskattningar fungerade dåligt. Skattningen för USA, som under skattningsperioden stod för inemot 50 % av importen från Sverige bland de länder som studerats här, fungerade inte alls (marknadselasticiteten fick fel tecken). USA-skattningen ingår därför inte bland de länderestimater som vägts samman, vilket naturligtvis gör de vägda elasticiteterna mindre representativa. Relationen mellan svensk export och marknadstillväxt när det gäller USA har effekt på den aggregerade skattningen, där en mycket låg (oprecist skattad) marknadselasticitet erhålls.

Andelsfunktionen, skattad med tidsserie/tvärssnittsmetod där problemen med USA får mindre genomslag, ger en priselasticitet strax under 1. I övrigt varierar priselasticiteten i de olika skattningarna mellan $-0,8$ och $-1,6$. Andelsavsatsen ger genomgående högre priselasticiteter än när marknadselasticiteten skattas fritt.

Marknadsandelsekvation

Poolade data

$$\ln X = \text{dummies} - 0,97 \ln RP + \ln M$$

($-5,08$)

LU 7 Textil- och beklädnadsindustri

Importen av textil- och beklädnadsvaror till OECD-länderna nästan fördubblades under 70-talet. Efter en kraftig minskning 1981 har importen åter ökat något de sista åren under den studerade perioden.

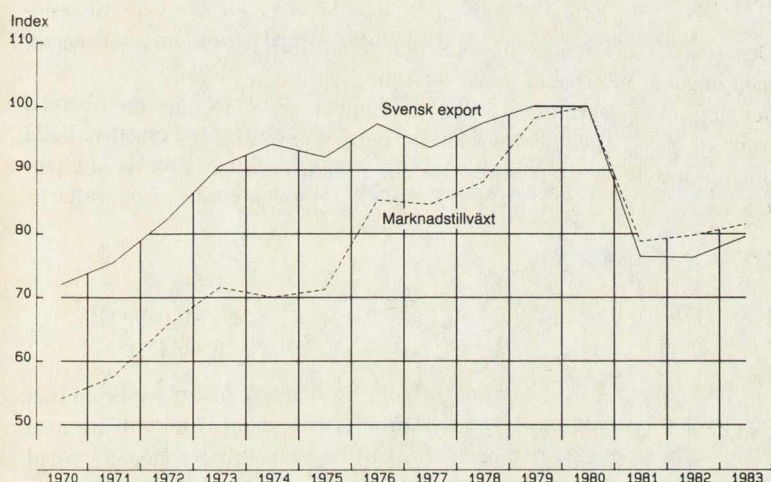
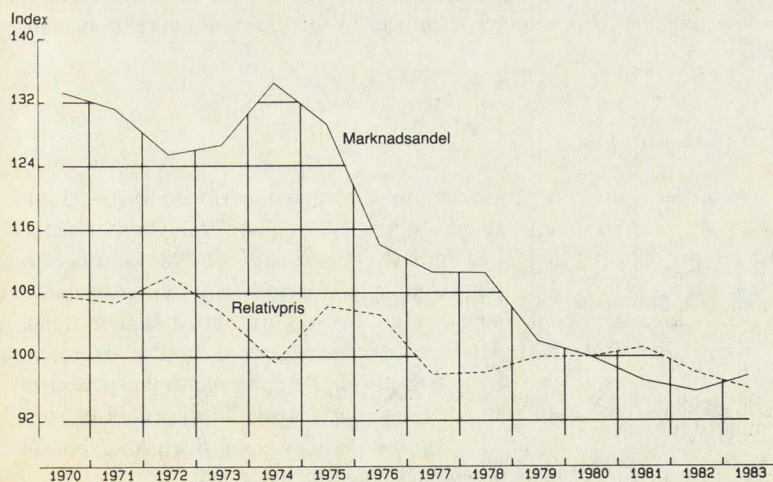


Diagram I:7. LU 7 Textil- och beklädnadsindustri. Svensk export, marknadsstillväxt, marknadsandel och relativpris. Index 1980 = 100. Källor: OECD, DRI och KI.



Sveriges marknadsandel hölls relativt oförändrad under 70-talets första hälft, men föll därefter med drygt en fjärdedel fram till 1982. Efter devalveringarna 1981 och 1982 kan den dock åter ha stabiliserats.

Relativpriset för svenska textil- och beklädnadsvaror har under perioden varierat kring en långsamt fallande trend. Det är svårt att bedöma graden av konkurrens mellan svensk konfektion och huvuddelen av importen till OECD, som genomsnittligt sett torde bestå av varor i betydligt lägre prislägen.

De skattade elasticiteterna i de ländervisa funktionerna varierar avsevärt. För en del länder har relativpriset ingen effekt alls, för ytterligare några är det den tidsförskjutna prisvariabeln som har betydelse. Sammantaget ger de ländervisa skattningarna anmärkningsvärt låga priselasticiteter, det vägda estimatet pekar på en genomsnittlig priselasticitet strax under ett för sektorns export. Priselasticiteter i samma storleksordning erhålls i tidsserie/tvårsnittsskattningarna. De aggregerade skattningarna – en marknadsandelsfunktion visas nedan – ger priselasticiteter som förefaller rimligare, ca $-1,4$. Skillnaden mellan olika ansatser kan vara ett resultat av att sammansättnings effekter är ett allvarigare problem på disaggregerad nivå.

Marknadselasticiteten är i allmänhet mindre än ett, och när en tidstrend tas med i funktionerna blir den skattade trendkoefficienten negativ. Båda dessa förhållanden indikerar att Sverige tappar marknadsandelar vid konstanta relativpriser (vilket också en inspektion av diagram I: 7 bekräftar).

Marknadsandelsekvation

Aggregerade data

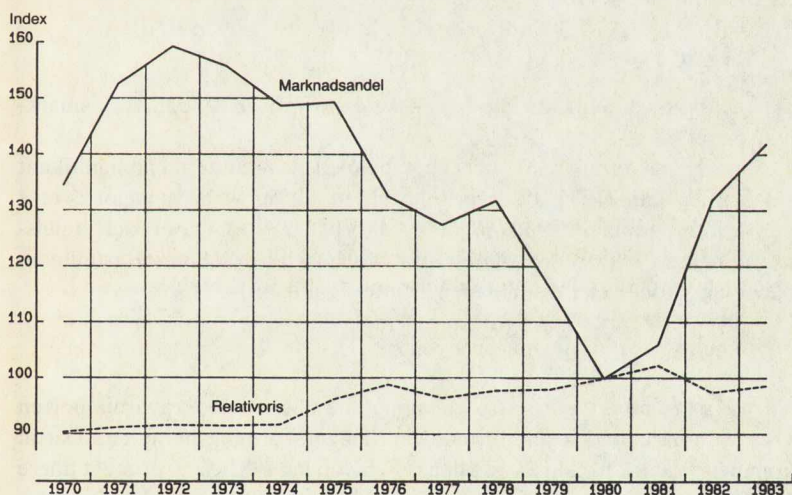
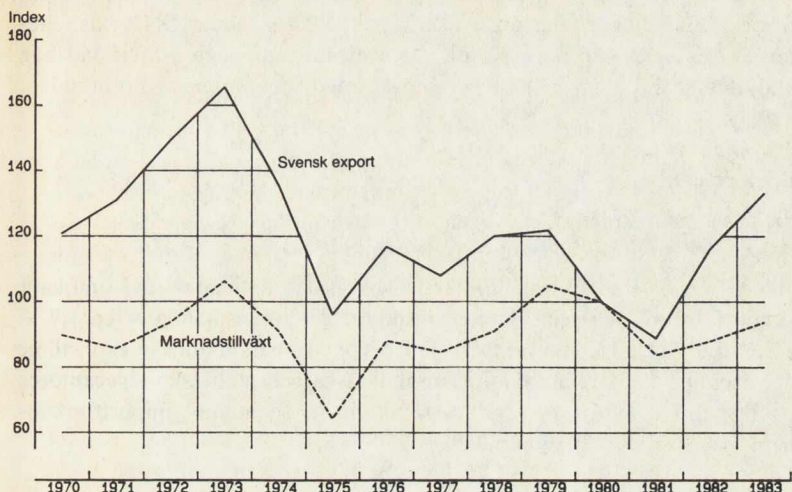
$$\ln X = 11,74 - 0,68 \ln RP - 0,77 \ln RP (-1) + \ln M - 0,039 \text{ TID} \\ (5,87) \quad (-2,46) \quad (-2,81) \quad (-6,43)$$

Det finns inget skäl att a priori förhålla sig skeptisk till att exporten från denna sektor i huvudsak bestäms från efterfrågesidan. Ett problem med ekvationerna är dock tolkningen av skattningsresultat typ negativ trend och/eller en marknadselasticitet mindre än ett. En förklaring har antytts ovan – den svenska textil- och beklädnadsindustrins produktsammansättning skiljer sig från sammansättningen av OECD-områdets genomsnittliga import.

LU 8 Trävaror

Västereuropas import av trävaror uppvisar under perioden 1970–83 ett markerat konjunkturmönster, med toppår 1974 och 1979 följda av tvåårsperioder med kraftigt minskad import. Nivån slutåret 1983 är ungefär densamma som 1970. Den svenska exporten förefaller väl följa marknadstillväxtens konjunktursvängningar, men med en kraftigt sjunkande trend under perioden 1974–1981. Under skattningsperiodens sista år ökar den svenska marknadsandelen dramatiskt. Vid slutet av skattningsperioden var såväl exportvolymen som Sveriges marknadsandel ungefär lika stor som 1970, trots att relativpriset stigit med ca 8 procent. Svenska exportörer har en stark ställning på denna marknad.

Trävarubranschen karaktäriseras av stark priskonkurrens. Den innehåller emellertid en rad varor, som inte är av utpräglad stapelvarutyp, varför antagande om monopolistisk konkurrens inte à priori behöver vara felaktigt. Relativpriset har också förändrats under skattningsperioden.



Skattningarna för trävaror består av (1) en kombination av import- och andelsekvation (2) en direktskattning av svensk exportvolym och (3) en systemskattning av exportvolym och exportpris. Den sistnämnda redovisas dock först i kapitel 5. Skattningarna har gjorts på data för elva västeuropeiska importörländer.

Importekvation

Poolade data

$$\ln M = 6,58 - 0,39 \ln RP^h + 2,21 \ln BNP$$

$$(-3,83) \quad (-3,04) \quad (6,21)$$

Skattningen visar god anpassning, och estimaten är signifikant skilda från noll. Priselasticiteten är mycket låg – ca 0,4 – medan BNP-elasticiteten är hög. Det kan bero på att importen fungerar som buffert vid hög aktivitetsnivå, då inhemska leverantörer inte förmår anpassa sitt utbud.

Marknadsandelsekvation

Poolade data

$$\ln X = 12,33 - 1,65 \ln RP^k + \ln M$$

$$(17,91) \quad (-10,92) \quad (\text{restriktion})$$

Skattningen har mycket god anpassning, och estimaten är signifikant skilda från noll. Priselasticiteten i andelsfunktionen är hög – ca 1,7 – vilket tyder på att konkurrensen mellan svenska och utländska exportörer är väsentligt hårdare än den mellan inhemska och utländska leverantörer på respektive avsättningsmarknad. Skillnaden gentemot importfunktionens priselasticitet är signifikant.

Exportekvation

Aggregerade data, OLS

$$\ln X = -1,91 - 4,38 \ln PX + 4,12 \ln PW + 1,69 \ln BNP$$

$$(-0,17) \quad (-4,55) \quad (4,03) \quad (2,54)$$

där relativpriset splittrats upp i svenska exportpriset PX och världsmarknadspriset PW.

Anpassningen framstår som acceptabel och elasticiteterna är signifikant skilda från noll. De skattade priselasticiteterna ligger båda något över 4 och är inte signifikant skilda inbördes. I förhållande till import och andels-skattningarna är priselasticiteten avsevärt högre och inkomstelasticiteten något lägre (den senare skillnaden är inte signifikant).

LU 9 Massa och papper

Västeuropas import av massa och papper har i likhet med trävaruimporten visat ett markant konjunkturmönster under skattningsperioden. Därtill kommer en stark trendmässig tillväxt – nivån låg 1983 ca 60 procent högre än 1970. Sveriges export av massa och papper följde väl Västeuropas import under 70-talets första hälft, men efter 1975 har den långtifrån kunnat hålla jämna steg med marknadstillväxten. Mellan 1975 och 1980 sjönk Sveriges marknadsandel med 25 procent, men därefter förefaller en viss stabilisering ha skett.

Det svenska relativpriset har höjts med ca 4 procent, räknat över hela perioden. På aggregerad nivå är variationerna i relativpris mycket små, bortsett från 1974–75. Skillnaderna för enskilda länder (avsättningsmarknader) är större, vilket gör att skattningar med poolade data och byggda på antagandet om monopolistisk konkurrens kan fungera även för denna sektor. Svenska leverantörer har en stark ställning på exportmarknaden och har tidvis varit prisledande.

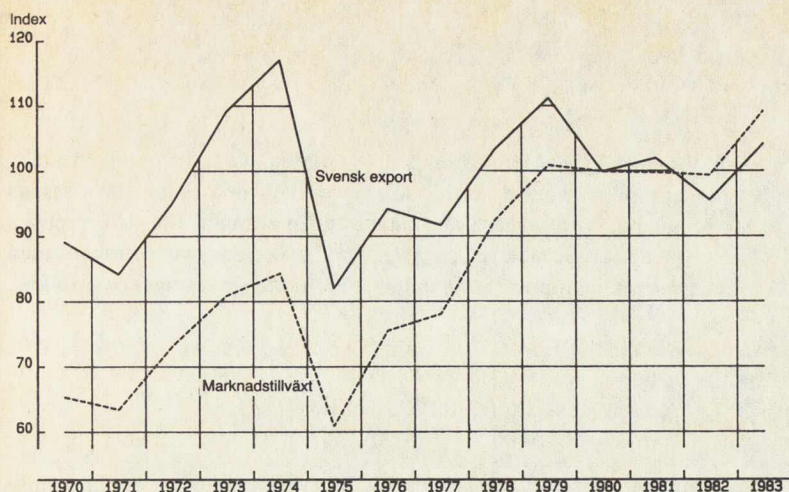
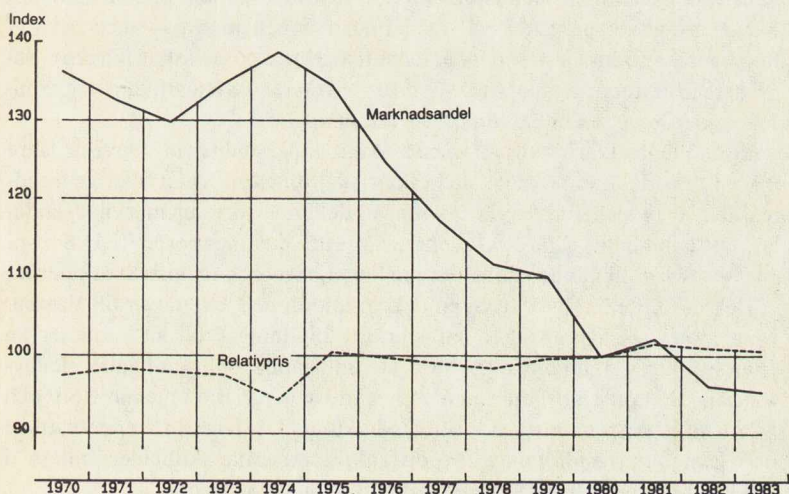


Diagram I:9. LU 9 Massa- och pappersvaruindustri. Svensk export, marknadstillväxt, marknadsandel och relativpris. Index 1980 = 100. Källor: OECD och KI.



Skattningarna omfattar dels en kombination av import- och andelsekvation, dels en exportfunktion. De bygger på data för sju avsättningsmarknader: Belgien, Frankrike, Västtyskland, Nederländerna, Norge, Storbritannien och Italien.

Importekvation

$$\ln M = -8,83 - 0,64 \ln RP^h + 2,45 \ln BNP$$

(-9,73) (-5,59) (15,12)

Anpassningen är god och estimaten signifikant skilda från noll. Den skattade priselasticiteten är låg, medan inkomstelasticiteten är mycket hög – nära 2,5. Liksom för trävaror kan detta tyda på låg anpassningsförmåga hos det inhemska utbudet vid hög efterfrågan. Ekvationen måste dock tolkas med stor försiktighet.

Marknadsandelsekvation

Poolade data

$$\ln X = 8,46 - 0,82 \ln RP^k + \ln M$$

(6,16) (-2,75) (restriktion)

Anpassningen är god och estimaten signifikant skilda från noll. Andellsskattningens priselasticitet är förvånansvärt låg med tanke på massans karaktär av bulkvara. Det finns anledning misstänka att den svenska exporten, vid oförändrade relativpriser, inte utvecklas proportionellt med Västeuropas totala import. Sammantaget gör detta skattningen svårtolkad.

Exportekvation

Poolade data

$$\ln X = -0,68 - 2,92 \ln RP + 1,16 \ln BNP$$

(-0,67) (-6,94) (5,20)

Skattningen visar god anpassning till data och elasticiteterna är signifikant skilda från noll. Denna ekvation visar också en hög priselasticitet – nära 3 – vilket stämmer väl med bilden av en marknad med relativt homogena produkter (men dåligt med marknadsandelsskattningen). Inkomstelasticiteten ligger strax över 1, vilket är en signifikant lägre inkomstkänslighet än enligt importekvationen.

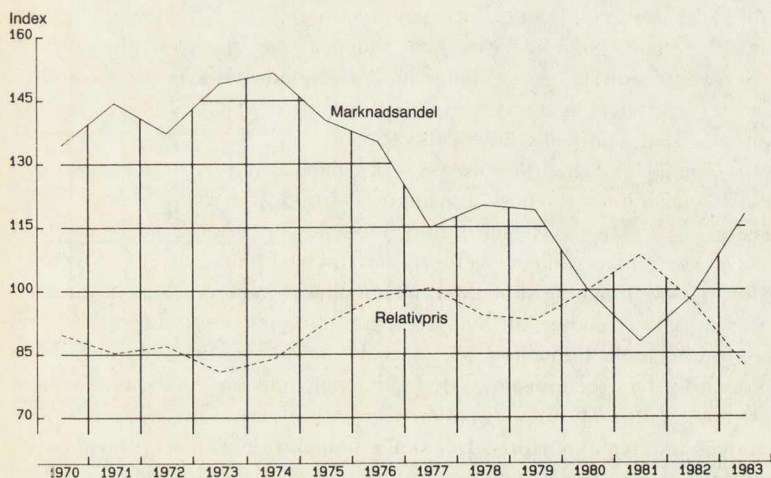
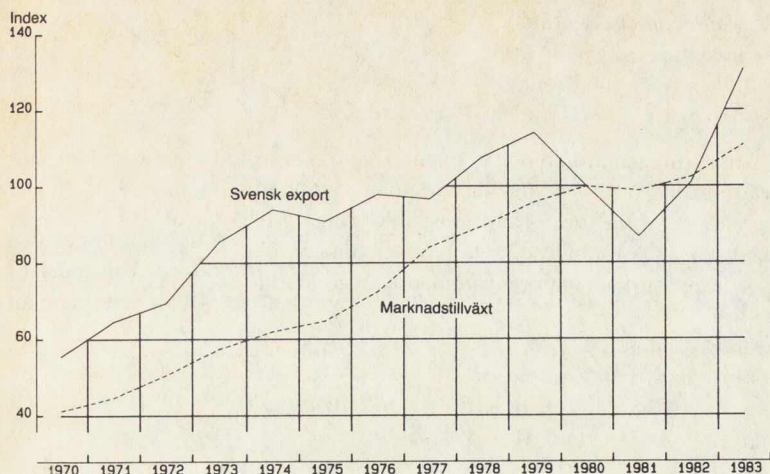
En möjlig förklaring till att massa- och pappersindustrin uppvisar lägre inkomstelasticiteter i export- än i importskattningarna är att Sverige trendmässigt – av skäl som ligger utanför modellen – förlorar marknadsandelar. Det kan tänkas gälla också för trävaru- och metallexporten (LU 8 resp. 15), som visar liknande skillnader mellan import- och exportekvationerna.

Det är också tänkbart att Sverige som traditionell leverantör till Västeuropa inom dessa branscher har starkare bindningar till sina kunder än leverantörerna i genomsnitt. Med ett antagande om sjunkande skalavkastning på kort sikt finner man en negativ samvariation mellan BNP och Sveriges relativa exportpris. Det skulle kunna förklara varför de skattade priselasticiteterna blir högre i exportfunktionerna, där skillnader "tillåts" i BNP-känslighet mellan Sveriges och andra länders export.

LU 10 Grafisk industri

OECD-området import har stigit mycket kraftigt och i jämn takt under hela skattningsperioden. Den svenska exporten – som till inemot två tredjedelar gått till de nordiska grannländerna – har väl följt denna utveckling, bortsett från ett tillfälligt bakslag i början av 80-talet. Marknadsandelen är dock 10 à 15 procent lägre 1983 än vid periodens början.

Diagram I:10. LU 10
Grafisk industri. Svensk
export, marknadstillväxt,
marknadsandel och rela-
tivpris. Index 1980 = 100.
Källor: OECD, DRI och
KI.



De ländervisa skattningarna fungerade överlag väl. Omdömet gäller inte minst ekvationerna för de viktigaste avnämländerna – Norge, Finland och Danmark. Exporterad kvantitet anpassar sig i allmänhet inom loppet av innevarande år vid en relativprisförändring. Ekvationen för Norge utgör härvidlag ett undantag, vilket på grund av Norges stora vikt får effekt på de vägda estimaten.

De olika skattningsansatserna ger en rätt samstämmig bild. Man kan skönja en tendens till negativ trend och/eller en marknadselasticitet mindre än ett. Priselasticiteten är större än ett utom i tidsserie/tvärsnittsskattningarna, där den ligger strax under ett.

Sammantaget kan sägas att efterfrågeansatsen verkar fungera för denna sektor. En ekvation, typ den som redovisas här, borde kunna vara ett rimligt prognosinstrument.

Marknadsandelsekvation

Aggregerade data

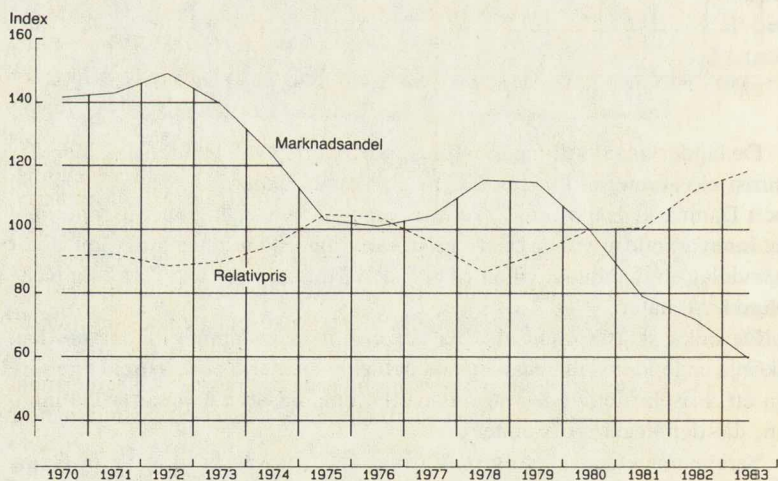
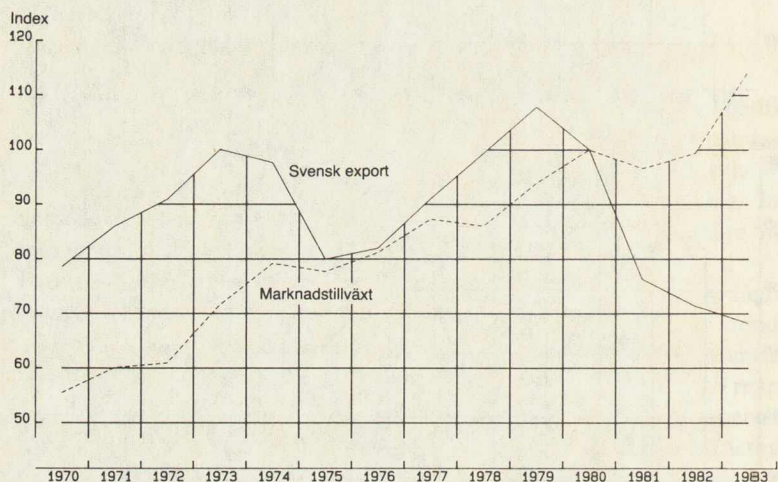
$$\ln X = 9,88 - 1,13 \ln RP + \ln M$$

$$(10,47) (-5,38)$$

LU 11 Gummivaruindustri

Marknadstillväxten innebär för denna sektor en fördubbling under den studerade perioden. Men samtidigt har Sverige förlorat marknadsandelar i sådan utsträckning att exportvolymen 1983 var drygt 10 procent lägre än 1970.

Diagram I:11. LU 11
Gummivaruindustri.
Svensk export, marknadstillväxt, marknadsandel och relativpris. Index 1980 = 100.
Källor: OECD, DRI och KI.



De ländervisa skattningarna gav blandade resultat. Funktionerna för de stora mottagarländerna – Danmark, Norge, Finland, Västtyskland och Storbritannien – fungerade bra. Bland dessa var det bara i skattningen för Danmark som den tidsförskjutna relativprisvariabeln hade effekt.

Två tendenser framstår klart i alla skattningsansatser. För det första är priselasticiteten relativt hög – den ligger i intervallet mellan $-1,5$ och $-1,9$. För det andra ger skattningarna genomgående en marknadselasticitet som är klart mindre än ett och/eller en negativ trendkoefficient. Här visas en tidsserie/tvårsnittsskattning.

Exportekvation

Poolade data

$$\ln X = \text{dummies} \quad -0,91 \ln RP \quad -0,72 \ln RP(-1) + 0,73 \ln M$$

$$(-6,50) \quad (-5,18) \quad (8,45)$$

Då sektorn genomgått en omstrukturering under senare år, med minskad sysselsättning och starkt ändrad produktionsinriktning som följd, är det möjligt att de faktorer vid sidan av priset som påverkade exporten negativt under skattningsperioden, inte längre är för handen.

LU 12 Kemisk industri

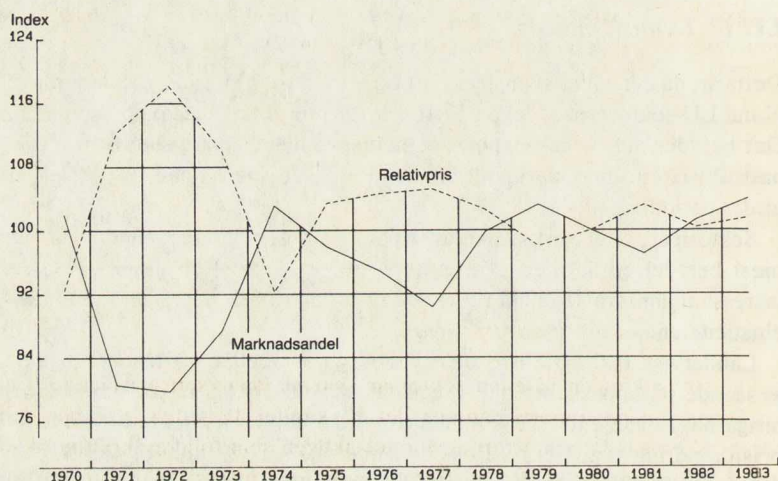
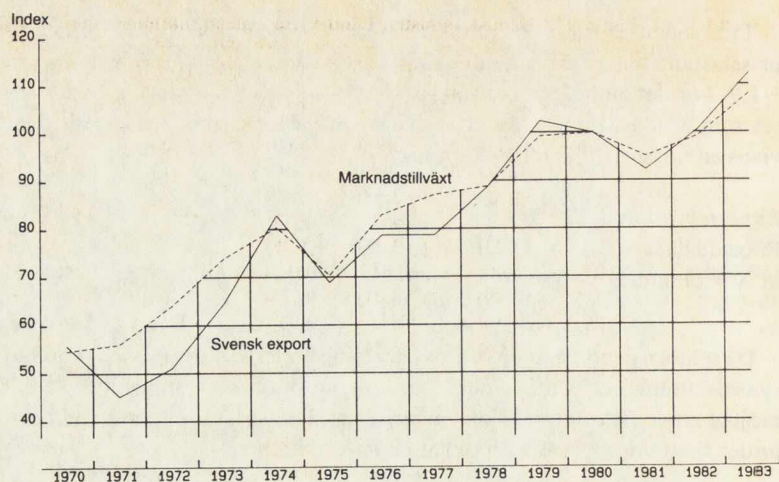
Detta är, då det gäller svensk export till OECD, den starkast expanderande bland LU-sektorerna. Mellan 1970 och 1983 fördubblades exportvolymen. Det betyder att svensk export i genomsnitt hållit jämna steg med marknadstillväxten, men marknadsandelen uppvisar relativt stora svängningar under perioden.

Sektorn är, efter verkstadsindustri och massa- och pappersindustri, den mest betydelsefulla med avseende på exportvärde. Den utgör också ett intressant jämförelseobjekt till verkstadsindustrin när det gäller marknadselasticiteten.

Ländervisa estimationsresultat redovisas i tabell I: 4. Resultaten med avseende på anpassning och precision är goda för de flesta länderskattningarna. I inget enda fall kunde någon tidsförskjuten effekt av en relativprisförändring registreras. Pris- och marknadselasticiteterna varierar en del mellan länderna. Det kan bero på att sammansättningen av den svenska exporten till olika länder skiljer sig. Sektorn är förhållandevis heterogen och innehåller både baskemikalier och starkt specialiserade produkter. Produktspecialisering brukar anföras som ett skäl till låga priselasticiteter. För flertalet länder är priselasticiteten klart under ett och marknadselasticiteten nära ett. Så är fallet för fyra av de fem stora mottagarländerna – Danmark, Norge, Finland och Storbritannien – medan skattningen för Västtyskland ger både en pris- och en marknadselasticitet som är klart större än ett.

Mönstret från de ländervisa skattningarna avspeglas väl i de vägda estimaten och i elasticiteterna skattade med tidsserie/tvårsnittsmetod. Priselasticiteten är under, och marknadselasticiteten strax över, ett. Den aggregerade funktion som redovisas här ger något annorlunda resultat. Priselasticiteten är $-1,08$ och marknadselasticiteten $1,15$. Skattningen uppvisar mycket god anpassning och precision.

Diagram I:12. LU 12 Kemisk industri. Svensk export, marknadstillväxt, marknadsandel och relativpris. Index 1980 = 100. Källor: OECD, DRI och KI.



Exportekvation

Aggregerade data

$$\ln X = 4,30 - 1,08 \ln RP + 1,15 \ln M$$

(8,13) (-10,67) (43,24)

Skattningsresultaten tyder på att sektorns exportutveckling tämligen väl låter sig förklaras inom ramen för en efterfrågemodell. Vidare ger resultaten bilden av en sektor som är expansiv (marknadselasticitet större än ett) och kännetecknad av produktspecialisering (låg priselastisitet).

Tabell I: 4 LU-sektor 12. Kemisk industri. Ländervisa exportfunktioner. Period: 1970–83

Land	Metod	C	RP	M	TID	$\bar{R}^2$	DW	r
Österrike	ARI	4,64 (3,11)	-0,93 (-2,97)	0,94 (6,69)		0,97	1,59	0,63 (2,76)
Belgien	OLS	4,21 (1,31)	-1,40 (-2,33)	1,49 (7,49)		0,87	1,54	
Kanada	OLS	12,54 (3,23)	-2,53 (-2,25)	0,77 (1,48)		0,19	1,77	
Danmark	ARI	4,08 (4,49)	-0,81 (-6,01)	0,93 (6,73)		0,99	1,24	0,88 (8,48)
Stor- britannien	ARI	4,49 (3,06)	-0,92 (-3,24)	0,97 (8,27)		0,96	1,83	0,48 (1,76)
Finland	ARI	3,70 (3,66)	-0,72 (-5,12)	0,93 (6,85)		0,99	1,44	0,81 (5,58)
Frankrike	OLS	-1,67 (-0,83)	-0,38 (-0,95)	1,76 (17,28)		0,96	1,34	
Japan	OLS	5,45 (2,68)	-1,74 (-3,44)	1,60 (15,64)		0,96	1,37	
Neder- länderna	ARI	2,35 (1,58)	-0,76 (-2,15)	1,26 (6,02)		0,89	1,66	0,66 (2,95)
Norge	OLS	2,64 (2,66)	-0,66 (-3,09)	0,99 (9,08)	0,04 (12,56)	0,97	2,06	
Schweiz	OLS	2,81 (1,39)	-0,76 (-2,10)	1,21 (4,00)	-0,034 (-2,30)	0,69	1,79	
Västtyskland	OLS	4,67 (3,96)	-1,28 (-5,59)	1,26 (17,77)		0,97	1,69	
USA	OLS	0,06 (0,07)		0,91 (4,53)		0,60	1,21	

LU 13 Petroleumindustri

Exportutvecklingen i denna sektor är svår att analysera fristående från utvecklingen på importsidan (jfr del II, kapitel 4). Efter 1977 har den svenska exporten ökat kraftigt, huvudsakligen som följd av kraftigt ökad produktionskapacitet. De registrerade variationerna i relativpris är svårtol-

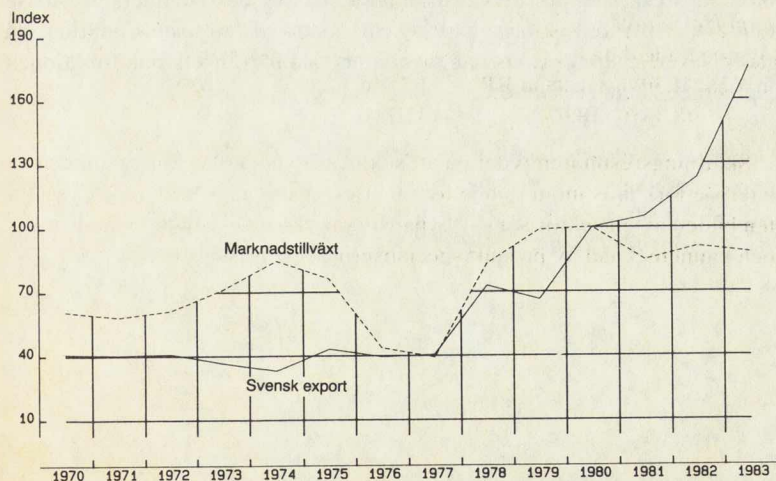


Diagram I:13. LU 13 Petroleumindustri. Svensk export och marknadstillväxt. Index 1980 = 100. Källor: OECD och KI.

kade. Då det gäller enskilda oljeprodukter torde utrymmet för prisskillnader mellan olika säljare vara försumbart. Det finns därför en uppenbar risk att det man registrerar är sammansättningseffekter snarare än relativprisändringar i egentlig mening.

Det är mot den ovan skisserade bakgrunden inte förvånande, att samtliga skattningsförsök för denna sektor – ländervis skattning såväl som tidsserie/tvårsnittsmetod och aggregerade skattningar – ger dåliga resultat. De mått på marknads- och priselasticiteter, som framkommer vid användning av de senare metoderna, är orimligt låga. Efterfrågemodellerna framstår således som otillräckliga för analys av oljeproduktexporten. Det är snarare utbudet från Sverige, vid utifrån givna produktpriser, som skulle behöva avbildas, men det kan inte göras i form av en enkel, estimerbar utbudsfunktion.

LU 14 Jord- och stenindustri

Marknadstillväxten för denna sektor var snabb under 70-talet, men mellan 1979 och 1983 är den obetydlig. Den svenska exporten – som till stor del går till de nordiska grannländerna – har ökat med ungefär 50 procent mellan 1970 och 1983. Den uppvisar stora kortsiktiga fluktuationer. Marknadsandelen sjönk med ca 20 procent under 70-talets första hälft, men den har därefter stabiliserats.

De ländervis estimerade funktionerna fungerade bra för de nordiska länderna. För dessa är både pris- och marknadselasticiteten större än ett. Detta avspeglas i de vägda estimaten då Norge, Finland och Danmark är de största mottagarländerna. För övriga länder är skattningsresultaten, med något undantag, sämre. Den tidsförskjutna prisvariabeln saknar genomgående betydelse. För flera länder kunde ingen priseffekt alls spåras.

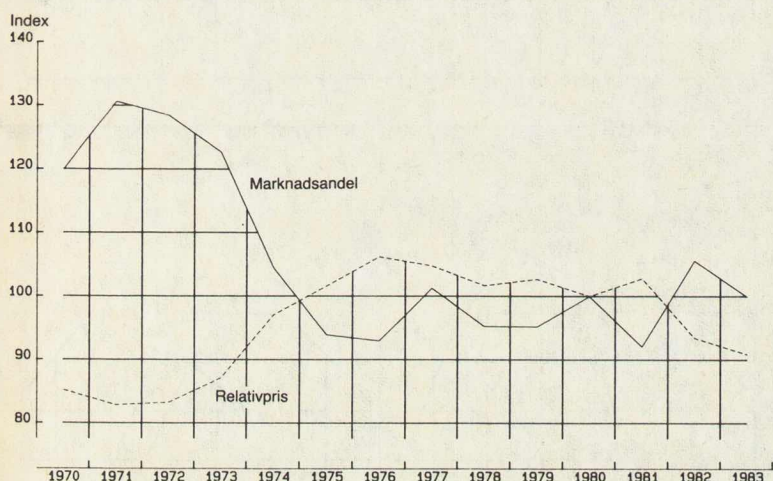
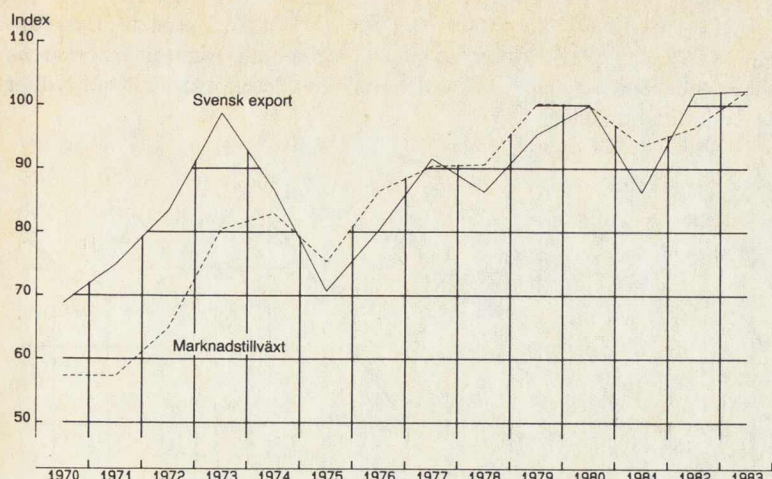
Då priselasticiteterna varierar kraftigt mellan de ländervis skattade funktionerna finns det skäl att misstro tidsserie/tvårsnittsmetoden. Tidsserie/tvårsnittsskattningarna ger priselasticiteter som är lägre än den som beräknats genom att sammanväga länderestimat. Resultaten från de skattningar som gjorts på aggregerade data förefaller mer sannolika mot bakgrund av skattningsresultaten för de nordiska länderna och dessa länders betydelse som avnämare för sektorns export. Här redovisas en andelsfunktion, då marknadselasticiteten inte var signifikant skild från ett när funktionen estimerades utan restriktion.

Marknadsandelsekvation

Aggregerade data

$$\ln X = 10,54 - 1,29 \ln RP + \ln M$$

(15,74) (-8,79)



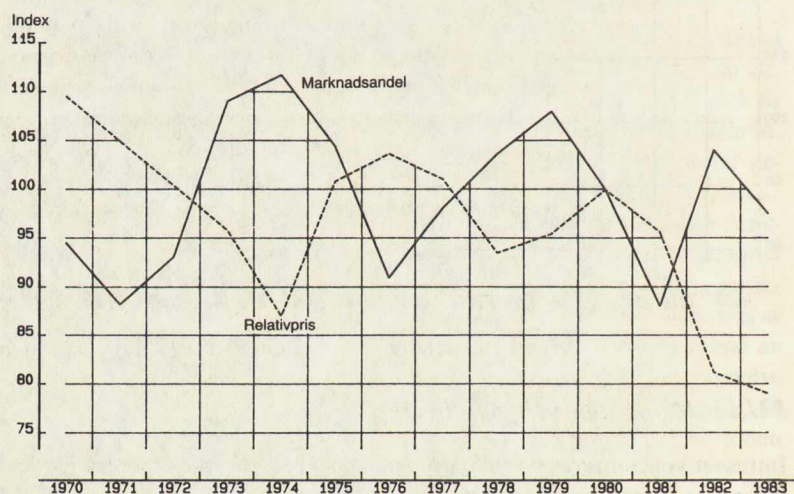
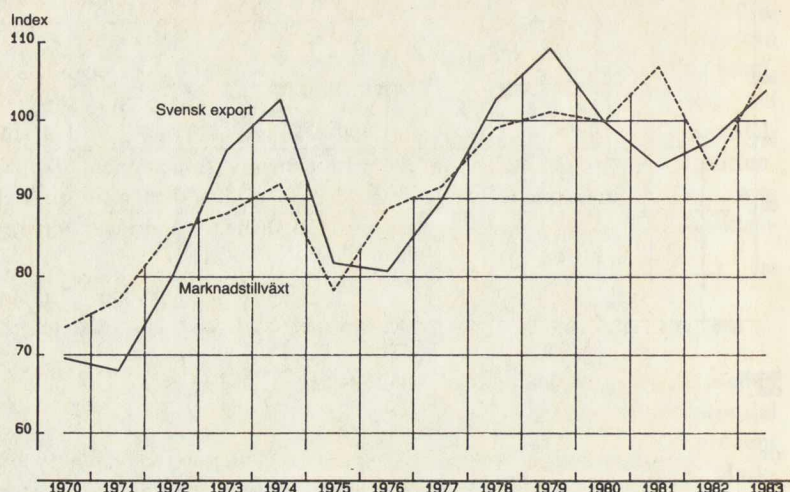
LU 15 Järn-, stål- och metallverk

Intresset koncentreras här till järn- och stålexporten, som utgör tre fjärdedelar av sektorns totala export.

OECD-områdets stålimport ökade i relativt jämn takt under 70-talet, medan den svenska stålexporten förefaller ha utsatts för starkare störningar. Från 1980 har totalimporten varierat kring en konstant nivå. Slutåret ligger totalimporten 40 procent och den svenska exporten till OECD 45 procent över 1970 års nivå. Västvärldens, och inte minst Västeuropas, stålproduktionskapacitet har länge varit överdimensionerad. Branschen har utsatts för hårdnande konkurrens från "nya" producentländer och för starkt varierande insatsvarupriser.

Den svenska marknadsandelen har pendlat kring 6,5 procent, med toppar -74, -79 och -82. Relativpriset sjönk kraftigt under skattningsperiodens första och sista år. Under större delen av 70-talet motvarierar det tydligt med marknadsandelen.

Diagram 1:15. LU 15
Järn- stål- och metall-
verk. Svensk export,
marknadstillväxt, mark-
nadsandel och relativ-
pris. Index 1980 = 100.
Källor: OECD, DRI och
KI.



Skattningarna omfattar dels en kombination av import- och andelsekvationer, dels en exportekvation. De bygger på data för 13 OECD-länder.

Importekvation

Poolade data

$$\ln M = 0,72 - 1,53 \ln RP^k + 1,18 \ln BNP$$

(0,76) (-2,49) (7,83)

Skattningen har god anpassning och elasticiteterna är signifikant skilda från noll. Priselasticiteten är ungefär 1,5 och inkomstelasticiteten drygt ett, vilket innebär att stålimporten är klart priskänslig och att den följer kon-

junkturerna rätt väl. BNP-variabeln fångar sannolikt upp vissa trendmässiga förändringar som ligger utanför modellens förklaringsförmåga. Ett exempel är omstruktureringen av västvärldens stålindustri.

Marknadsandelsekvation

Aggregerade data, OLS

$$\ln X = -2,97 - 0,50 \ln RP + \ln M$$

(-188,4) (-2,47) (restriktion)

Skattningen har dålig anpassning och priselasticiteten på en halv är signifikant skild från noll och från elasticiteten i importekvationen. Skillnaden i priselasticitet kan förklaras av att den svenska exporten till stor del består av specialstål, som torde vara mindre känslig för ändringar i prisrelationerna än handelsstål.

Exportekvation I

Aggregerade data, AR1

$$\ln X = 0,29 - 1,00 \ln RP + 0,93 \ln BNP$$

(0,19) (-2,65) (2,82)

Skattningen har acceptabel anpassning och elasticiteterna är signifikant skilda från noll. Priselasticiteten är exakt ett och inkomstelasticiteten något lägre. Vare sig pris- eller inkomstelasticiteten är signifikant skild från värdena i import- och andelsekvationerna. Skattningen av priselasticiteten kan vara biased nedåt – nämligen om antagandet att priset är oberoende av såld kvantitet är felaktigt. En instrumentvariabelskattning ger emellertid även då konsistenta estimat och vi har därför provat den metoden.

Exportekvation II

Aggregerade data, instrumentvariabelmetod med korrigering för autoregressivitet.

$$\ln X = -1,40 - 1,09 \ln RP + 1,29 \ln BNP$$

(-0,71) (-3,07) (2,95)

Dessa pris- och inkomstelasticiteter är något högre än tidigare, men skillnaderna är ej signifikanta.

LU 16 Verkstadsindustri exkl. varv

Verkstadsindustrin är, som framhålls inledningsvis, den ojämförligt största bland LU-sektorerna då det gäller exportvärdet – den svarar ensam för ungefär hälften av Sveriges varuexport. Det är därför naturligt att den ägnats ett mer ingående studium än övriga sektorer i denna undersökning. Till detta har också bidragit vissa tolkningsproblem, då det gäller tidstrender och/eller marknadselasticiteter i efterfrågefunktionerna för svensk verkstadsexport, problem som vi återkommer till i det följande.

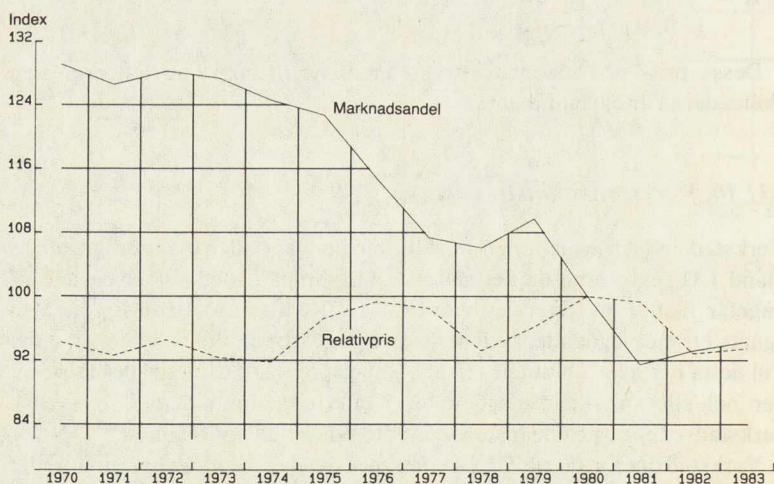
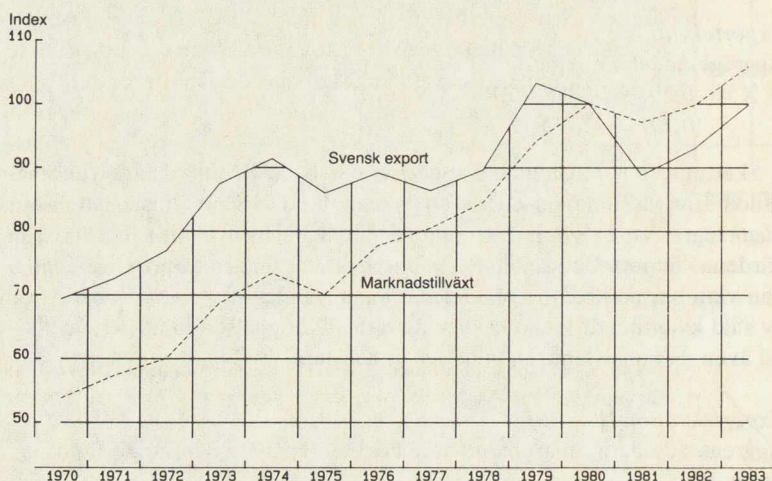
Verkstadsimporten till OECD-området ökade i ganska jämn takt under perioden 1970–1983, även om en viss konjunkturpåverkan kan utläsas i de relativt höga talen 1973–1974 och 1979–1980. Totalimporten var slutåret 1983 nära dubbelt så hög som 1970.

Den svenska verkstadsexporten ökade under 70-talet klart långsammare än OECD:s import men med ett likartat konjunkturmönster. Mellan 1979 och 1981 sjönk exporten med inemot 15 procent, varefter följde en ganska markant återhämtning de två sista åren under skattningsperioden.

Sveriges marknadsandel i OECD-området sjönk under perioden med 25–30 procent, trots att de uppmätta förändringarna i relativpriset för svenska verkstadsprodukter är tämligen små. Redan ur diagrammen kan således utläsas en negativ trendkomponent – alternativt en marknadselasticitet klart under ett – för den svenska verkstadsexporten.

I samband med devalveringarna 1981 och 1982 noteras en viss återhämtning för Sveriges marknadsandel i denna sektor. Denna förbättring torde dock i stort sett ha upphört under 1984, och åter vänts till andelsföruster under 1985 och 1986.

Diagram I:16. LU 16
Verkstadsindustri exkl.
varv. Svensk export,
marknadstillväxt, mark-
nadsandel och relativ-
pris. Index 1980 = 100.
Källor: OECD, DRI och
KI.



Funktionerna som skattats ländervis redovisas nedan. Länderna kan delas in i två grupper med avseende på skattningsresultaten. Skattningsarna för de sex största mottagarländerna – Danmark, Finland, Norge, Storbritannien, Västtyskland och USA – fungerar bra. För övriga länder är resultaten blandade. Bortsett från Västtyskland så ger skattningsarna för de stora mottagarländerna höga priselasticiteter. För Finland och Norge är den totala priselasticiteten över två, för Danmark och Storbritannien knappt två och för USA drygt ett. För övriga länder erhöles små, eller inga alls, effekter av relativprisförändringar. De stora skillnaderna när det gäller priselasticitet mellan olika länder är svåra att förklara, men varusammansättningseffekter kan vara en del av förklaringen då verkstadsindustrin är en mycket heterogen sektor.

När det gäller marknadselasticiteten och trendfaktorn är bilden, betraktad över alla länderskattningar, mer entydig. Med undantag för Belgien och Nederländerna ger alla skattningar en marknadselasticitet under ett och/eller en negativ trendkoefficient. Resultatet, som är genomgående också för andra skattningsansatser, är intressant och måste ges en tolkning. Den mest närliggande förklaringen är att det svenska produktsortimentet inte legat i linje med den typ av efterfrågan som byggt upp importtillväxten i avnämmländerna efter 1970. (För en diskussion av dessa strukturproblem hänvisas till SIND:s bilaga till LU 87.) Det bör noteras att Nederländerna och Belgien, som var de länder där skattningsarna gav en marknadselasticitet större än ett, är de enda länder där Sverige vunnit marknadsandelar sett över 1970-talet som helhet.

Tabell I: 5 LU-sektor 16. Verkstadsindustri. Ländersvisa exportfunktioner. Period: 1970–83.^a

Land	Metod	C	RP	RP(-1)	M	TID	$\bar{R}^2$	DW	r
Österrike	OLS	4,43 (2,41)		-0,75 (-2,15)	0,92 (4,65)	-0,056 (-5,34)	0,77	1,79	
Belgien	ARI	-0,12 (-0,07)			1,03 (2,75)		0,93	1,57	0,87 (6,11)
Danmark	ARI	9,48 (2,48)	-1,93 (-2,57)		0,87 (3,70)		0,96	1,40	0,89 (7,56)
Storbritannien	ARI	9,82 (2,82)		-1,67 (-2,19)	0,53 (4,11)		0,97	1,68	0,76 (4,23)
Finland	ARI	12,81 (5,43)	-1,62 (-4,06)	-0,88 (-2,49)	0,70 (5,93)		0,99	1,21	0,83 (5,36)
Frankrike	ARI	3,90 (2,14)	-0,61 (-1,46)		0,74 (6,01)		0,98	1,15	0,72 (3,98)
Japan	OLS	1,96 (2,78)			0,62 (3,47)	-0,02 (-2,12)	0,47	1,77	
Nederländerna	ARI	-2,51 (-3,04)			1,53 (8,30)		0,99	1,73	0,63 (3,12)
Norge	OLS	10,99 (4,63)	-1,23 (-2,98)	-1,16 (-2,49)	1,04 (5,35)	-0,025 (-2,08)	0,85	1,63	
Schweiz	ARI	3,99 (1,29)	-0,65 (-1,13)		0,80 (2,59)		0,93	1,25	0,91 (8,53)
Västtyskland	OLS	1,99 (2,45)	-0,52 (-2,84)		1,16 (8,78)	-0,033 (-3,65)	0,97	1,86	
USA	OLS	7,42 (3,84)	-1,18 (-3,61)		0,55 (3,08)		0,74	1,74	

^a Skattningen för Kanada gav genomgående fel tecken på marknadselasticiteten

Den markanta tendensen till låg marknadselasticitet avspeglas också i den aggregerade funktion som redovisas nedan. Funktionen är skattad på data från alla 13 länderna i "basgruppen".

Exportekvation

Aggregerade data

$$\ln X = 7,35 - 0,28 \ln RP - 0,97 \ln RP (-1) + 0,64 \ln M$$

$$(3,24) (-0,80) \quad (-2,82) \quad (5,47)$$

Enligt skattningen kan vi inte avvisa hypotesen att relativpriset innevarande år saknar effekt. De höga priselasticiteter som erhålls för fem av de största mottagarländerna i de disaggregerade skattningarna får alltså inget påtagligt genomslag när data aggregeras. Vi bedömer detta resultat som orimligt. Det förefaller osannolikt att en reativprisförändring inom verkstadsindustrin inte skulle få någon effekt inom loppet av löpande år.

Även tidsserie/tvårsnittsskattningen baserad på 13 länder ger en marknadselasticitet klart under ett.

Exportekvation

Poolade data

$$\ln X = \text{dummies} - 0,53 \ln RP - 0,50 \ln RP (-1) + 0,73 \ln M$$

$$(-4,48) \quad (-4,06) \quad (11,93)$$

Den totala priseffekten, fördelad över två år, är här $-1,03$. Vi uppfattar denna elasticitet som överraskande låg, även om den möjligen kan förklaras med hänvisning till produkspecialisering.

De stora skillnaderna i priselasticitet mellan, grovt sett, två grupper av länder kastar en skugga av tvivel över tidsserie/tvårsnittsskattningen baserat på samtliga 13 länder, då den ju bygger på antagandet att alla elasticiteter är lika. Vi gjorde därför en skattning som baserades på data från de sju största mottagarländerna – Norge, Danmark, Finland, USA, Västtyskland, Storbritannien och Frankrike. Dessa länder står tillsammans för ca 70 % av "basgruppens" totala import från Sverige.

Exportekvation

Poolade data (7 länder)

$$\ln X = \text{dummies} - 0,71 \ln RP - 0,54 \ln RP (-1) - 0,78 \ln M$$

$$(-4,73) \quad (-3,50) \quad (10,95)$$

Den totala exportpriselasticiteten är här $-1,25$, dvs. något högre än i den skattning som baserades på 13 länder. Även marknadselasticiteten blir något högre, men den är fortfarande klart under ett.

Den tolkning vi gör av skattningsresultaten när det gäller marknadselasticiteten – nämligen att den svenska verkstadsexports produktinriktning varit oförmånlig med hänsyn till tillväxtmönstret i avnämmländernas importefterfrågan – ger starka implikationer. Den innebär ju att verkstadsindustrin under skattningsperioden av strukturella skäl skulle ha varit oförmögen att försvara, än mindre vinna, marknadsandelar utan kraftigt sänkta relativpriser. Sänkta relativpriser blir i detta perspektiv en påtvingad, defensiv åtgärd. Som alltid bör naturligtvis resultaten från estimering av så enkla samband som dem vi använt här tolkas med stor försiktighet.

Modellen är troligen inte tillräckligt väl specificerad – problem med autokorrelation tyder på det. Vidare är i synnerhet prisdata behäftade med stora brister.

Vi tror ändå att skattningsresultaten har något att säga om strukturella problem för verkstadsindustrin under skattningsperioden. Det blir därmed också viktigt att diskutera om dessa nackdelar gentemot konkurrentländerna fortfarande kvarstår. En hypotes som prövats är att de strukturella problem som antytts främst är ett 1970-talsfenomen. Vi undersökte med hjälp av dummy-variabel-teknik om det går att påvisa några signifikanta skillnader, när det gäller marknadselasticiteten, mellan den tidigare och den senare delen av skattningsperioden. Så var dock inte fallet.

Det bör understryckas att vår skattningsperiod bara sträcker sig fram till 1983. I avsikt att studera om detta faktum kan ha haft någon effekt på den skattade marknadselasticiteten genomfördes vissa experiment med den ekvation för bearbetade varor, som används i KI:s löpande verksamhet. De skattningar avseende bearbetade varor, som genomförts inom ramen för denna studie (se appendix) uppvisar, i likhet med ekvationerna för verkstadsindustri, genomgående en marknadselasticitet mindre än ett. Då KI:s ekvation är skattad på kvartalsdata är det möjligt att lägga skattningsperioden betydligt senare. Försöken med denna ekvation visade att marknadselasticiteten blir högre (dvs. närmar sig värdet ett) i och med att man succesivt flyttar fram skattningsperioden. Försöken tyder alltså på att de låga marknadselasticiteter som registrerats i denna studie för verkstadsindustrin och för bearbetade varor kan vara något specifikt för skattningsperioden – en reservation som givetvis måste beaktas då resultaten utnyttjas för prognosändamål.

5 Några systemskattningsförsök.

I kapitel 2 diskuterades två omständigheter som talar mot enekvationsmodeller där exporterad kvantitet enbart bestäms av efterfrågan. Vi framhöll, att för produkter som kan betraktas som homogena är det mer relevant att försöka specificera och skatta utbudsfunktioner. För differentierade produkter är fallande efterfrågekurvor ett rimligt antagande, men vi kan inte negligera utbudssidan utan att förutsätta konstant skalavkastning i produktionen.

Det ligger nära till hands att betrakta vissa av basindustrins produkter som homogena. För några av basindustri sektorerna har försök till skattningar gjorts, där exporten antogs vara utbudsbestämd och världsmarknadspriserna givna. Inga acceptabla resultat erhöles dock.

För basindustrierna skattade också en modell – inspirerad av Phelps och Winter (1971) och Gottfries (1985) – där trögheter i köparnas perception på kort sikt ger företagen egna efterfrågekurvor. I denna modell kan ett företags pris överstiga det genomsnittliga marknadspriset, men det innebär merkostnader i kommande perioder, t. ex. i form av krav på snabbare leveranser och/eller högre kvalitet. Också skattningarna med denna modell gav genomgående dåliga resultat.

För de flesta sektorerna (inkl. basindustrin) samt aggregatet bearbetade varor har försök till systemskattningar gjorts under förutsättningen att den marknadsform vi vill avbilda kan approximeras som monopolistisk konkurrens. System med ekvationer för inhemsk efterfrågan, exportefterfrågan, inhemska priser och exportpriser har formulerats. Modellen har hämtat inspiration i Aspe och Giavazzi (1982). I allmänhet har försöken att skatta modellen givit orimliga resultat när det gäller ekvationen för inhemsk efterfrågan. Systemet kan reduceras till två ekvationer om vi bortser från hemmamarknaden, vilket naturligtvis kräver starka förutsättningar beträffande hemmamarknadsefterfrågans priskänslighet och dess tillväxt i förhållande till produktionskapaciteten i Sverige. I det följande redovisas skattningar av sådana system, dels för aggregatet bearbetade varor, dels för trävarusektorn.

Bearbetade varor

Den simultant skattade modellen för svensk export av bearbetade varor består av en exportefterfrågeekvation och en prisekvation. Efterfrågeekvationen har relativpris och den sammanlagda importen till ett antal OECD-länder som argument. I avsnitt 2.3 visades att prisekvationen bör

innehålla ett mått på produktionsnivån och dessutom faktorpriserna, vilkas samlade elasticitet ska vara ett. Här gör vi några konkretiseringar:

- a) produktionsfunktionen antas vara av Cobb-Douglas-typ.
- b) produktionsnivån förutsätts bestämd av exporterad kvantitet.
- c) kapitalstocken betraktas som exogent given i varje period, men inte nödvändigtvis konstant över tiden.
- d) priserna på produktionsfaktorerna arbetskraft och insatsvaror representeras av ett mått på rörliga styckkostnader.

Grundmodellen kan nu uttryckas som:

$$\ln X_t^d = a_0 + a_1 \cdot \ln RP_t + a_2 \cdot \ln M_t$$

$$\ln PX_t = b_0 + b_1 \cdot \ln X_t^s + b_2 \cdot \ln K_t + b_3 \cdot \ln AVCR_t$$

där variablerna i exportefterfrågeekvationen definierats tidigare, X^d och X^s = "önskad" efterfrågan och "önskat" utbud, PX = Svenskt exportpris som dividerats med en BNP-deflator för Sverige, K = Maskinkapitalstock i 1980 års priser samt $AVCR$ = "Justerade" reala rörliga kostnader = En sammanvägning av (a) timlönkostnad/"trendmässig" produktivitet och (b) kostnad per enhet för förbrukning, som sedan dividerats med BNP-deflatorn.

Två enkla former av anpassning introduceras. I den första varianten antas efterfrågan reagera "med lag" på prisförändringar, medan volym- och prisanpassning i övrigt antas ske inom löpande period. Här redovisas först en FIML (Full Information Maximum Likelihood)-skattning av det på så sätt erhållna ekvationssystemet.

System 1

$$\ln X = 8,14 - 0,50 \cdot \ln RP - 0,58 \cdot \ln RP (-1) + 0,67 \cdot \ln M$$

(55,1) (-2,51) (-4,77) (19,68)

$$\ln PX = -6,38 + 0,31 \cdot \ln X - 0,35 \cdot \ln K + \ln AVCR$$

(-5,54) (2,23) (-2,33)

I priskekvationen har koefficienten för faktorpriserna ($AVCR$) åsatts värdet ett i enlighet med det förut nämnda elasticitetesantagandet. I preliminära skattningar visade sig denna restriktion vara uppfylld. Det framgår av ekvationen att de skattade koefficienterna för exportvolym och kapitalstock skiljer sig bara obetydligt (med omvänt tecken). Ekvationen kan därmed sägas spegla ett samband mellan å ena sidan relationen mellan exportvolym och kapitalstock, å andra sidan relationen mellan pris och rörlig styckkostnad: $PX/AVCR = f(X/K)$, dvs. en mycket enkel form av prissättningsbeteende. Den skattade elasticiteten är drygt 0,3.

I efterfrågeekvationen består de karakteristiska, vi tidigare diskuterat i samband med olika enekvationsskattningar för t.ex. verkstadsindustrin. Elasticiteten med avseende på marknadstillväxten ligger långt under ett. Också priselasticiteten förefaller låg – något över ett – och anpassningen till prisändringar är ungefär lika fördelad mellan innevarande år och ett års lag.

Vår andra anpassningsmodell bygger på en partiell anpassningsmekanism av typen:

Resultaten från denna systemskattning framstår som intressanta av flera skäl. Efterfrågefunktionen förefaller ge en trovärdig bild av reaktionen på ändrade relativpriser. En "långsiktig" priselasticitet kring $-1,4$ motsvaras på kort sikt, dvs. inom ett år, av en elasticitet strax under ett beroende på fördröjd efterfrågeanpassning.

Vid given kapitalstock och given kostnadsnivå i Sverige leder ökad efterfrågan till högre pris på svenska exportvaror. Liksom i det förra systemet kan prisekvationen uppenbarligen skrivas som ett samband mellan variablerna X^s/K och $PX/AVCR$. På lång sikt ligger elasticiteten kring $0,6$, och för anpassningen inom ett år är den ungefär $0,5$.

Så långt framstår resultaten som väl förenliga med de uppfattningar om exporten av bearbetade varor, som hittills legat till grund för långtidsutredningens bedömningar och KI:s prognosarbete. Men här liksom i våra förut diskuterade skattningar återstår att tolka och ta ställning till de påfallande låga värdena för "marknadselasticiteten", dvs. parametern a_2 i systemmodellen. Värdet på denna parameter skattas här, liksom i system 1, till ca $2/3$, vilket implicerar andelsförluster av betydande storleksordning för svensk export (vid marknadstillväxt och oförändrat relativpris). Att utvecklingen under skattningsperioden uppvisat sådana andelsförluster, särskilt för verkstadsindustrin, är uppenbart. Huvudfrågan är om denna tendens fortfarande består och kan väntas bli bestående under utredningens prognosperiod. När skattningsresultaten för verkstadsindustrin diskuterades i avsnitt 4, konstaterades att de låga marknadselasticiteterna för verkstadsindustrin och aggregatet bearbetade varor kan vara något specifikt för vår skattningsperiod. Försök med den ekvation för bearbetade varor som används i KI:s löpande verksamhet visade att marknadselasticiteten närmade sig ett när skattningsperioden flyttades framåt i tiden.

Trävaror

En prisekvation har härletts med utgångspunkt i en Cobb-Douglas produktionsfunktion med fast kapitalstock i varje period (jämför avsnitt 2.3). Den har skattats simultant (3SLS) med en traditionell efterfrågeekvation. Med hjälp av de restriktioner den härledda kostnadsfunktionen ger, har vikterna i faktorprisindexet W (avser arbetskraftskostnader och insatsvarupriser) konstruerats.

Kapaciteten KAP definieras som den potentiella kapitalproduktiviteten (en sammanbindning av topparna av kvoten mellan förädlingsvärde och realkapitalstock) multiplicerad med realkapitalstocken. Data till W och KAP har hämtats ur nationalräkenskaperna.

$$\ln X = -5,6 - 6,0 \ln RP^k + 2,2 \ln BNP$$

$$(-1,64) \quad (-4,29) \quad (3,01)$$

$$\ln PX = 1,38 + 0,54 \ln X + 1,03 \ln W - 0,29 \ln KAP$$

$$(-0,75) \quad (2,64) \quad (17,06) \quad (-1,09)$$

Alla elasticiteter, utom den för kapaciteten, är signifikant skilda från noll. Inkomstelasticiteten är inte signifikant skild från den i exportekvationen, medan skillnaden i priselasticitet är signifikant på 10-procentsnivå.

Systemskattningen av LU8 visar många väntade resultat:

- a) Ett ökat efterfrågetryck driver upp priset på svensk export, dvs. branschen har sannolikt en stigande marginalkostnadskurva, vilket är liktydigt med sjunkande skalavkastning. I avsnitt 2.3 konstateras att detta innebär att enekvationsskattningar av exporten blir inkonsistenta. Sannolikt visar en sådan skattning för låg (i absolutvärde räknat) priselasticitet.
- b) Priselasticiteten är klart högre än i enekvationsskattningen av exporten (jmf avsnitt 4). Även små förändringar i relativpriset ger betydande effekter på exportkvantiteten, något som illustreras väl av den dramatiska exportökningen efter devalveringarna i början av 80-talet.
- c) Elasticiteten mot prisindexet för rörliga produktionsfaktorer är ett.
- d) Kapaciteten har eventuellt en negativ inverkan på priset. I den utsträckning ny teknologi introduceras vid kapacitetsutbyggnad fångas teknikutvecklingen upp av denna variabel.

Appendix

I detta appendix redovisas ett antal varianter av tidsserie/tvårsnitts-skattningar och skattningar baserade på aggregerade data för LU-sektorerna 1–16, samt för aggregerat bearbetade varor. För basindustrierna (sektorerna 3, 8, 9 och 15) redovisas import-, marknadsandels- och exportfunktioner. För övriga sektorer redovisas export- och marknadsandelsfunktioner (observera att specifikationen av exportfunktionerna skiljer sig mellan basindustrierna och övriga sektorer – se avsnitt 3.4). Vidare redovisas funktioner för svensk export av bearbetade varor till 14 OECD-länder som estimerats ländervis.

Variabelbeteckningarna har definierats i texten. Värdena inom parentes är t-kvoter. De är testvariabler för hypotesen att respektive koefficient är noll. R^2 är determinationskoefficienten. $\bar{R}^2$ är determinationskoefficienten justerad för antalet frihetsgrader. DW är Durbin-Watson-statistikan. Q är testvariabel för antagandet om homoskedasticitet. F-värdet är testvariabel för hypotesen att alla koefficienter utom interceptet är noll. Chow är testvariabel för hypotesen att tvårsnittens elasticiteter är lika. r är en skattning av första gradens autokorrelationskoefficient.

LU-sektor 1. Jordbruk och fiske.

A) Metod = Tidsserie/Tvårsnitt ; 13 länder

A1. Export:

$$\ln X = \text{dummies} - 0,74 \ln RP + 1,34 \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,92 \quad DW = 1,81$$

(−3,63) (4,44)

$$\text{Chowtest: Chow} = 1,13 < F_{0,95}(24,130) = 1,6$$

$$< F_{0,99}(24,130) = 1,9$$

95 % Konfidensintervall för M: $0,75 < M < 1,93$

A2. Andel:

$$\ln X = \text{dummies} - 0,70 \ln RP + \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,93 \quad DW = 1,80$$

(−3,70)

$$\text{Chowtest: Chow} = 0,62 < F_{0,95}(12,143) = 1,8$$

$$< F_{0,99}(12,143) = 2,2$$

B) Metod = Aggregerade data ; 13 länder

B1. Export (ARI)

$$\ln X = -5,32 - 0,77 \ln RP + 3,09 \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,84 \quad DW = 1,54$$

(−0,90) (−1,37) (2,74)

$$r = 0,77$$

95 % Konfidensintervall för M: $0,60 < M < 5,57$ (4,68)

B2. Andel (ARI)

$$\ln X = 8,79 - 0,76 \ln RP + \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,80 \quad DW = 1,69$$

(3,02) (−1,21)

$$r = 0,53$$

(2,31)

LU-sektor 2. Skogsbruk.

B) Metod = Aggregerade data ; 12 länder

B1. Export (ARI)

$$\ln X = 5,30 - 1,17 \ln RP + 1,07 \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,95 \quad DW = 1,22$$

(4,54) (−5,77) (5,98)

$$r = 0,96$$

95 % Konfidensintervall för M: $0,68 < M < 1,47$ (16,5)

B2. Andel (ARI)

$$\ln X = 10,18 - 1,15 \ln RP + \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,93 \quad DW = 1,23$$

$$(10,95) \quad (-6,07)$$

$$r = 0,96$$

$$(19,2)$$

LU-sektor 3. Mineraliska produkter

A) Metod = Tidsserie/Tvårsnitt

Länder som ingår i det "poolade" samplet: Belgien, Frankrike, Västtyskland, Nederländerna och Storbritannien

A1. Andel

$$\ln X = 8,37 - 0,81 \ln RP^k + \ln M \quad R^2 = 0,93, \bar{R}^2 = 0,92$$

$$(9,46) \quad (-4,29) \quad (\text{restriktion})$$

DW-test; $DW = 0,2315 < d$; 5 %, $n = 65$, $k = 1$: 1,567–1,629Heterotest; $Q = 63,22 > X^2_{0,95}(4)$: 0,711F-test: $F = 778,8 > F(1,63) 5\%$: 4,0

B) Metod = Aggregerade data, OLS

Länder som har aggregerats: Belgien, Frankrike, Västtyskland, Nederländerna och Storbritannien

B1. Import

$$\ln M = 4,67 + 3,21 \ln BNP - 0,09 \text{TID} \quad R^2 = 0,70, \bar{R}^2 = 0,64$$

$$(110,43) \quad (3,97) \quad (-4,63)$$

DW-test: $DW = 1,81 > d$; 5 %, $n = 14$, $k = 2$.: 0,905–1,551F-test: $F = 12,74 > F(2,11) 5\%$: 3,98**LU-sektor 4+5. Livsmedelsindustri.**

A) Metod = Tidsserie/Tvårsnitt ; 13 länder

A1. Export:

$$\ln X = \text{dummies} - 0,66 \ln RP - 0,50 \ln RP(-1) + 1,07 \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,97$$

$$(-3,11) \quad (-2,26) \quad (6,23)$$

$$DW = 1,82$$

Chowtest: $\text{Chow} = 2,02 > F_{0,95}(36,104) = 1,55$ $> F_{0,99}(36,104) = 1,85$ 95 % Konfidensintervall för M: $0,73 < M < 1,40$ **A2. Andel:**

$$\ln X = \text{dummies} - 0,65 \ln RP - 0,49 \ln RP(-1) + \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,97$$

$$(-3,10) \quad (-2,32)$$

$$DW = 1,79$$

Chowtest: $\text{Chow} = 2,15 > F_{0,95}(24,117) = 1,6$ $> F_{0,99}(24,117) = 1,9$

B) Metod = Aggregerade data ; 13 länder

B1. Export (OLS)

$$\ln X = 3,94 - 1,62 \ln RP + 1,75 \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,66 \quad DW = 1,87$$

$$(0,90) \quad (-1,83) \quad (4,92)$$

95 % Konfidensintervall för M: $0,97 < M < 2,53$

B2. Andel (AR1)

$$\ln X = 9,64 - 1,12 \cdot \ln RP + \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,72 \quad DW = 1,76$$

$$(2,19) \quad (-1,19)$$

$$r = 0,37$$

$$(1,33)$$

LU-sektor 6. Dryckes- och tobaksvaruindustri.

A) Metod = Tidsserie/Tvårsnitt ; 12 länder

A1. Export:

$$\ln X = \text{dummies} - 0,77 \cdot \ln RP + 0,76 \cdot \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,98 \quad DW = 1,93$$

$$(-3,21) \quad (4,43)$$

$$\text{Chowtest: Chow} = 1,67 > F_{0,95}(22,120) = 1,65$$

$$< F_{0,99}(22,120) = 2,0$$

95 % Konfidensintervall för M: $0,42 < M < 1,10$ **A2. Andel:**

$$\ln X = \text{dummies} - 0,97 \cdot \ln RP + \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,98 \quad DW = 1,91$$

$$(-5,08)$$

$$\text{Chowtest: Chow} = 1,31 < F_{0,95}(11,134) = 1,87$$

$$< F_{0,99}(11,134) = 2,38$$

B) Metod = Aggregerade data ; 13 länder

B1. Export (OLS)

$$\ln X = 7,90 - 1,04 \cdot \ln RP + 0,31 \cdot \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,13 \quad DW = 1,35$$

$$(3,23) \quad (-1,97) \quad (0,95)$$

95 % Konfidensintervall för M: $-0,40 < M < 1,02$ **B2. Andel (AR1)**

$$\ln X = 10,43 - 1,26 \cdot \ln RP + \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,85 \quad DW = 1,82$$

$$(3,81) \quad (-2,12)$$

$$r = 0,48$$

$$(2,00)$$

LU-sektor 7. Textil- och beklädnadsvaruindustri.

A) Metod = Tidsserie/Tvårsnitt ; 13 länder

A1. Export:

$$\ln X = \text{dummies} - 0,37 \cdot \ln RP - 0,39 \cdot \ln RP(-1) + 0,82 \cdot \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,93$$

$$(-1,85) \quad (-1,89) \quad (9,83)$$

$$DW = 1,54$$

$$\text{Chowtest: Chow} = 1,26 < F_{0,95}(36,104) = 1,55$$

$$< F_{0,99}(36,104) = 1,85$$

95 % konfidensintervall för M: $0,66 < M < 0,99$

B) Metod = Aggregerade data ; 13 länder

B1. Export (AR1)

$$\ln X = 7,05 - 0,65 \cdot \ln RP - 0,70 \cdot \ln RP(-1) + 0,91 \cdot M - 0,036 \cdot \text{TID}$$

$$(3,44) \quad (-2,29) \quad (-2,40) \quad (8,94) \quad (-5,02)$$

$$\bar{R}^2 = 0,996 \quad DW = 1,08 \quad r = 0,68$$

$$(3,12)$$

95 % Konfidensintervall för M: $0,67 < M < 1,14$

B2. Andel (AR1)

$$\ln X = +11,74 - 0,68 \ln RP - 0,77 \ln RP(-1) + \ln M - 0,039 \text{TID}$$

$$(5,87) \quad (-2,46) \quad (-2,81) \quad (-6,43)$$

$$\bar{R}^2 = 0,997 \quad DW = 0,89 \quad r = 0,70$$

$$(3,54)$$

LU-sektor 8. Trävaror

A) Metod = Tidsserie/Tvärnsnitt

Länder som ingår i det "poolade" samplet: Belgien, Danmark, Frankrike, Västtyskland, Nederländerna, Schweiz, Storbritannien, Österrike, Norge, Italien och Spanien.

A1. Import

$$\ln M = -6,58 - 0,39 \ln RP^h + 2,02 \ln BNP \quad R^2 = 0,97, \bar{R}^2 = 0,97$$

$$(-3,83) \quad (-3,04) \quad (6,21)$$

DW-test; DW = 0,527 < d; 5 %, n = 143, k = 2: 1,696–1,754
 Hetero-test; Q = 328,21 > X²_{0,95}(10): 3,94
 F-test: F = 2120,43 > F(2,140)5 %: 3,06

A2. Andel

$$\ln X = 12,33 - 1,65 \ln RP^k + \ln M \quad R^2 = 0,99, \bar{R}^2 = 0,99$$

$$(17,91) \quad (-10,92) \quad (\text{restriktion})$$

DW-test; DW = 0,153 < d; 5 %, n = 143, k = 1: 1,711–1,739
 Hetero-test; Q = 408,34 > X²_{0,95}(10): 3,94
 F-test: F = 10200,9 > F(1,141)5 %: 3,92

B) Metod = Aggregerade data, OLS

Länder som har aggregerats: Belgien, Danmark, Frankrike, Västtyskland, Nederländerna, Schweiz, Storbritannien, Österrike, Norge, Italien och Spanien.

B1. Export

$$\ln X = -1,91 - 4,38 \ln PX + 4,12 \ln PW + 1,69 \ln BNP \quad R^2 = 0,79, \bar{R}^2 = 0,73$$

$$(-0,77) \quad (-4,55) \quad (4,03) \quad (2,54)$$

DW-test; DW = 1,8055 > d; 5 %, n = 14, k = 3: 0,767–1,779
 Test av 4,12–(4,38); t = 0,135
 F-test: F = 12,65 > F(3,10)5 %: 3,71
 PX symboliserar svenska exportpriset och PW ländernas importpris.

C) Metod = Aggregerade data, 3SLS

Länder som har aggregerats: Belgien, Danmark, Frankrike, Västtyskland, Nederländerna, Schweiz, Storbritannien, Österrike, Norge, Italien och Spanien.

C1. Export och priser

$$\ln X = -5,6 - 6,01 \ln RP^k + 2,21 \ln BNP$$

$$(-1,64) \quad (-4,29) \quad (3,01)$$

$$\ln PX = -1,38 + 0,54 \ln X + 1,03 \ln W - 0,29 \ln KAP$$

$$(-0,75) \quad (2,64) \quad (17,06) \quad (-1,09)$$

W är ett prisindex för rörliga produktionsfaktorer, PX det svenska exportpriset och KAP kapaciteten.

LU-sektor 9. Massa och papper

A) Metod = Tidsserie/Tvärnsnitt

Länder som ingår i det "poolade" samplet: Belgien, Frankrike, Västtyskland, Nederländerna, Norge, Storbritannien och Italien.

A1. Import

$$\ln M = -8,83 - 0,64 \ln RP^h + 2,45 \ln BNP \quad R^2 = 0,99, \bar{R}^2 = 0,99$$

(-9,73) (-5,59) (15,12)

DW-test; DW = 1,05 < d; 5 %, n = 91, k = 2: 1,614–1,704

Heterotest; Q = 208,82 > X²_{0,95(6)}: 1,635

F-test: F = 675,54 > F(2,88)5 %: 3,96

A2. Andel

$$\ln X = 8,46 - 0,82 \ln RP^k + \ln M \quad R^2 = 0,99, \bar{R}^2 = 0,99$$

(6,16) (-2,75) (restriktion)

DW-test; DW = 0,443 < d; 5 %, n = 91, k = 1: 1,637–1,681

Heterotest; Q = 217,86 > X²_{0,95(6)}: 1,635

F-test: F = 8070,64 > F(1,88)5 %: 3,96

A3. Export

$$\ln X = -0,68 - 2,92 \ln RP + 1,16 \ln BNP \quad R^2 = 0,99, \bar{R}^2 = 0,99$$

(-0,67) (-6,94) (5,20)

DW-test; DW = 0,655 < d; 5 %, n = 91, k = 2: 1,637–1,681

Heterotest; Q = 209,14 > X²_{0,95(6)}: 1,635

F-test: F = 4275,57 > F(2,88)5 %: 3,96

LU-sektor 10. Grafisk industri.

A) Metod = Tidsserie/Tvärsnitt ; 12 länder

A1. Export:

$$\ln X = \text{dummies} - 0,95 \ln RP + 0,88 \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,99 \quad DW = 1,87$$

(-11,07) (15,86)

Chowtest: Chow = 1,17 < F_{0,95(22,120)} = 1,65

< F_{0,99(22,120)} = 2,0

95 % Konfidensintervall för M: 0,77 < M < 0,99

B) Metod = Aggregerade data ; 12 länder

B1. Export AR1)

$$\ln X = 6,37 - 1,15 \ln RP + 0,77 \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,98 \quad DW = 1,39$$

(6,01) (-5,69) (6,83)

r = 0,79

95 % Konfidensintervall för M: 0,52 < M < 1,02

(5,09)

B2. Andel (AR1)

$$\ln X = 9,88 - 1,13 \ln RP + \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,99 \quad DW = 1,35$$

(10,47) (-5,38)

r = 0,89

(8,32)

LU-sektor 11. Gummivaruindustri.

A) Metod = Tidsserie/Tvärsnitt ; 12 länder

A1. Export:

$$\ln X = \text{dummies} - 0,91 \ln RP - 0,72 \ln RP(-1) + 0,73 \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,98$$

(-6,50) (-5,18) (8,45)

DW = 1,73

Chowtest: Chow = 1,3 < F_{0,95(33,96)} = 1,55

< F_{0,99(33,96)} = 1,85

95 % Konfidensintervall för M: 0,56 < M < 0,90

B) Metod = Aggregerade data ; 12 länder

B1. Export (AR1)

$$\ln X = 12,23 - 1,21 \cdot \ln RP - 0,79 \cdot \ln RP(-1) + 0,31 \cdot \ln M$$

$$(10,65) \quad (-3,78) \quad (-2,26) \quad (2,44)$$

$$\bar{R}^2 = 0,80 \quad DW = 1,83$$

95 % Konfidensintervall för M: $0,02 < M < 0,60$

LU-sektor 12. Kemisk industri.

A) Metod = Tidsserie/Tvärsnitt ; 13 länder

A1. Export:

$$\ln X = \text{dummies} - 0,82 \cdot \ln RP + 1,06 \cdot \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,99 \quad DW = 1,61$$

$$(-10,67) \quad (17,50)$$

$$\text{Chowtest: Chow} = 1,72 > F_{0,95}(24,130) = 1,6$$

$$< F_{0,99}(24,130) = 1,9$$

95 % Konfidensintervall för M: $0,94 < M < 1,18$

A2. Andel:

$$\ln X = \text{dummies} - 0,83 \cdot \ln RP + \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,99 \quad DW = 1,72$$

$$(-11,91)$$

$$\text{Chowtest: Chow} = 1,46 < F_{0,95}(12,143) = 1,8$$

$$< F_{0,99}(12,143) = 2,2$$

B) Metod = Aggregerade data ; 13 länder

B1. Export (AR1)

$$\ln X = 4,30 - 1,08 \cdot \ln RP + 1,15 \cdot \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,9989 \quad DW = 2,44$$

$$(8,13) \quad (-10,67) \quad (43,24)$$

$$r = -0,42$$

$$(-1,54)$$

95 % Konfidensintervall för M: $1,09 < M < 1,21$

LU-sektor 13. Petroleum och kolindustri.

A) Metod = Tidsserie/Tvärsnitt ; 10 länder

A1. Export:

$$\ln X = \text{dummies} - 0,41 \cdot \ln RP + 0,40 \cdot \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,82 \quad DW = 1,31$$

$$(-1,42) \quad (2,41)$$

$$\text{Chowtest: Chow} = 1,63 < F_{0,95}(18,100) = 1,71$$

$$< F_{0,99}(18,100) = 2,12$$

95 % Konfidensintervall för M: $0,07 < M < 0,73$

B) Metod = Aggregerade data ; 13 länder

B1. Export (AR1)

$$\ln X = 4,75 - 0,58 \cdot \ln RP + 0,50 \cdot \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,50 \quad DW = 1,21$$

$$(2,15) \quad (-1,17) \quad (2,07)$$

$$r = 0,95$$

$$(14,7)$$

95 % Konfidensintervall för M: $-0,03 < M < 1,03$

B2. Andel (AR1)

$$\ln X = 8,28 - 0,83 \cdot \ln RP + \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,65 \quad DW = 1,07$$

$$(3,35) \quad (-1,51)$$

$$r = 0,53$$

$$(2,31)$$

LU-sektor 14. Jord- och stenindustri.

A) Metod = Tidsserie/Tvårsnitt ; 13 länder

A1. Export:

$$\ln X = \text{dummies} - 0,46 \ln RP + 0,92 \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,98 \quad DW = 1,79$$

(-3,10) (12,88)

$$\text{Chowtest: Chow} = 1,70 < F_{0,95}(24,130) = 1,6$$

$$< F_{0,99}(24,130) = 1,9$$

95 % Konfidensintervall för M: $0,78 < M < 1,06$

A2. Andel:

$$\ln X = \text{dummies} - 0,58 \ln RP + \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,98 \quad DW = 1,85$$

(-4,14)

$$\text{Chowtest: Chow} = 1,18 < F_{0,95}(12,143) = 1,8$$

$$< F_{0,99}(12,143) = 2,2$$

B) Metod = Aggregerade data ; 13 länder

B1. Export (AR1)

$$\ln X = 5,58 - 1,08 \ln RP + 0,86 \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,88 \quad DW = 1,85$$

(8,31) (-5,60) (9,93)

95 % Konfidensintervall för M: $0,67 < M < 1,05$

B2. Andel (AR1)

$$\ln X = 10,54 - 1,29 \ln RP + \ln M \quad \bar{R}^2 = 0,85 \quad DW = 1,23$$

(15,74) (-8,79)

LU-sektor 15. Järn-, stål- och metallverk

A) Metod = Tidsserie/Tvårsnitt

Länder som ingår i det "poolade" samplet: Kanada, USA, Belgien, Danmark, Finland, Frankrike, Norge, Nederländerna, Österrike, Spanien, Schweiz, Västtyskland och Storbritannien.

A1. Import

$$\ln M = 0,72 - 1,53 \ln RP^h + 1,18 \ln BNP \quad R^2 = 0,99, \bar{R}^2 = 0,99$$

(0,76) (-2,49) (7,83)

$$DW\text{-test: } DW = 1,0368 < d; 5\%, n = 169, k = 2: 1,722 - 1,771$$

$$\text{Hetero-test: } Q = 81,359 > X^2_{0,95}(11): 4,575$$

$$F\text{-test: } F = 12972,7 > F(1,166)5\%: 3,06$$

B) Metod = Aggregerade data

Länder som har aggregerats: Kanada, USA, Belgien, Danmark, Finland, Frankrike, Norge, Nederländerna, Österrike, Spanien, Schweiz, Västtyskland och Storbritannien.

B1. Andel (OLS)

$$\ln X = - 2,97 - 0,50 \ln RP^k + \ln M \quad R^2 = 0,34, \bar{R}^2 = 0,28$$

(-188,9) (-2,47) (restriktion)

$$DW\text{-test: } DW = 1,789 > d; 5\%, n = 14, k = 1: 1,045 - 1,350$$

$$F\text{-test: } F = 6,08 > F(1,12)5\%: 4,75$$

B2. Export (AR1)

$$\ln X = 0,29 - 1,00 \ln RP + 0,93 \ln BNP \quad R^2 = 0,98, \bar{R}^2 = 0,98$$

(0,19) (-2,65) (2,82)

$$r = 0,56$$

(2,32)

F-test: $F = 8214,8 > F(2,11) 5\%: 3,98$

C) Metod = Aggregerade data, instrumentvariabelmetod

Länder som har aggregerats: Kanada, USA, Belgien, Danmark, Finland, Frankrike, Norge, Nederländerna, Österrike, Spanien, Schweiz, Västtyskland och Storbritannien.

C1. Export

$$\ln X = 1,40 - 1,09 \ln RP + 1,29 \ln BNP$$

$$(-0,71) \quad (-3,07) \quad (2,95)$$

$$r = 0,78$$

$$(4,65)$$

F-test: $F = 18,35 > F(2,11) 5\%: 3,98$

LU-sektor 16. Verkstadsindustri.

A) Metod = Tidsserie/Tvårsnitt ; 13 länder

A1. Export:

$$\ln X = \text{dummies} - 0,53 \ln RP - 0,50 \ln RP(-1) + 0,73 \ln M$$

$$(-4,48) \quad (-4,06) \quad (11,93)$$

$$\bar{R}^2 = 0,99 \quad DW = 1,46$$

$$\text{Chowtest: Chow} = 1,54 < F_{0,95}(36,104) = 1,55$$

$$< F_{0,99}(36,104) = 1,85$$

95 % Konfidensintervall för M: $0,61 < M < 0,85$

A2. Export – Alternativ skattning baserad på de 7 största avnämrländerna.

$$\ln X = \text{dummies} - 0,71 \ln RP - 0,54 \ln RP(-1) + 0,78 \ln M$$

$$(-4,73) \quad (-3,50) \quad (10,95)$$

$$\bar{R}^2 = 0,99 \quad DW = 1,37$$

$$\text{Chowtest: Chow} = 1,73 < F_{0,95}(18,56) = 1,8$$

$$< F_{0,99}(18,56) = 2,3$$

95 % Konfidensintervall för M: $0,64 < M < 0,92$

B) Metod = Aggregerade data ; 13 länder

B1. Export (ARI)

$$\ln X = 7,35 - 0,28 \ln RP - 0,97 \ln RP(-1) + 0,64 \ln M$$

$$(3,24) \quad (-0,80) \quad (-2,82) \quad (5,47)$$

$$\bar{R}^2 = 0,99 \quad DW = 1,68 \quad r = 0,67$$

$$(3,83)$$

95 % Konfidensintervall för M: $0,37 < M < 0,90$

Bearbetade varor

A) Metod = Tidsserie/Tvårsnitt ; 14 länder

A1. Export

$$\ln X = \text{länderdummies} - 0,65 \ln RP - 0,30 \ln RP(-1) + 0,81 \ln M$$

$$(-9,10) \quad (-3,98) \quad (25,55)$$

$$\bar{R}^2 = 0,998 \quad \text{Chowtest: Chow} = 1,23 < F_{0,95}(39,154) = 1,47$$

$$< F_{0,99}(39,154) = 1,72$$

$$DW = 1,67$$

95 % Konfidensintervall för YW: $0,75 < M < 0,88$

A2. Export – Alternativ skattning baserad på de 7 största avnämarländerna.

$$\ln X = \text{länderdummies} - 0,76 \cdot \ln RP - 0,44 \cdot \ln RP(-1) + 0,87 \cdot \ln M$$

(-7,99) (-4,35) (23,72)

$$\bar{R}^2 = 0,998 \quad \text{Chowtest: Chow} = 1,26 < F_{0,95}(18,77) = 1,7$$

$< F_{0,99}(18,77) = 2,1$

$$DW = 1,65$$

$$95\% \text{ Konfidensintervall för YW: } 0,79 < M < 0,94$$

B) Metod = Aggregerade data ; 14 länder

B1. Export (AR1)

$$\ln X = 5,85 - 0,70 \cdot \ln RP - 0,49 \cdot \ln RP(-1) + 0,92 \cdot \ln M$$

(5,66) (-4,71) (-3,35) (13,29)

$$\bar{R}^2 = 0,993 \quad DW = 0,95 \quad r = 0,933$$

(13,6)

$$95\% \text{ Konfidensintervall för YW: } 0,78 < M < 1,07$$

B2. Andel (AR1)

$$\ln X = 5,43 - 0,68 \cdot \ln RP - 0,50 \cdot \ln RP(-1) + \ln M$$

(6,22) (-4,89) (-3,54)

$$\bar{R}^2 = 0,715 \quad DW = 0,63 \quad r = 0,967$$

(24,0)

B3. Export (AR1)

$$\ln X = 5,16 - 0,66 \cdot \ln RP - 0,61 \cdot \ln RP(-1) + 1,23 \cdot \ln M - 0,027 \cdot T$$

(6,80) (-6,05) (-5,39) (13,35) (-4,47)

$$\bar{R}^2 = 0,998 \quad DW = 1,81 \quad r = 0,755$$

(4,17)

$$95\% \text{ Konfidensintervall för YW: } 1,03 < M < 1,42$$

Tabell I: 6 Bearbetade varor. Exportfunktioner estimerade ländervis. Period: 1968–84.

Land	Metod	C	RP	RP(-1)	M	TID	$\bar{R}^2$	DW	r
Österrike	AR1	3,70 (1,93)	-0,63 (-1,67)		0,84 (5,67)		0,94	1,47	0,88 (8,93)
Belgien	AR1	8,41 (4,15)	-0,98 (-2,77)	-0,74 (-2,28)	0,92 (5,07)		0,93	1,82	0,52 (2,11)
Kanada	OLS	2,89 (4,07)	-0,44 (-2,73)		0,82 (9,15)		0,84	1,48	
Danmark	AR1	3,17 (1,93)	-0,67 (-2,16)		1,00 (8,29)		0,97	0,79	0,94 (16,3)
Stor- britannien	AR1	2,57 (1,28)	-0,42 (-1,14)		0,89 (6,56)		0,95	1,70	0,81 (6,27)
Finland	AR1	4,94 (3,46)	-0,94 (-3,77)		0,87 (8,14)		0,98	1,34	0,86 (8,03)
Frankrike	OLS	4,74 (5,02)	-0,89 (-3,82)		0,85 (24,68)		0,99	1,76	
Italien	OLS	5,53 (3,83)	-1,19 (-3,96)		0,97 (22,39)		0,98	2,09	
Japan	OLS	3,17 (2,89)	-0,34 (-1,36)		0,64 (11,54)		0,89	1,41	
Neder- länderna	AR1	2,88 (2,19)	-0,75 (-2,99)		1,11 (9,01)		0,97	1,66	0,81 (6,12)
Norge	AR1	5,55 (3,32)	-0,49 (-2,24)	-0,61 (-2,24)	0,89 (10,49)		0,99	1,35	0,84 (6,58)
Schweiz	AR1	2,64 (1,42)	-0,48 (-1,47)		0,93 (5,71)		0,95	1,17	0,93 (12,7)
Väst- tyskland	OLS	5,17 (4,74)	-0,98 (-4,07)		0,84 (25,74)		0,98	1,12	
USA	OLS	7,86 (4,88)	-1,41 (-5,08)		0,70 (6,77)		0,94	1,56	

Referenser

- Armington, P. S. (1969): A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production, IMF Staff Papers, 26: 159–178.
- Barker, T. S. (1970): Aggregation Error and Estimates of the U.K. Import Demand Function. I Hilton, K. och Heathfield, D. E. (red): The Econometric Study of the United Kingdom (London), 115–145.
- Aspe, P. och Giavazzi, F. (1982): The Short Run Behaviour of Prices and Output in the Exportable Sector, Journal of International Economics 12, 83–93.
- Calmfors, L. och Herin, J. (1969): Domestic and Foreign Price Influences. A Disaggregated Study of Sweden. I Lindbeck, A (red): Inflation and Employment in Open Economies. North-Holland, Amsterdam.
- Diewert, W. E. (1982): Duality Approaches to Microeconomic Theory. I Arrow, K. J. och Intriligator, M. D. (red): Handbook of Mathematical Economics, vol II. North-Holland.
- Forslund, A och Lind, Y (1984): Prisbildning på sektornivå. SOU 1984: 7 LU84, Långtidsutredningens modellsystem och ekonometriska studier.
- Goldstein, M. och Khan, M. S. (1985): Income and Price Effects in Foreign Trade. I Jones, R. W. och Kenen, P. B. (red): Handbook of International Economics, vol III. North-Holland.
- Gottfries, N. (1985): An Optimizing Model of Export Pricing Behaviour Applied to Swedish Exports of Manufactures. I Essays on Price Determination and Expectations, avhandling, Stockholms Universitet.
- Kmenta, J. (1971): Elements of Econometrics. Macmillan.
- Maddala, G. S. (1977): Econometrics. Mc Graw Hill.
- Murray, T. och Ginman, P. J. (1976): An Empirical Examination of the Traditional Aggregate Import Demand Model, Review of Economics and Statistics 58, 75–80.
- Nadiri, M. I. (1982): Producers Theory. I Arrow, K. J. och Intriligator, M. D. (red): Handbook of Mathematical Economics, vol II. North-Holland.
- Phelps, E. och Winter, S. (1970): Optimal Price Policy under Atomistic Competition. I Phelps, E. (red): Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory. Norton, New York.
- SOU 1984: 7 (1984). Långtidsutredningens modellsystem och ekonometriska studier, Export och import av varor. (Konjunkturinstitutet).

II Sveriges varuimport

1 Inledning

I denna studie har importfunktioner skattats för flertalet varuproducerande LU-sektorer enligt den importmodell som utvecklades i förra långtidsutredningen (LU 84). Liksom tidigare har separata modeller utvecklats för importen av olja och petroleumprodukter, dvs. LU-sektorerna 3 och 13. Studien inleds med en översikt över importens utveckling under perioden 1970–1985. Därefter följer en beskrivning av modellen samt en genomgång av estimationsresultaten. Sist presenteras modellerna för olja och petroleumprodukter.

Tabell II:1 Utvecklingen av Sveriges varuimport per LU-sektor 1970–1985

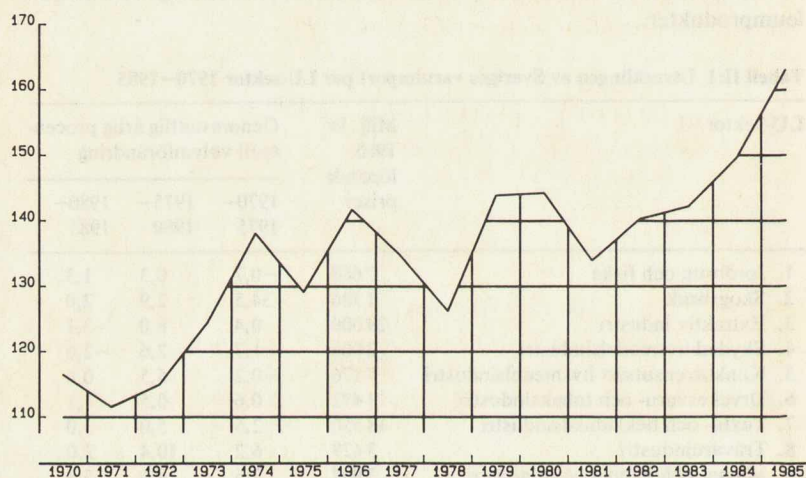
LU-sektor	Milj. kr 1985 löpande priser	Genomsnittlig årlig procentuell volymförändring		
		1970– 1975	1975– 1980	1980– 1985
1. Jordbruk och fiske	7 688	–0,7	0,3	1,3
2. Skogsbruk	1 380	34,5	2,9	2,0
3. Extraktiv industri	29 000	0,4	8,0	–3,1
4. Skyddad livsmedelsindustri	2 006	–1,7	– 2,6	–2,0
5. Konkurrensutsatt livsmedelsindustri	7 176	–0,2	5,5	0,6
6. Dryckesvaru- och tobaksindustri	1 472	0,6	0,5	1,1
7. Textil- och beklädnadsindustri	18 550	2,5	5,0	1,0
8. Trävaruindustri	3 429	6,2	10,4	2,0
9. Massa- och pappersvaruindustri	2 907	2,6	8,6	5,8
10. Grafisk industri	1 890	2,4	10,7	7,5
11. Gummivaruindustri	2 981	9,5	2,0	4,4
12. Kemisk industri	28 306	1,7	5,5	4,8
13. Petroleumindustri	18 888	–2,5	– 5,8	–5,3
14. Jord- och stenvaruindustri	3 533	3,4	2,1	1,9
15. Järn-, stål- och metallverk	10 829	2,7	– 0,9	0,4
16. Verkstadsindustri, exkl. varv	95 454	5,6	3,2	6,4
17. Varv	2 110	11,0	–15,3	12,3
18. Övrig tillverkningsindustri	2 215	4,4	7,5	–1,3
19. El-, gas-, värme- och vattenverk	880	–1,1	–11,2	27,3
Summa	240 694	2,1	2,2	2,5

Källor: Konjunkturinstitutet och statistiska centralbyrån.

Som framgår av tabell II:1 var volymtillväxten för den totala importen i genomsnitt drygt 2 procent per år under perioden 1970–1985. Uppgifterna i tabellen döljer dock det faktum att tillväxttakten reducerades efter oljekrisen 1973–74. Denna utveckling framgår tydligare i diagram II:1. Under 1980-talet har importens tillväxt sammantaget kommit att öka något trots en betydande reduktion av importen av råolja och petroleumprodukter.

Den avmattning i importvolymens tillväxttakt, som kan konstateras under senare delen av 1970-talet, kan i stor utsträckning återföras på de försämrade avsättningsmöjligheterna för den svenska exporten. På samma sätt kan tendensen till högre importtillväxt under 1980-talet förklaras av den expanderande svenska exportindustrins ökade behov av insats- och investeringsvaror. Man kan för övrigt konstatera att de största tillväxttalen för importen registreras för varor som härrör från sektorer som i Sverige är betydande ur exportsynpunkt, som t. ex. trävaruindustrin, massa- och pappersvaruindustrin, den kemiska industrin och verkstadsindustrin exkl. varv. Det förefaller alltså som om en stor del av importtillväxten kan förklaras med utgångspunkt från en ökad internationell specialisering.

Diagram II:1 Utvecklingen av Sveriges varuimport. 1980 års priser, miljarder kr.



2 Metod

Enligt traditionell ekonomisk teori betraktas importen huvudsakligen som efterfrågebestämd. De viktigaste förklaringsvariablerna ur efterfrågesynpunkt är inkomster och priser. I denna studie utgörs förklaringsvariablerna av importvägd efterfrågan, relativa importpriser – dvs. förhållandet mellan importpriser och inhemskt pris för respektive varugrupp – samt i vissa fall en trend.

Nedanstående importfunktion har skattats för samtliga varuproducerande LU-sektorer utom sektorerna 3, 13 och 19:

$$M = a WEF^b * \left(\frac{P_m}{P_h} \right)_t^c * \left(\frac{P_m}{P_h} \right)_{t-1}^d * \left(\frac{P_m}{P_h} \right)_{t-2}^f * e^{g \cdot TID}$$

där;

M = import i 1980 års priser.

a = konstant.

WEF = importvägd efterfrågan (se texten).

P_m = importprisindex (IMPI).

P_h = hemmamarknadsprisindex (HMPI).

TID = trendvariabel.

Vägningsförfarandet vad avser efterfrågan (WEF) är avsett att korrigera för att olika efterfrågekomponenter¹ inom aggregatet har olika importinnehåll. Varje efterfrågekomponent har därför multiplicerats med det beräknade importinnehållet enligt 1980 års input-outputundersökning. Importinnehållet i lagerinvesteringar har för respektive sektor förutsatts vara lika med andelen import i den interna varuinsatsen inom sektorn. Avsikten med vägningsförfarandet är att standardisera efterfrågan för strukturella skillnader i varusammansättningen hos de olika efterfrågekomponenterna. Under förutsättning av att importandelarna för varje efterfrågekomponent är konstanta under skattningsperioden kommer importen att öka i samma takt som den aggregerade efterfrågan. Om importinnehållet hos någon komponent ändras resulterar detta i att den totala importandelen för branschen ändras, och man bör få en efterfrågeelasticitet som är större eller mindre än 1.0 beroende på i vilken riktning importandelen ändrats.

Relativprisvariabeln är beräknad som kvoten mellan importprisindex (IMPI) och producentprisindex för den svenska marknaden (HMPI). Det

¹ Sammanlagt 29 komponenter. Fyra komponenter för slutlig efterfrågan: privat och offentlig konsumtion, investeringar samt export. Dessutom komponenter för efterfrågan på insatsvaror till var och en av de 24 produktionsbranscherna samt en komponent för lagerförändringar.

importpris som ingår i relativprisvariabeln är därmed inte detsamma som det pris som beräknats implicit mellan importens värde och volymutveckling, dvs. NR:s data över importen fördelad på LU-sektorer. Relativprisets utveckling har beräknats för varje sektor/varugrupp. Ingen hänsyn har tagits till att importinnehållet kan variera mellan olika undergrupper av varor inom de respektive sektorerna. För branscher där produktionen för hemmamarknaden avsevärt skiljer sig från importens sammansättning blir relativprismåttet tämligen oanvändbart, om variationerna i prisutveckling är stora mellan de olika delgrupperna av varor. Vid estimeringen av importens utveckling har hänsyn tagits till att förskjutningen i de relativa importpriserna troligen inverkar på den importerade volymen med en viss tidsförskjutning. För att ta hänsyn till eventuella tidseftersläpningar har även relativprisvariabeln införts laggad ett till två år i funktionsformeln.

Slutligen har en trendvariabel medtagits för att fånga upp eventuella andra svårkvantifierbara faktorer såsom ökad internationell specialisering, tullavveckling, produktutformning osv. Utgångspunkten har varit att använda trendvariabeln endast i undantagsfall.

Funktionerna har skattats med olika kombinationer av ovanstående variabler, samt i vissa fall med en statistisk metod som tar hänsyn till första gradens autoregressivitet i residualerna. För sektorerna 12, 15 och 16 har dessutom gjorts skattningar med vinstnivå och kapacitetsutnyttjande som förklaringsvariabler. Eftersom dessa försök inte inneburit några nämnvärda förbättringar i skattningsresultaten redovisas inte dessa skattningar.

3 Estimationsresultat

Skattningsresultaten för samtliga LU-sektorer, exklusive energisektorerna 3, 13 och 19 presenteras i tabell II:2. Man bör givetvis ifrågasätta relevansen av att på detta sätt estimerar importens utveckling för vissa av sektorerna (sektor 17, dvs. varven, är väl kanske det mest påtagliga exemplet på detta).

Efterfrågevariabelns elasticitet är genomgående positiv och signifikant. Värdet på koefficienten varierar mellan 0,75 och 2,12. Den genomsnittliga elasticiteten för sektorerna blev 1,34¹. I de fall trendvariabeln tagits med i modellen har denna övertagit en del av förklaringseffekten från efterfrågevariabeln.

Prisfaktorn har endast för sektorerna 8, 10 och 15 givit en elasticitet som överstiger 1,0 i absoluta tal. Sammanvägning av priskoefficienterna resulterar i en total priselasticitet på ca -0,6. En sänkning av priserna för inhemskt producerade varor relativt importerade produkter med 1 % skulle sålunda resultera i en minskning av importvolymen med 0,6 %. 80 % av effekten utfaller, enligt skattningsresultaten, samma år som relativprisförändringen äger rum.

De erhållna priselasticiteterna kan synas låga, och några saker bör noteras. Det förekommer en viss korrelation mellan relativpriser och efterfrågevariabeln i flera sektorer. De svenska relativpriserna på hemmamarknaden försämrades markant i samband med de bågje konjunkturuppgångarna 1973–1974 och 1979. Devalveringarna 1977, 1981 och 1982 medförde förbättrade relativpriser i en tid då den importvägda efterfrågan var förhållandevis låg. I skattningen för t. ex. verkstadsindustriprodukter (vilka 1985 svarade för 40 procent av den totala svenska varuimporten) uppvisar efterfrågevariabeln ett mycket högt förklaringsvärde. Mot bakgrund av att relativprisvariabeln dessutom är negativt korrelerad till efterfrågevariabeln blir förutsättningarna små för att erhålla signifikanta värden för priskoefficienten. Det ligger nära till hands att anta att de estimerade koefficienternas storlek därför kan vara ytterligt känsliga för eventuella felaktigheter i modellspecifikation och statistik.

Den påtalade samvariationen mellan WEF och prisvariabeln är extra tydlig vad gäller lagerkomponenten. Som har sagts tidigare gjordes antagandet att importens andel i lagerinvesteringarna är densamma som importandelen i vederbörande sektors efterfrågan på insatsvaror från den egna sektorn. Det rimliga i detta antagande kan emellertid ifrågasättas. Därför har även alternativa skattningar genomförts där lagerkomponenten satts lika med noll vid beräkningen av WEF.

¹ Vikterna för hopvägningen utgörs av respektive sektors andel av importvärdet 1980.

Tabell II:2. Skattningsresultat för svensk import fördelad på LU-sektor¹

LU-sektor	Kon- stant	WEF	$\left(\frac{Pm}{Ph}\right)_t$	$\left(\frac{Pm}{Ph}\right)_{t-1}$	$\left(\frac{Pm}{Ph}\right)_{t-2}$	Σ Pris- elasti- sitet	TID	DW	$\bar{R}^2$	r
1. Jordbruk och fiske ²	3,72 (1,6)	0,75 (2,5)	-0,15 (-1,6)	-0,18 (-1,7)		-0,33		1,49	0,334	
2. Skogsbruk ²		0,89 (11,6)						1,62	0,573	0,83 (6,1)
4. Skyddad livsmedels- industri ²	-7,83 (-2,4)	2,12 (4,6)					-0,037 (-11,6)	2,34	0,908	
5. Konkurrensutsatt livsmedelsindustri	-1,57 (-2,5)	1,46 (21,9)		-0,12 (-2,0)	-0,39 (6,1)	-0,51		1,44	0,975	
6. Dryckesvaru- och tobaksindustri ³	-3,25 (-2,9)	1,49 (8,9)						1,35	0,789	
7. Textil-, beklädnads- och läderindustri	0,47 (0,3)	1,11 (10,0)	-0,44 (-2,3)			-0,44 (20,3)	0,045	1,55	0,972	
8. Trävaruindustri ²	2,36 (0,5)	1,51 (2,9)	-1,42 (-2,4)			-1,42		1,95	0,935	0,95 (16,3)
9. Massa- och pappers- varuindustri ²	1,90 (0,5)	1,16 (2,7)	-0,74 (-3,0)			-0,74 (4,9)	0,046	2,78	0,965	
10. Grafisk industri	6,14 (1,2)	1,25 (2,2)		-0,62 (-1,3)	-1,15 (-2,4)	-1,77		1,23	0,985	0,84 (6,6)
11. Gummivaruindustri	-4,42 (-2,6)	1,53 (6,7)					0,050 (8,8)	1,57	0,997	0,77 (4,6)
12. Kemisk industri ^{2, 3}	-1,93 (-3,7)	1,20 (21,3)						2,06	0,995	0,60 (3,5)
14. Jord- och stenvaru- industri	-2,79 (-1,8)	1,30 (6,4)					0,050 (9,1)	1,89	0,883	
15. Järn-, stål- och metallverk	4,42 (5,8)	1,03 (12,0)		-0,45 (-3,3)	-0,59 (-4,4)	-1,04		1,93	0,923	
16. Verkstadsindustri, exkl. varv ^{2, 3}	-2,20 (-0,8)	1,51 (12,4)	-0,74 (-1,8)			-0,74		1,63	0,996	0,65 (3,9)
17. Varv ²	-3,46 (-1,3)	1,56 (4,2)						1,09	0,543	
18. Övrig tillverk- ningsindustri	-3,98 (-2,1)	1,51 (5,8)	-0,61 (-3,0)			-0,61		1,37	0,894	

¹ Skattningsperioden är 1970–1984. Värderna inom parentes är skattade t-värden. DW = Durbin Watson statistik. $\bar{R}^2$ är R^2 korregerat för frihetsgrader. r = skattningen av första gradens autokorrelationskoefficient. Där värden för r saknas har OLSQ-metoden använts.

² Importinnehållet i lagerkomponenten har satts lika med noll.

³ Skattningsperioden är 1963–1984.

Sektor 1. Jordbruk och fiske.

Importandelen varierar kraftigt för olika varugrupper inom sektorn. En stor andel av importen utgörs t. ex. av råkaffe vilket inte produceras inom landet. Ett annat exempel är den omfattande inhemska tillförseln av spannmål, levande djur och mjölk, vilket inte importeras i någon större utsträckning. Skattningsresultaten bör därför tolkas med försiktighet.

Sektor 2. Skogsbruk.

Skattningarna uppvisar dålig anpassning och de kan inte läggas till grund för en importprognos.

Sektor 4. Skyddad livsmedelsindustri.

Importen är liten i förhållande till den inhemska tillförseln, och okänslig för ändrade relativpriser. Importen har minskat kraftigt, samtidigt som den importvägda efterfrågan har ökat något under skattningsperioden. Det behövs därför en negativ trendfaktor för att efterfrågevariabelns elasticitet skall anta ett positivt värde.

Sektor 5. Konkurrensutsatt livsmedelsindustri.

Import och inhemsk tillförsel omfattar i grova drag identiska varor med två undantag: rostat kaffe och beredda fodermedel, vilka inte importeras i någon större utsträckning. Till följd av att hemmamarknadspriserna på rostat kaffe varierar kraftigt ger de stort utslag i skattningarna, vilket tenderar att ge låga priselasticiteter.

Sektor 6. Dryckesvaru- och tobaksindustri.

För att erhålla acceptabla skattningsresultat har vi för denna sektor utsträckt estimeringsperioden till 1963–1984.

Sektor 7. Textil-, beklädnads- och läderindustri.

En ekonometrisk skattning av teko-importen måste av nödvändighet utformas med hänsyn till den svenska strukturrationaliseringen under 1970-talet för att kunna användas för prognosändamål. Denna låter sig nämligen inte förklaras av traditionella variabler typ relativpris. Här (liksom i förra LU) ingår en trendvariabel i importfunktionen, men inte heller denna variabel ger någon egentlig förklaring till den växande importandelen. Skattningen är därför knappast användbar som prognosinstrument.

Sektor 8. Trävaruindustri

Den inhemska tillförseln består i huvudsak av enklare insatsvaror. Ungefär hälften av importen utgörs däremot av möbler. Importen är för övrigt liten i förhållande till den inhemska tillförseln. Det finns anledning att tolka skattningsresultaten med försiktighet. Med en skattning där hänsyn tas till autokorrelerade residualer blir elasticiteten för pridfaktorn signifikant.

Sektor 9. Massa- och pappersvaruindustri

Importandelen är överlag låg för de varugrupper som ingår i sektorn. Skattningarna förbättras avsevärt om en trendfaktor införs i modellen. Importen har också ökat kraftigt sedan slutet av 1970-talet. Denna tillväxt är till stor del ett resultat av en betydande ökning av importen av massa

och papper, vilken inte låter sig förklaras av motsvarande förändringar i efterfråge- eller relativprisvariabeln.

Sektor 10. Grafisk industri.

Importandelen är mycket låg för tidningar, men däremot betydande för t. ex. böcker. Relativprisvariabeln och den skattade priselasticiteten blir därmed osäker.

Sektor 12. Kemisk industri.

Importen av produkter från kemisk industri låter sig tämligen väl förklaras av den importvägda efterfrågan. För att uppnå en större statistisk säkerhet har skattningsperioden utökats till 1963–1984. Relativprisfaktorns bidrag till förklaringsvärdet är marginellt, varför denna har exkluderats ur modellen.

Sektor 16. Verkstadsindustri, exkl. varv.

Med en skattning där en trendfaktor ingår i modellen erhålles goda statistiska mätvärden, men elasticiteten för efterfrågevariabeln understiger 1. Estimering utan trendvariabel medför högre elasticitet för efterfrågevariabeln, men också positiv autokorrelation (dessutom reduceras priselasticiteten avsevärt). Med en skattning där hänsyn tagits till autoregressiviteten (och där trendfaktorn exkluderats ur modellen) blir elasticiteten för efterfrågevariabeln 1,5 och priselasticiteten drygt 0,7 i absoluta tal. Samtliga variabler ger ett högt förklaringsvärde, men en oprecis skattning av priselasticiteten.

4 Importen av råolja och petroleumprodukter

De för svensk import viktigaste varugrupperna från LU-sektorerna 3 och 13 (extraktiv industri respektive petroleumindustri) utgörs av råolja och raffinerade petroleumprodukter.¹ Trots att importvolymen för dessa varor minskade stadigt under större delen av 70-talet och första hälften av 80-talet till följd av kraftiga prishöjningar, utgör de alltså ca 20 procent av värdet för Sveriges totala varuimport. I detta avsnitt diskuteras importfunktioner för varorna från sektorerna 3 och 13.

4.1 Importen av råolja

Importen av råolja är beroende nästan uteslutande av två faktorer. Dessa är dels åtgången av råolja som insatsvara i inhemsk raffinering och dels förändringar av råoljelagren till följd av a) lagstiftade ändringar av statens och näringslivets beredskapslagringsskyldighet, b) prisförväntningar och c) produktionsändringar hos raffinaderierna. Lagstiftade lagerförändringar har här betraktats som exogena, och de subtraheras sålunda från importen. Lagerförändringar till följd av ändrad produktion antas ha ringa betydelse och har satts lika med noll i funktionerna. De kvarstående lagerförändringarna, dvs. de som antas företas av prisspekulativa skäl, testas i skattningarna med en prisförväntningsvariabel (se nedanstående tablå). Importen av råolja bestäms således enligt följande enkla funktion i log form:

$$M_0 = (WEF_{13})^{a_0} \cdot e^{b_0 \cdot RKAP}$$

där M_0 = import av råolja i 1980 års priser exkl. lagstiftade lagerförändringar

WEF_{13} = vägd förbrukning av petroleumprodukter, både som insatsvaror och i slutlig användning för samtliga sektorer enligt 1980 års input- outputundersökning, framskriven med respektive sektors produktionsutveckling

$RKAP$ = raffineringsskapacitet inom Sverige, milj. ton/år (RKAP har ökat från 4 milj. ton/år 1964 till 23 milj. ton/år 1984.)

Funktionen är förenklad i ytterligare flera avseenden. Kapacitetsutnyttjandet inom raffineringsindustrin bestäms normalt av lönsamheten eller, uttryckt på ett annat sätt, av relationen mellan importpriset för petroleumprodukter och Sveriges producentpris för motsvarande produkter. Om importpriset faller i förhållande till producentpriset kunde man vänta sig

¹ Förutom råolja omfattar LU-sektor 3 kol och malm. Dessa varor utgör en förhållandevis liten andel av sektorns import och har följaktligen inte särbehandlats här. Förutom bensen, fotogen och eldningsolja, omfattar LU-sektor 13 koks av kol, asfalt, tjära och dyl. Även här är andelen liten, och dessa varor har inte heller särbehandlats.

att importen av färdiga produkter ökar på bekostnad av inhemsk raffinering. Då kapacitetsutnyttjande sätts lika med raffineringskapaciteten i modellen, borde en sådan sänkning av relativpriset leda till en minskad import av råolja. I estimationsresultaten (se tablå) visar det sig emellertid att relativpriset (PRE) är statistiskt signifikant enbart i den aggregerade ekvationen, där såväl råolja som petroleumprodukter ingår i den beroende variabeln. En anledning till detta kan vara produktspecialisering, dvs. att ett försämrat relativpris kompenseras på kort sikt av en ändrad produktmix i stället för minskad produktion. (Denna möjlighet har ökat till följd av tillbyggnaden av bl. a. en katalytisk kracker.)

Estimationsresultaten tyder på att den inhemska efterfrågan på petroleumprodukter (WEF₁₃) utgör en viktig förklaringsvariabel för importen av råolja. Som framgår av tablå ligger variabelns elasticitet på 0,9. Den skattade koefficienten för RKAP, raffineringskapaciteten, tyder på att utvidgningen av den inhemska raffineringskapaciteten har lett till ökad import av råolja. Samtliga prisvariabler visade sig vara statistiskt insignifikanta i skattningarna för råolja men signifikanta i regressionerna för petroleumprodukter.

Tabell II:3 Estimationsresultat för LU-sektorer 3 och 13
Skattningsperiod = 1964–1984. Metod = OLSQ.

LU-sektor(er)	WEF (LU-13)	PO PE	PB	PF	PRE	RKAP	R ²	DW
1. Extraktiv industri (LU-3)	0,91 (158,4)					0,04 (12,7)	0,917	1,84
2. Petroleum-industri (LU-13)	1,06 (299,9)	−0,01 (−3,3)	−0,11 (−2,3)	0,02 (1,5)		−0,02 (−5,9)	0,972	1,36
3. Extraktiv industri och petroleumindustri (LU-3+LU-13)	1,09 (379,0)	−0,01 (−2,5)		0,02 (1,7)	−0,02 (−2,8)		0,917	2,65

Anm. T-värden inom parentes. R² = korrelationskoefficienten justerad för frihetsgrader. DW = Durbin Watson-statistik.

4.2 Importen av petroleumprodukter

Importen av petroleumprodukter bestäms enligt följande funktion, även den i log form:

$$M_1 = (WEF_{13})^{a1} \cdot e^{b1} \cdot RKAP \cdot (\frac{PO}{PE})^{c1} \cdot (PB)^{d1} \cdot (PF)^{f1} \cdot (PRE)^{g1}$$

- där PO = konsumentpriset för eldningsolja i förhållande till
PE konsumentpriset för elström
PB = konsumentpriset för bensin
PF = prisförväntningar för petroleumprodukter, baserade på tidigare förändringar i importpriset

PRE = relationen mellan importpriset och Sveriges producentpris
för petroleumprodukter
(För WEF₁₃ och RKAP, se importfunktionen för råolja.)

Som framgår av estimationsresultaten ovan har efterfrågevariabeln (WEF₁₃) även här ett mycket högt förklaringsvärde. Koefficienten på strax under 1,1 för denna variabel är ungefär vad man kunde vänta sig.

Den utvidgade raffineringsskapaciteten (RKAP) har, som framgår av koefficienten, lett till en smärre minskning av importen av petroleumprodukter. "Oljeintensiteten" inom den svenska industrin har minskat sedan 1980. Relativpriselasticiteten för eldningsolja i förhållande till elström ($\frac{PO}{PE}$) på -0,01 tyder dock på en oväntat liten negativ inverkan på

importvolymen. Att effekten inte är större kan bero på att otillräcklig hänsyn har tagits till eftersläpande effekter av dessa prisförändringar. Priselasticiteten för bensin (PB) på -0,1 är däremot som man kunde vänta sig. Tidigare skattningar tyder på -0,2, men då har den beroende variabeln bestått till 100 procent av bensin, i stället för ca en tredjedel, som är fallet här. Prisförväntningsvariabeln (PF), tyder på att förväntade importprishöjningar har en påskyndande effekt på importen av petroleumprodukter.

I den aggregerade skattningen för sektorerna 3 och 13 erhålls ett något bättre förklaringsvärde för efterfrågevariabeln (WEF). Inkomstelasticiteten är marginellt högre. Raffineringsskapaciteten (RKAP) har, som väntat, ingen effekt på importen då minskad råoljeimport kompenseras av ökad produktimport och vice versa.

III Prognosekvationer för vissa delar av tjänstebalansen

1 Inledning

I anslutning till Långtidsutredningen 1980 utarbetades inom riksbanken på uppdrag av ekonomidepartementet en prognosmodell för tjänste- och transfereringsbalansen¹. Tjänsteekvationerna i denna modell är uppdelade på resevaluta, personbiljetter, frakter och övriga tjänster. Modellen omskattades och reviderades i samband med LU 84².

Ekvationernas användbarhet och tillförlitlighet har testats i anslutning till riksbankens prognosverksamhet på betalningsbalansområdet. Det praktiska användandet av ekvationerna har lett till att resevalutaekvationerna ändrats ett antal gånger. I samband med leveranser av ekvationer till LU 1987 gjordes en mindre översyn³ av ekvationerna för frakter och övriga tjänster våren 1986. Resultaten av denna översyn presenteras nedan.

¹ DsE 1981: 7 Prognosmodell för tjänste- och transfereringsbalansen LU 80, Bil. 8.

² SOU 1984: 7 bilaga nr 15.

³ Arbetet genomfördes av en konsult, Åke Gustafsson, Uppsala Universitet.

2 Problem med ekvationerna för frakter och övriga tjänster

2.1 Frakter

Fraktekvationerna var i modellformuleringen till LU 80 kraftigt aggregerade och avsåg export respektive import för summan av alla transporter utom biljetter, nämligen sjöfart, land- och flygfrakt, varuförsäkring och charter.

Önskemålen inför omskattningen våren 1986 var från riksbankens sida dels att skapa separata ekvationer för sjöfart respektive land- och flygfrakt, dels att även på andra sätt bättre anpassa aggregeringen i ekvationerna efter de indelningsgrunder och definitioner som används i betalningsbalansstatistiken. Vidare önskade både riksbanken och finansdepartementet att ekvationerna om möjligt skulle formuleras om så att ett relativpris blev inkluderat istället för en prisnivå.

Separata ekvationer skulle därför skattas för begreppet sjöfart⁴ samt för begreppet land- och flygfrakter⁵. Någon ekvation för det som kallas övrigt (varuförsäkring och charter (ej svenska rederier)) ansågs inte nödvändig, eftersom denna post till största delen består av varuförsäkring, som för närvarande beräknas med schablonmetoder.

Fraktekvationerna från LU 80 och LU 84 har generellt sett fungerat bra i den meningen att de gett tillfredsställande prognosvärden. Problemen i användningen har mest haft sin grund i aggregeringsnivån och aggregeringssättet, som gjort jämförelser med betalningsbalanstidsserier omöjliga utan tidsödande omsorteringar av dataunderlaget.

2.2 Övriga tjänster

Övriga tjänster är en mycket heterogen post, som omfattar försäkringar, licenser, provisioner, entreprenader, tekniska tjänster m. m. Problemet med denna post är det stora bortfallet av exportbetalningar i statistiken. Bortfallet uppstår till följd av att företagen inte rapporterar alla tjänsteexportbetalningar på föreskrivet sätt⁶. Bortfallet korrigeras genom att en klumpsumma, baserad på en enkätundersökning utförd av Statistiska Centralbyrån, läggs på inkomsterna. Osäkerheten i den på basis av enkäten gjorda punktskattningen är emellertid inte helt obetydlig, varför en viss osäkerhet om nivån på tjänsteexporten finns. Det bristfälliga dataunderlaget och den heterogena sammansättningen av övriga tjänster gör ekonomiska skattningar på aggregerad nivå svåra.

⁴= sjöcharter + biljetter sålda i utlandet – biljetter sålda i Sverige + sjöfrakt + hamnumgälder.

⁵= land- och flygfrakt + hemfrakt med svenskt flyg.

⁶ Bortfallet av tjänsteexportbetalningar upphörde fr. o. m. mars 1987 då ett nytt rapporteringssystem (BOK II) tas i bruk.

Exporten av övriga tjänster blev i LU 80 uppdelad i två samband, ett avseende den registrerade tjänsteexporten och ett separat samband för bestämning av korrigeringsposten. Den registrerade tjänsteexporten var skattad som en funktion av BNP i utlandet och relativpriset⁷. Relativpriset bestod i LU 80 av implicita BNP-deflatorn för Sverige⁸ i förhållande till BNP-deflatorn i de länder som konstituerar utlandet i detta fall. På samma vis var tjänsteimporten skattad som en funktion av BNP i Sverige och relativpriset definierat som förhållandet mellan de implicita BNP-deflatorerna i Sverige och utlandet⁹.

Båda tjänsteekvationerna har visat stora residualer och märkliga ökningstakter i sina prognosvärden. Särskilt importekvationen visade märkliga värden efter omläggningen av importrapporteringen från blanketter till ADB-medium 1983, vilken medförde en kraftigt höjd täckningsgrad i statistiken.

Avsikten med ändringarna av ekvationerna för övriga tjänster våren 1986 var att se om andra data för förklaringsvariablerna och något ändrad ekvationsformulering skulle ge bättre resultat. Ändringen avseende exporten skulle enbart avse ekvationen för den registrerade tjänsteexporten.

⁷ DSE 1981: 7 sid. 52 ff och sid. 113 samt SOU 1984: 7 bilaga 15 avsnitt 3.5.

⁸ I LU 84 ändrades det till implicita deflatorn för övriga tjänster enligt nationalräkenskaperna.

⁹ Se DsE 1981: 7 sid. 112 och SOU 1984: 7 bilaga 15 avsnitt 3.5.

3 Resultat av översynen

3.1 Frakter

Frakterna har skattats om så att sjöfartsekvationerna motsvarar vad som registreras i betalningsbalansstatistikens sjöfartsnetto. Land- och flygfrakter skattas separat och motsvarar detta begrepp i betalningsbalansstatistiken.

För samtliga fraktekvationer gäller att deflateringsproblemen varit stora. Det har inte varit möjligt att utnyttja bra prisdata, vare sig svenska eller internationella. Deflatorerna varierar mycket och de i deflatorerna ingående delserierna uppvisar understundom en i jämförelse med annan prisutveckling och i förhållande till det ekonomiska läget, orimlig utveckling. Därför har vissa av dessa delserier exkluderats från beräkningarna av de aggregerade deflatorerna.

Alla tre fraktekvationerna är estimerade med minsta kvadratmetoden (OLS) på årsdata från 1965 till och med 1984. Ekvationernas dynamiska struktur har formulerats med utgångspunkt från den s. k. Hendry-ansatsen¹.

3.1.1 Export av sjöfartstjänster

Den svenska exporten av sjöfartstjänster har skattats som en funktion av världshandeln och priset på frakttjänster, där världshandeln antas stå i en fast proportion till total efterfrågan på frakttjänster:

$$\Delta \ln XSJ = a_1 + a_2 \Delta \ln XSJDEF + a_3 \ln XSJDEF_{-1} + a_4 \Delta \ln WKK + a_5 \ln WKK_{-1} + a_6 \ln XSJ_{-1}$$

där XSJ är real export av sjöfartstjänster,
XSJDEF är priset för sjöfartstjänster,
WKK är real världshandel.

Något relativpris som jämför kostnaden för köp av frakttjänster från Sverige med köp från andra länder finns inte i ekvationen, trots att det varit ett uttalat önskemål att hitta ett relativpris. Det visade sig dock inte vara möjligt att lösa detta, trots att ett antal olika ansatser prövades. Detta är principiellt allvarligt och därför måste ekvationen tolkas med försiktighet. En förklaring till varför ett relativpris inte kan fås att fungera skulle kunna vara att det under en stor del av estimationsperioden funnits överka-

¹ Se Hendry and Richard (1983), "The Econometric Analysis of Economic Time Series", International Statistical Review, 51(2) för en teknisk framställning eller Davidsson, Hendry, Srba, Yeo "Econometric Modelling of the Aggregate Time Series Relationship Between Consumer Expenditure and Income in the United Kingdom, The Economic Journal, Dec 1978.

pacitet, dvs. stocken av tonnage i världen har varit för stor. Det skulle kunna betyda att priset är bestämt från världsmarknaden, dvs. det har inte funnits någon marknadsnisch för svenska frakttjänster med ett specifikt svenskt pris. Om så är fallet är det egentligen inte teoretiskt försvarbart att skatta en ekvation av det här slaget.

Tabell 1 Regressionsekvation för export av sjöfartstjänster ^{a)} ^{b)}

Estimations- period	Koefficient för:					Konstant	$\bar{R}^2$	DW
	Δ XSJDEF	XSJDEF ₋₁	Δ WXX	WXX ₋₁	XSJ ₋₁			
1966–1984	–0.85 (6.84)	–0.41 (1.73)	0.77 (5.48)	0.19 (1.51)	–0.38 (2.01)	3.44 (1.96)	58.93	2.06

XSJDEF prisdeflator beräknad som kvoten av summan av linjefart (2002), hemfrakt på svensk köl (2003), torr och malmlast (2050) och oljelast (2051) i löpande priser och deras motsvarigheter i fasta (1980 års) priser. Siffrorna inom parentes anger Statistiska Centralbyråns löpnummer. Beträffande datakvalitet se 3.1.

WXX indexserie över världsexporten 1980=1.

R² determinationskoefficient korrigerad för antal frihetsgrader.

DW Durbin Watson statistika.

^{a)} Variablerna är logaritmerade. t-värden anges inom parentes.

^{b)} Beroende variabel XSJ = förändringen i export av sjöfartstjänster i 1980 års priser. Serien är deflaterad med XSJDEF.

I ekvationen representeras världshandeln av världsexporten.

Det långsiktiga sambandet mellan exporten av sjöfartstjänster och de använda förklaringsvariablerna kan skrivas som:²

$$\ln XSJ = 9,05 - 1,08 \ln XSJDEF + 0,5 \ln WXX.$$

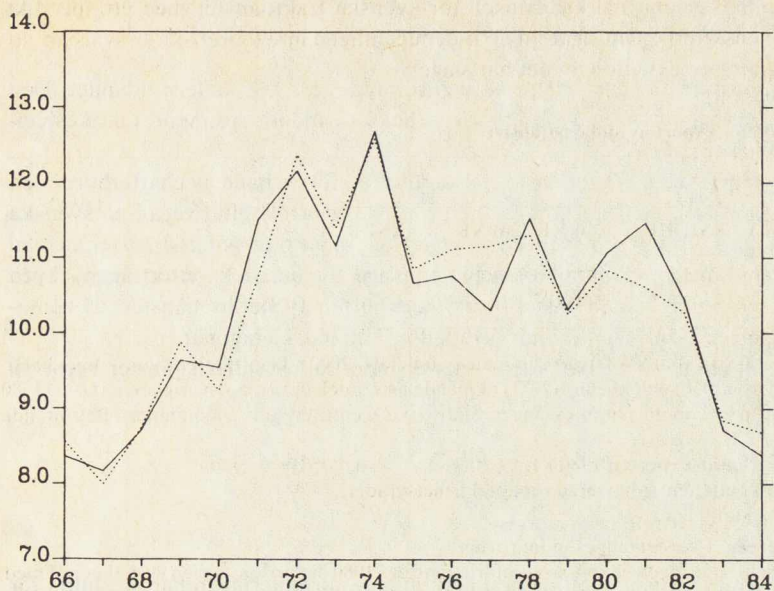
En ökning av priset med en procentenhet skulle således leda till att exporten minskade med 0,85 % samma år, medan minskningen på lång sikt skulle uppgå till ca 1,08 %. Den kortsiktiga effekten av en förändring i världshandeln är enligt denna ekvation större än den långsiktiga effekten, elasticiteterna är 0,77 respektive 0,5. Priselasticiteten är mycket högre enligt dessa resultat än enligt den förra ekvationsformuleringen, medan elasticiteten med avseende på världshandeln är av ungefär samma storlek.

Det faktum att ekvationen saknar en relativpristerm innebär att den kan ge orimliga resultat på lång sikt. Den bör dock kunna användas för prognosändamål i ett kortare tidsperspektiv, eftersom förklaringsgraden är relativt god. En determinationskoefficient på knappt 0,6 får betraktas som acceptabel för en ekvation som är skattad på relativa förändringar.

De faktiska och de simulerade värdena för sjöfartsexporten visas i Diagram 1 och 2. I diagram 1 visas prognosresultaten när prognosen görs för en period i taget, med utnyttjande av successiva utfall för sjöfartsexporten. I Diagram 2 visas prognosresultaten när prognosen görs för samtliga perioder med utnyttjande enbart av utfallet 1966 som ingångsvärde och därefter prognosvärdena som laggad export. Det betyder att Diagram 1

² Det långsiktiga sambandet erhålls genom att dividera koefficienterna för de oberoende variablerna som är laggade en period med koefficienten för den laggade beroende variabeln och multiplicera med minus ett.

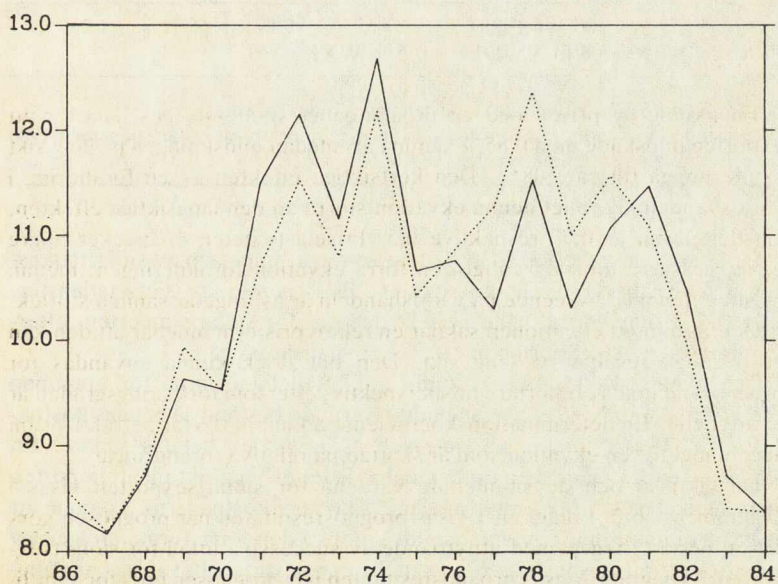
— Faktisk sjöfartsexport¹
 Simulerad sjöfartsexport¹



1) I 1980 ÅRS PRISER

Diagram 1 Faktisk och prognoserad sjöfartsexport 1966-84 (mdkr) - enperiodsprognos I 1980 års priser.

— Faktisk sjöfartsexport¹
 Simulerad sjöfartsexport¹



1) I 1980 ÅRS PRISER

Diagram 2 Faktisk och prognoserad sjöfartsexport 1966-84 (mdkr) - dynamisk prognos I 1980 års priser.

visar ekvationens uppförande vid enperiodsprognoser, medan Diagram 2 visar hur ekvationen fungerar vid flerperiodersprognoser.

3.1.2 Import av sjöfartstjänster

Import av sjöfartstjänster är svenska rederiers kostnader i utlandet. Den egentliga importen av frakttjänster bokförs under varuimport i utrikeshandelsstatistiken³.

Import av sjöfartstjänster består därför i första hand av charterhyror och hamntjänster. Charterhyror beror i sista hand på efterfrågan på svenska sjöfartstjänster, då svenska rederier som säljer mer sjöfartstjänster än man har tonnage, chartrar utländskt tonnage för att täcka efterfrågan. Även importen av hamntjänster beror på exporten av sjöfartstjänster, då hamntjänster avser svenska fartygs utgifter i utländska hamnar.

Vi antar således att den svenska importen av sjöfartstjänster beror på exporten av sjöfartstjänster:

$$\Delta \ln MSJ = b_1 + b_2 \Delta \ln XSJ + b_3 \ln XSJ_{-1} + b_4 \ln MSJ_{-1}$$

där MSJ är real import av sjöfart,
XSJ är real export av sjöfart.

Bränslepriset som ingick i den tidigare formuleringen har uteslutits för att underlätta hanterandet av ekvationen.

Tabell 2 Regressionsekvation för import av sjöfartstjänster ^{a) b)}

Estimations-period	Koefficient för:			Konstant	$\bar{R}^2$	DW
	ΔXSJ	XSJ_{-1}	MSJ_{-1}			
1966–1984	0.91 (5.4)	0.33 (1.42)	–0.25 (1.68)	–0.87 (0.69)	66.92	1.23

^{a)} Variablerna är logaritmerade. t-värden anges inom parentes.
^{b)} Beroende variabeln är MSJ = förändringen i importen av sjöfartstjänster i 1980 års priser. Serien är deflaterad med XSJDEF.

Deflateringen med XSJDEF motiveras av att importen av sjöfartstjänster är kostnader i direkt anknytning till exporten av sjöfartstjänster. XSJDEF är emellertid ingen perfekt deflator för sjöfartsimporten, eftersom importen och exporten har olika sammansättning.

Den dynamiska strukturen implicerar att betalningarna för upplupna kostnader sker med viss eftersläpning. Närmare bestämt så betalas kostnaderna till 75 % i samma period, medan återstoden betalas senare. En ökning av exporten med en procentenhet leder på lång sikt till att importen ökar med drygt 1,3 %, dvs. på lång sikt kan kostnaderna komma att överstiga intäkterna. Samma resultat erhöles i den förra formuleringen av importekvationen, men koefficienten för exportvariabeln var då bara obetydligt större än ett. Detta märkliga resultat kan bero på den bristfälliga deflateringen. Ekvationen är således mest lämpad för mera kortsiktiga

³ Importen av varor redovisas som tidigare nämnts enligt handelsstatistiken cif (cost, insurance, freight), vilket betyder att frakt och försäkring är inbegripet.

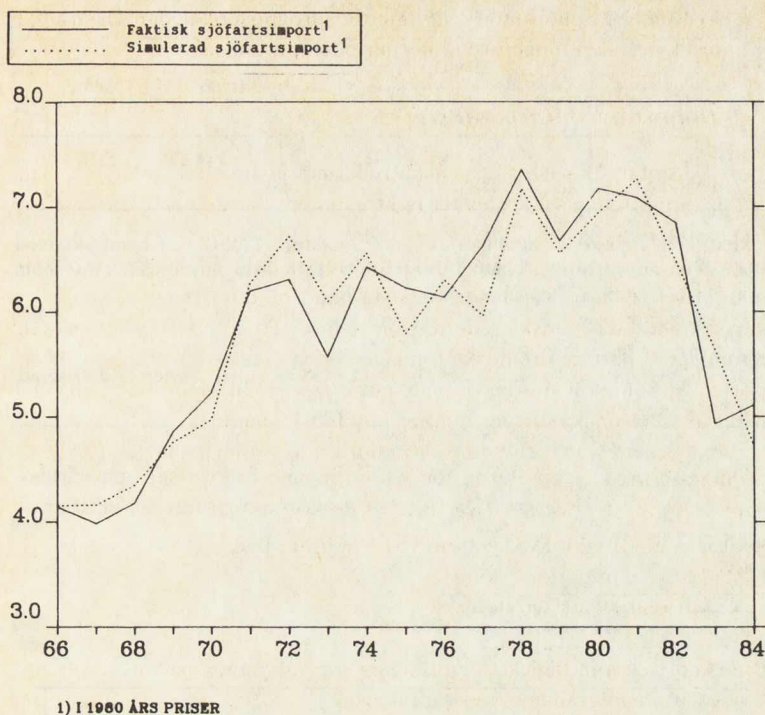


Diagram 3 Faktisk och prognoserad sjöfartsimport 1966-84 (mdkr) - enperiodsprognos I 1980 års priser.

prognoser. Förklaringsvärdet är ganska bra, men det låga Durbin-Watson-värdet indikerar att en eller flera förklaringsvariabler saknas i ekvationen. De faktiska och simulerade värdena för sjöfartsimporten visas i Diagram 3, (enperiodsprognoser) och 4 (flerperiodsprognoser).

3.1.3 Export av land- och flygfrakttjänster

Exporten av land- och flygfrakter avser försäljning till utlandet av godsfrakter med tåg, bil och flyg.

Samma ansats som för exporten av sjöfartstjänster har valts. Det innebär att land- och flygfraktextporten är skattad som en funktion av världshandeln och fraktpriiset:

$$\Delta \ln XFR = c_1 + c_2 \Delta \ln XFRDEF + c_3 \ln XFRDEF_{-1} + c_4 \Delta \ln WXX + c_5 \ln WXX_{-1} + c_6 \ln XFR_{-1}$$

där XFR är real export av land- och flygfrakt,
XFRDEF är priset för land- och flygfrakt,
WXX är real världshandel.

Inte heller för land- och flygfrakt har det varit möjligt att finna ett fungerande relativpris. I detta fall torde det knappast bero på kontinuerlig överkapacitet med därav åtföljande världsmarknadsprisstyrning som för sjöfarten. Det är ju dock möjligt att svenska fraktextportörer i alla fall är pristagare även på dessa marknader, men mycket talar för att det är ett uttryck för bristen på relevanta prisdata.

Tabell 3 Regressionsekvation för export av land- och flygfrakttjänster ^{a) b)}

Estimations- period	Koefficient för:					Konstant	$\bar{R}^2$	DW
	Δ XFRDEF	XFRDEF ₋₁	Δ W XK	W XK ₋₁	XFR ₋₁			
1966–1984	–1.06 (2.84)	–0.56 (1.45)	0.57 (1.42)	0.51 (2.20)	–0.41 (1.91)	2.88 (1.98)	44.33	2.38

XFRDEF prisdeflator beräknad som kvoten av summan av "fraktintäkter" (2004) och hemfrakt med svenskt flyg (2006) i löpande priser och deras motsvarigheter i fasta priser. Siffrorna inom parentes anger Statistiska Centralbyråns löpnummer.

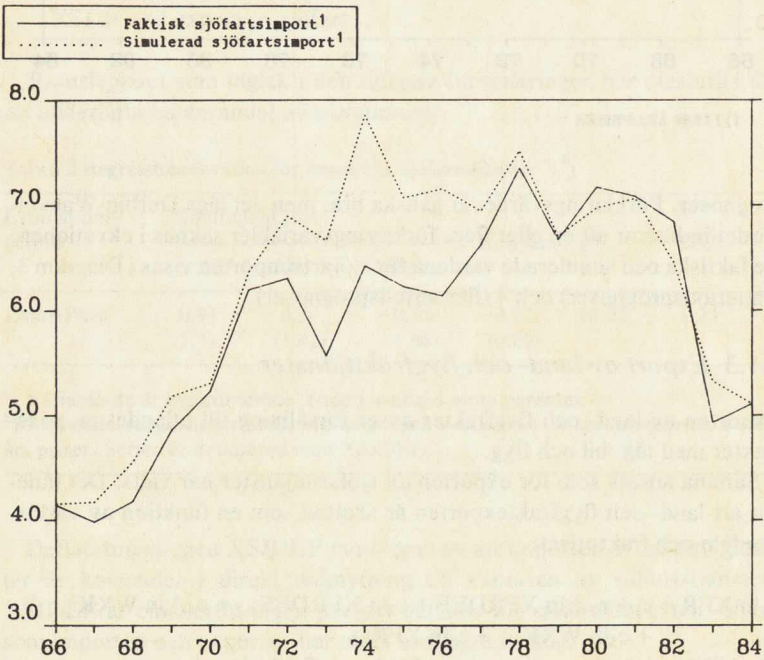
W XK indexserie över världsexporten 1980=1.

^{a)} Variablerna är logaritmerade. t-värden anges inom parentes.

^{b)} Beroende variabel XFR = förändringen i export av land- och flygfrakt i 1980-års pris. Serien är deflaterad med XFRDEF.

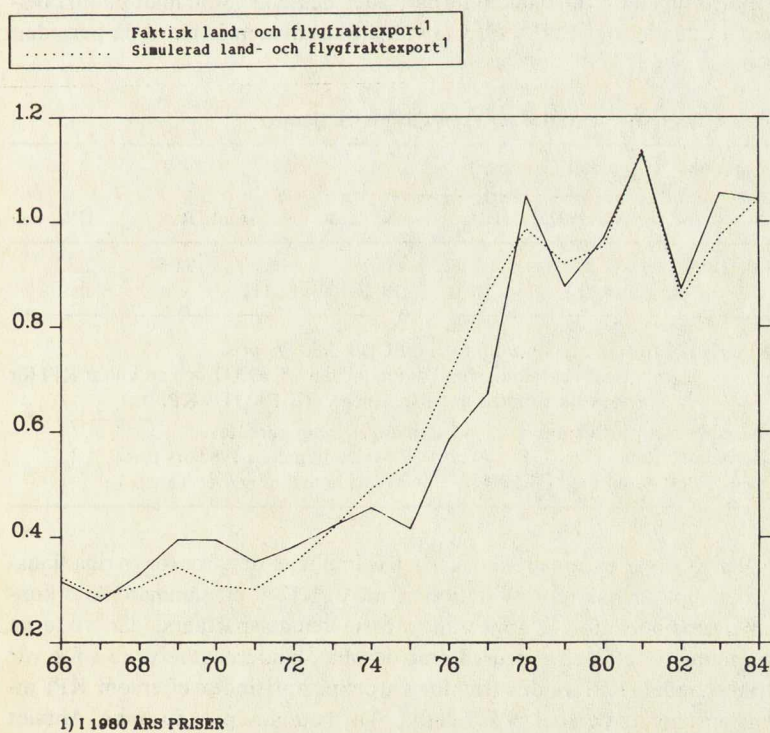
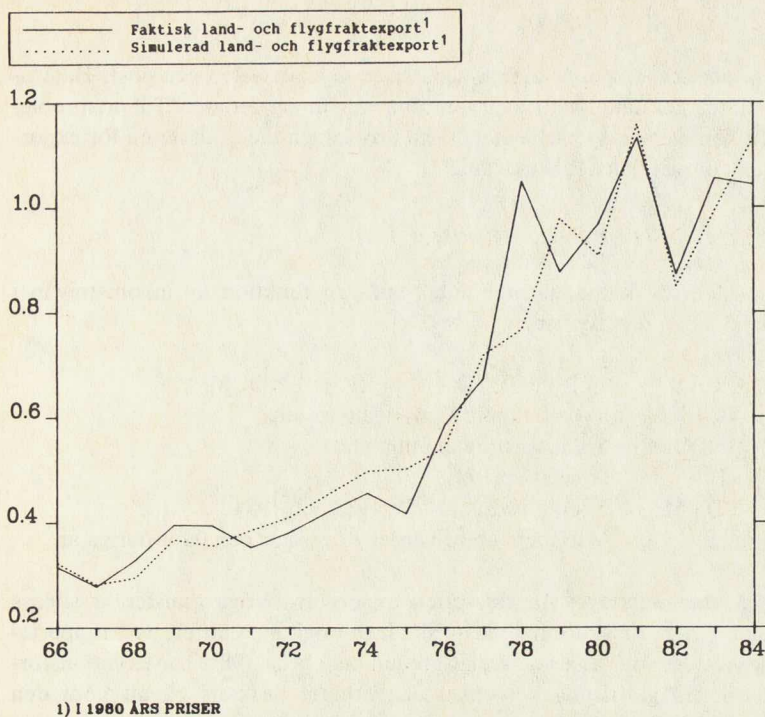
De långsiktiga elasticiteterna för förändringar i fraktpriser och världs-handel är –1.37 respektive 1.24, medan de kortsiktiga (ett år) elasticite-terna är –1.06 respektive 0.57.

Diagram 4 Faktisk och prognoserad sjöfartsim-port 1966–84 (mdkr) – dynamisk prognos I 1980 års priser.



1) I 1980 ÅRS PRISER

Förklaringsgraden är emellertid inte så bra och Durbon-Watson-värdet är högt, vilket sannolikt hänger samman med det dåliga dataunderlaget på prissidan. De faktiska och prognoserade värdena för land- och flygfraktexporten visas i Diagram 5 (enperiodsprognoser) och 6 (flerperiodsprognoser).



3.2 Övriga tjänster

Som påpekats ovan är övriga tjänster en mycket heterogen post. Heterogeniteten gör det mycket svårt att hitta en lämplig deflator. Till prisproblemen kommer de speciella statistiska problemen med tidsserien för exporten av övriga tjänster (Se ovan 2.2).

3.2.1 Export av övriga tjänster

Exporten av övriga tjänster antas vara en funktion av inkomstnivån i utlandet och relativpriset:

$$\ln XOT = d_1 + d_2 \ln BNPOECD + d_3 \ln RP + d_4 NDUM$$

där XOT är real export av övriga tjänster,

BNPOECD är inkomstnivån i utlandet,

RP är relativpriset,

NDUM är en nivådummy för 1983 och 1984.

Variabeln antar värdet 1 dessa år och 0 för övriga år.

Då dataunderlaget för tidsserien export av övriga tjänster är såpass dåligt och en omskattning måste ske igen i och med att ett nytt rapporteringssystem som höjer täckningsgraden tas i bruk 1987, har ekvationsformuleringen gjorts mycket enkel och arbetet inriktats på att göra den lätthanterlig.

Det är nödvändigt att lägga in en dummy för 1983 och 1984, eftersom rapporteringen till riksbanken förbättrades dessa år. Som mått på inkomsterna i utlandet har BNP i OECD valts. Skattningen är gjord på perioden 1970–84.

Tabell 4 Regressionssekvation för export av övriga tjänster^{a) b)}

Estimations- period	Koefficient för:			Konstant	$\bar{R}^2$	DW
	BNPOECD	RP	NDUM			
1970–1984	1.59 (4.28)	-1.17 (1.03)	0.8 (8.26)	-8.1 (2.11)	94.84	2.32

BNPOECD bruttonationalprodukten i OECD i 1980 års pris.

RP relativpris beräknat som kvoten mellan DEFEXOT och ett viktat KPI för Sveriges sju största handelspartners. (DEFEXOT/VKPI7)

^{a)} Variablerna är logaritmerade. t-värden anges inom parentes.

^{b)} Beroende variabel är XOT = export av övriga tjänster i 1980 års pris. Serien är deflaterad med DEFEXOT. För övriga beteckningar se Tabell 1.

DEFEXOT, är nationalräkenskapernas implicita deflator för övriga tjänster och diplomatisk representation m. m. VPKI7 är ett sammanviktat konsumentprisindex för Sveriges sju största handelspartners, där vikterna summerar till ett och representerar de olika ländernas betydelse för vår utrikeshandel. KPI valdes framför varuexportprisindex eftersom KPI innehåller tjänster och också är relativt "lätt" att göra prognoser på. Antalet

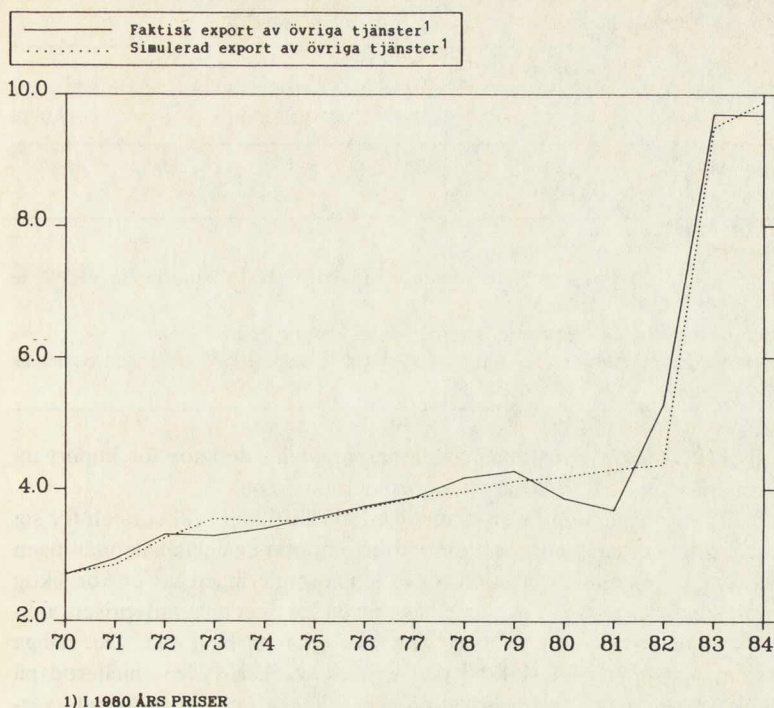


Diagram 7 Faktisk och prognoserad export av övriga tjänster 1966-84 (mdkr) i 1980 års priser.

ingående länder begränsades till sju för att underlätta prognosarbetet. Ett utökat antal länder påverkade inte resultatet. Även för inkomstvariabeln testades utvidgade former, men då resultaten inte påverkades nämnvärt valdes BNPOECD av enkelhetsskäl.

Skattningsresultaten är rimliga trots antagandet om omedelbar anpassning: "inkomstelasticiteten" ligger på 1.59 och relativpriselasticiteten strax över -1. En relativt hög priselasticitet förefaller rimlig mot bakgrund av att en stor del av tjänsteexporten avser entreprenader m.m., som sannolikt är priskänsliga. Förklaringsgraden är god. Med den gamla ekvationsformuleringen erhöles en långsiktig inkomstelasticitet på 2,3 och en relativpriselasticitet på -0,9¹. De faktiska och prognoserade värdena för exporten av övriga tjänster visas i Diagram 7.

3.2.2 Import av övriga tjänster

Importen av övriga tjänster antas vara en funktion av inkomsten i Sverige och relativpriset:

$$\ln \text{MOT} = e_1 + e_2 \ln \text{BNP} + e_3 \ln \text{RP}$$

där MOT är import av övriga tjänster,

BNP är inkomsten i Sverige,

RP är relativpriset.

¹ SOU 1984: 7 Bilaga 15, avsnitt 3.5.

Tabell 5 Regressionsekvation för import av övriga tjänster^{a) b)}

Estimations- period	Koefficient för:		Konstant	$\bar{R}^2$	DW
	BNP	RP			
1970–1984	1.78 (3.55)	–0.38 (1.77)	–14.22 (2.16)	89.74	1.17

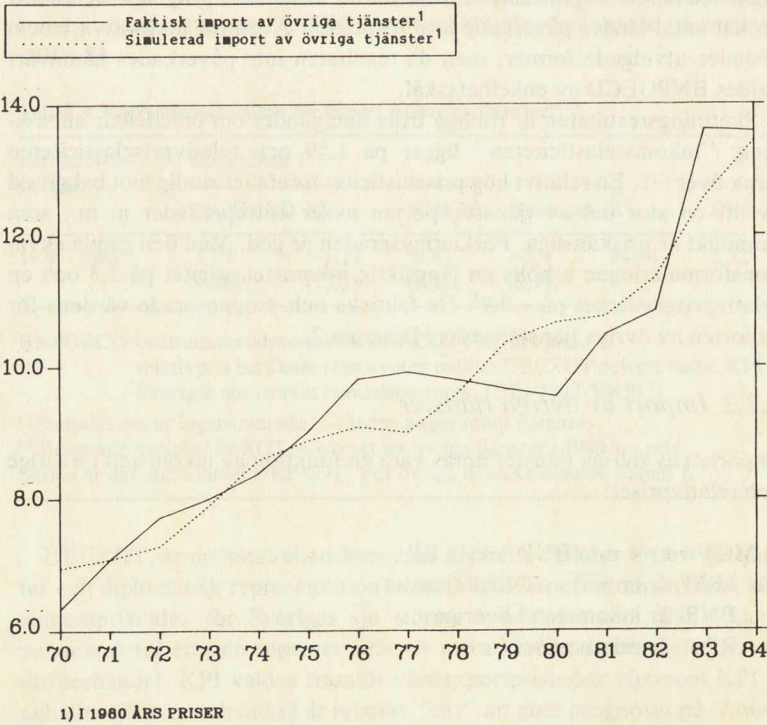
BNP BNP för Sverige i 1980 års pris.
RP relativpriset definierat som VKPI7/DEFMOT. Beträffande VKPI7 se ovan 3.2.1.

a) Variablerna är logaritmerade. t-värden anges inom parentes.
b) Beroende variabel MOT = importen av övriga tjänster i 1980 års priser. Serien är deflaterad med DEFMOT.

DEFMOT är nationalräkenskapernas implicita deflator för import av övriga tjänster och diplomatisk representation m. m.

Skattningsresultaten visar på en svag priselasticitet, vilket i och för sig inte är orimligt med tanke på att importen omfattar en del tjänster där ingen priskonkurrens finns. Den gamla ekvationsformuleringen gav en kortsiktig inkomstelasticitet på 0,9 och en långsiktig på 2,6, medan relativpriselasticiteten uppgick till –0,3 på kort sikt och –1,1 på lång sikt. Det dåliga Durbin-Watson-värdet (1,17) i den nya ekvationen tyder emellertid på autokorrelation och felspecifikation. De faktiska och prognoserade värdena för importen av övriga tjänster redovisas i diagram 8.

Diagram 8 Faktisk och prognoserad import av övriga tjänster 1966–84 (mdkr) I 1980 års priser.



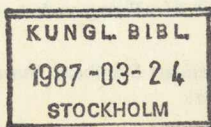
3.3 Sammanfattande slutsatser

Sammanfattningsvis kan man konstatera att det bristfälliga dataunderlaget gör det mycket svårt att finna ekvationer med rimliga egenskaper och en godtagbar förklaringsgrad. Vi har dock i nuläget godtagbara ekvationer för sjöfartsexport och export av övriga tjänster, medan ekvationen för sjöfartsimporten är mest lämpad för korttidsprognoser. Däremot är ekvationerna för land- och flygfraktexport samt import av övriga tjänster mindre bra. Det är möjligt att man framledes kan erhålla bättre ekvationer genom förbättringar i dataunderlaget. De dataproblem som hänför sig till bortfall i rapporteringen kommer att försvinna i och med att det nya rapporteringssystemet BOK II tas i drift i mars 1987.

Bilagor till långtidsutredningen LU87

Nr	Namn	Författare
1	Metoder, modeller och beräkningar	Finansdepartementet
2	Sveriges arbetskraft. Prognos till år 2000	Statistiska centralbyrån, prognosinstitutet
3	New Methods in the Swedish Medium-Term Survey	Torsten Persson och Lars Svensson, Institutet för internationell ekonomi
4	Arbetsmarknaden inför 90-talet – anpassningsförmåga och anpassningsproblem	Inga Persson-Tanimura, Lunds universitet, och Jan Johannesson, Delegationen för arbetsmarknadspolitisk forskning
5	Prisbildningen inom olika sektorer i svenskt näringsliv	Statens pris- och kartellnämnd
6	Skogen vår räddningsplanka?	Stefan Holm och Nils-Erik Nilsson, Skogsstyrelsen, samt Lars Hulterkrantz, Karl-Gustaf Löfgren och Sören Wibe, Sveriges Lantbruksuniversitet
7	Samhällsekonomiska effekter av stats-skuldpolitiken	Jonas Agell och Mats Persson, Uppsala universitet resp. Institutet för internationell ekonomi samt expertgruppen för studier i offentlig ekonomi
8	Bostäder och byggande	Statens institut för byggnadsforskning
9	Export- och importfunktioner för varor och tjänster	Konjunkturinstitutet
10	Lönestruktur och strukturella arbetsmarknadsproblem	Christian Nilsson och Johnny Zetterberg, Uppsala universitet
11	Omvärld i omvandling	Kommerskollegium
12	Energi och ekonomisk utveckling	Statens energiverk
13	Svenskt jordbruk inkl. trädgårds- och fiskerinäring – framtidsbedömningar, problem och alternativ	Olof Bolin, Ewa Rabinowicz, Mats Dillén och Joakim Persson, Lantbruksuniversitetet i Uppsala resp. Uppsala universitet
14	Penningmarknad, räntebildning och valutaflöden	Peter Englund, Lars Hörngren, Staffan Viotti och Anders Vredin, Institutet för internationell ekonomi resp. Handelshögskolan
15	Tilbud av arbeid i Sverige	Olov Ljones, Steinar Ström, Sosialøkonomisk institut, Universitetet i Oslo
16	Socialförsäkring i ett ekonomiskt perspektiv	Riksförsäkringsverket
17	Privat tjänstesektor	Lennart Ståhlberg, Statens industriverk

Nr	Namn	Författare
18	Miljövård – en lönsam framtidsbransch	Naturvårdsverket
19	Industriell förnyelse * basindustri * högteknologi	Statens industriverk
20	Den offentliga sektorn – fördelningsaspekter	Björn Gustafsson, Göteborgs universitet och expertgruppen för studier i offentlig ekonomi
21	Den offentliga sektorn – produktivitet och effektivitet	Richard Murray, Statskontoret och expertgruppen för studier i offentlig ekonomi
22	Regleringar inom bostads-, livsmedels- och transportområdena – kartläggning och analys	Statens pris- och kartellnämnd
23	Oljemarknaden och raffinaderiindustrin – konkurrens och framtidsutsikter	Statens pris- och kartellnämnd
24	Regional analys	Expertgruppen för forskning om regional utveckling
25	Kommuner i förändring – Helhet och särdrag	Svenska kommunförbundet
26	Bättre vård – har vi råd? Landstingen fram till 1995	Landstingsförbundet
27	Den framtida befolkningen, Prognos för åren 1986–2025	Statistiska centralbyrån



ALLMÄNNA FÖRLAGET

91-38-09642-0
ISSN 0375-250X