ARTIKLER 136

MODEX — EN MODELL FOR VERDENSHANDELEN OG NORSK EKSPORT AV BEARBEIDDE INDUSTRIVARER

Av
PETTER FRENGER, EILEV S. JANSEN OG
MORTEN REYMERT

MODEX — A MODEL OF WORLD TRADE AND THE NORWEGIAN EXPORT OF MANUFACTURED GOODS

STATISTISK SENTRALBYRA

CENTRAL BUREAU OF STATISTICS OF NORWAY

ARTIKLER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ NR. 136
SÆRTRYKK FRA STATSØKONOMISK TIDSSKRIFT, HEFTE 2, 1981

MODEX — EN MODELL FOR VERDENSHANDELEN OG NORSK EKSPORT AV BEARBEIDDE INDUSTRIVARER

Av
PETTER FRENGER, EILEV S. JANSEN OG
MORTEN REYMERT

MODEX — A MODEL OF WORLD TRADE AND THE NORWEGIAN EXPORT OF MANUFACTURED GOODS

STATISTISK SENTRALBYRÅ
OSLO—KONGSVINGER 1982

ISBN 82-537-1717-2
ISSN 0085-431x

FORORD

Statistisk Sentralbyrå har i flere år arbeidd med å gi utenriksøkonomien en bredere plass i de makroøkonomiske planleggingsmodellene. Et sentralt ledd i dette arbeidet er eksportmodellen MODEX. Modellen er en likevektsmodell for internasjonal handel med bearbeidde industrivarer. Den forklarer utviklingen i norsk eksportvolum og norsk eksportpris ved hjelp av inntektsveksten i Norges viktigste handelspartnere og av kostnadsutviklingen i Norge og de land vi konkurrerer med. En tidligere versjon av modellen er beskrevet i Rapporter 79/29 fra Statistisk Sentralbyrå.

Statistisk Sentralbyrå vil takke Statsøkonimisk Tidsskrift for tillatelse til opptrykk av artikkelen.

Statistisk Sentralbyrå, Oslo, 13. januar 1982

Arne Øien

PREFACE

The Central Bureau of Statistics has in recent years strived to improve the representation of the foreign trade sector in the planning models. The export model MODEX represents an important part of this work. The model is an equilibrium model for world trade in manufactured products. It uses demand of the main trading partners and factor costs in the main producing countries to explain the development of Norwegian export volume and export prices. An earlier version of the model was described in "Rapporter" 79/29 from the Central Bureau of Statistics.

The Central Bureau of Statistics greatfully acknowledges the permission given by "Statsøkonomisk Tidsskrift" to reprint the article.

Central Bureau of Statistics, Oslo, 13 January 1982

Arne Øien

INNHOLD

Side

1. Innledning 103
2. Teoretisk ramme for MODEX 104
3. Eksportprislikningene 110
4. Importvolummodellen 116
5. Eksportmodell for Norge 122
6. Beregnede tilbudselastisiteter for landene i modellen unntatt Norge 126
7. Avslutning - Eksempler på beregninger som kan utføres ved hjelp av MODEX 127

Litteraturhenvisninger 129

Sammendrag på engelsk 131

Utkommet i serien Artikler fra Statistisk Sentralbyrå (ART) 133

CONTENTS

		Page
1.	Introduction	103
2.	Theoretical framework for MODEX	104
3.	The export price equations	110
4.	The import volum model	116
5.	The export model for Norway	122
6.	Estimated supply elasticities for all countries in the model except Norway	126
7.	Conclusions - Examples of simulations with MODEX	127
References		129
English summary		131
Issued in the series Articles from the Central Bureau of Statistics (ART)		133

Særtrykk av Statsøkonomisk Tidsskrift nr. 2. 1981

MODEX – EN MODELL FOR VERDENSHANDELEN OG NORSK EKSPORT AV BEARBEIDDE INDUSTRIVARER

Av Petter Frenger, Eilev S. Jansen og Morten Reymert

1. *Innledning*

Begreper som konkurranseevne og markedsandeler for konkurranseutsatt industri har stått sentralt i den økonomisk-politiske debatten i de senere år. Den svake norske eksportutviklingen har av mange blitt sett i sammenheng med den forholdsvis sterke veksten i lønnskostnadene i Norge sammenlignet med andre land og den skiftende utviklingen i de norske eksportmarkedene.

Det foreligger få empiriske analyser av sammenhengen mellom kostnadsutvikling og markedsandeler for norsk eksport såvel for eksporten sett under ett som etter mer detaljerte vareinndelinger. Resultatene fra slike beregninger vil imidlertid kunne bidra til å gjøre det lettere å utarbeide pålitelige eksportprognoser og dermed forbedre grunnlaget for den makroøkonomiske planleggingen. I denne artikkelen redegjør vi for et forholdsvis omfattende arbeid med å tallfeste slike sammenhenger[1].

Det er tatt utgangspunkt i en likevektsmodell for verdenshandelen med en heterogen vare. I modellen, som presenteres i avsnitt 2, forutsettes det at hvert lands eksportvare er et imperfekt substitutt for andre lands eksportvarer.

I denne modellen, som implementert i programsystemet TROLL har fått navnet MODEX, er det innebygget et sett tilbudsrelasjoner og et sett etterspørselsrelasjoner for hvert av landene. Etterspørselsrelasjonene inngår formelt i modellen i to trinn, hvorav de enkelte eksporterende landenes andeler i andre lands import bestemmes i første trinn og landenes totale import i annet trinn. Andelene i de enkelte landenes importetterspørsel avhenger av relative priser, og landenes samlede import bestemmes ved hjelp av samlet inntekt og forholdet mellom prisen på importerte varer og på hjemmeproduserte varer. Denne teoribygningen har mange felles trekk med andre verdenshandelsmodeller som er utviklet, blant annet av OECD (Samuel-

[1] Referanser til annen dokumentasjon av dette arbeidet finnes i litteraturlisten.

son (1973)) og av IMF (Deppler og Ripley (1978)). Ved hjelp av et sett forenklende forutsetninger reduseres verdenshandelsmodellen til en to-delt rekursiv modell. Det utledes en eksportprismodell (via markedsklareringsbetingelsene) der prisene på de enkelte lands eksport bestemmes simultant for gitte verdier av de variable enhetskostnadene i alle land. Disse eksportprisene bestemmer de enkelte lands importpriser som sammen med bruttonasjonalproduktet og prisen på innenlandsk produksjon inngår som forklaringsvariable for importvolumet i hvert enkelt land. I modellen blir det også tatt hensyn til effekten av ulike tollsatser landene imellom.

I avsnittene 3 – 6 presenteres resultatene fra de forsøkene som er gjort på å tallfeste strukturparametrene i MODEX. Datagrunnlaget er blant annet pris- og volumoppgaver for de enkelte landenes eksport og import av bearbeidde industrivarer[1] for perioden 1963 – 1977. I avsnitt 5 presenterer vi også estimater for en tilbuds- og en etterspørselsrelasjon for den norske eksporten, og i avsnitt 6 foretar vi betingete anslag på tilbudselastisitetene for alle land i modellen. Til slutt i avsnitt 7 viser vi hvordan modellen kan brukes til å beregne virkningene for norsk eksport av en devaluering og av etterspørselsstimulerende tiltak i andre land.

2. *Teoretisk ramme for MODEX*

Modellen omfatter 15 OECD-land[2], inklusive Norge. Blant disse finner en Norges viktigste handelspartnere og de største eksportørene av bearbeidde industrivarer, det vil si de land vi på forhånd ville tro har størst innflytelse på prisutviklingen.

Modellens strukturelle form består av et sett tilbudsrelasjoner, et sett etterspørselsrelasjoner og markedsklareringsbetingelser. I den teoretiske modellen vil det bli forutsatt at markedene alltid er klarert. Modellen kan ses på som en likevektsmodell for flere heterogene varer.

I tilbudsrelasjonene bestemmes eksportvolumet (x_k^E) i land k som en funksjon av eksportprisen (p_k^E), variable enhetskostnader (v_k) og et mål for produksjonskapasiteten eller kapitalbeholdningen (K_k). Vi antar en log-lineær funksjonsform og skriver tilbudslikningen slik:

[1] Med bearbeidde industrivarer menes i denne artikkelen SITC (rev. 1.) 5 – 9, eksklusive 68 og 735.

[2] Hvilke land modellen omfatter fremgår blant annet av forspalten til tabell 1.

(1) $$lnx_k^E = \eta_k^E \, lnp_k^E + \eta_k^v \, lnv_k + \eta_k^K \, lnK_k, \qquad k = 1,\ldots,L,$$

der η_k^E, η_k^V, η_k^K er tilbudsfunksjonens elastisiteter med hensyn på eksportprisen, variable enhetskostnader og produksjonskapasiteten.

Etterspørselen etter et lands (for eksempel Norges) eksport er lik summen av etterspørselen etter landets eksport på hvert av de nasjonale markedene det eksporteres til, og på hvert marked bestemmes denne etterspørselen av den markedsandel det eksporterende land har på importmarkedet og av landets totale import. Markedsandelen m_{kl}^B for land k's eksport til marked l antas å være avhengig av prisen på importen fra land k til marked l (p_{kl}^B) og prisene på import fra alle land som land k konkurrerer med på marked l. Importandelsfunksjonene kan således formelt skrives:

(2) $$m_{kl}^B = m_{kl}^B(p_{1l}^B, \ldots, p_{kl}^B, \ldots, p_{Ll}^B), \qquad k \neq l.$$

Vi antar at en økning i p_{kl}^B, prisen på import fra land k, vil føre til at land k's markedsandel, m_{kl}^B, faller, mens en økning i prisen på en konkurrerende importvare, f.eks. p_{jl}^B, vil føre til en økning i land k's importandel. Vi får dermed følgende fortegnsbetingelser for de deriverte av markedsandelsfunksjonene:

$$\frac{\partial m_{kl}^B}{\partial p_{kl}^B} \leq 0\,, \qquad \frac{\partial m_{kl}^B}{\partial p_{jl}^B} \geq 0\,, \qquad jk \neq .$$

Størrelsen på disse førsteordensderiverte har interessante tolkninger: Hvis land k og land j eksporterer varer som er nære substitutter, vil det være av forholdsvis liten betydning hvilke av varene forbrukere i land l kjøper, og en liten endring i importprisene p_{kl}^B (eller p_{jl}^B) vil da føre til stor endring i markedsandelene m_{kl}^B og m_{jl}^B (og de andre markedsandelene). Hvis derimot land k's eksport vanskelig kan erstattes av eksport fra andre land vil responsen være meget liten.

Vi har differensiert importprisene etter mottakerland for å kunne ta hensyn til endringer i de tollsatsene som et lands eksport møter på de ulike markedene. Hvis $100 \cdot (t_{kl} - 1)$ er den prosentvise tollsats pålagt land k's eksport til marked l og h_{kl} er en faktor som representerer transportkostnader, forsikring m.v., så er importprisen gitt ved

(3) $$p_{kl}^B = t_{kl} h_{kl} p_k^E.$$

Hvis vi antar at land l's totale import er B_l – vi vil nedenfor se nærmere på hvordan denne bestemmes – så er etterspørselen etter land k's eksport på marked l gitt ved

$$(4) \qquad x_{kl} = m^B_{kl}(p^B_{1l}, \ldots, p^B_{kl}, \ldots p^B_{Ll})B_l, \quad k,l = 1, \ldots, L; \; k \neq l.$$

Den totale etterspørsel etter land k's eksport blir summen av etterspørselen på de enkelte markedene:

$$(5) \quad x^E_k = \sum_l x^E_{kl} = \sum_l m^B_{kl}(p^B_{1l}, \ldots, p^B_{Ll})\, B_l, \quad k \neq l.$$

Vi antar nå at substitusjonsmulighetene er de samme mellom alle lands eksport til et marked og at den er den samme på alle markeder. Denne drastiske forutsetningen formaliseres ved å anta samme konstante substitusjonselastisitet σ på alle markeder. (5) kan da skrives slik:[1]

$$(6) \quad lnx^E_k = \sigma d_{kk}(lnp^E_k - lnp^{CT}_k) + \sum_{l \neq k} w_{kl} lnB_l, \qquad k = 1, \ldots, L,$$

etter å ha definert koeffisientene

$$w_{kl} = \frac{\bar{x}_{kl}}{\bar{x}^E_k}, \quad s_{jl} = \frac{\bar{p}^B_{jl}\bar{x}_{jl}}{\sum_{j \neq l} \bar{p}^B_{jl}\bar{x}_{jl}},$$

$$d_{kj} = \sum_{l \neq k} w_{kl}(s_{jl} - \delta_{kj}),$$

og to nye indekser: En indeks for relative tollsatser, λ_k, hvor

$$ln\lambda_k = -\frac{1}{d_{kk}} \sum_j \sum_{l \neq k} w_{kl}(s_{jl} - \delta_{kj}) lnt_{jl}$$

og en konkurranseprisindeks, p^{CT}_k, hvor

$$(7) \qquad lnp^{CT}_k = -\frac{1}{d_{kk}} \sum_{j \neq k} d_{kj} lnp^E_j + ln\lambda_k.$$

Koeffisientene w_{kl} og s_{jl} er henholdsvis eksportandeler og importandeler i et bestemt år. δ_{kj} er Kronecker delta. Vektene d_{kj} er kombina-

[1] Utledningene av disse relasjonene er drøftet nærmere i Frenger, Jansen og Reymert (1979). I likning (6) og i de følgende nummererte formlene har vi utelatt konstantleddet, som er nødvendig for at de logaritmiske relasjonene skal kunne tolkes som første ordens tilnærmelser. På grunn av manglende data, har vi vært tvunget til å anta at transportkostnadsfaktorene, h_{kl}, har holdt seg konstant i estimeringsperioden. De inngår derfor i det følgende bare som en del av konstantleddet.

sjoner av eksportandeler og importandeler. I (6) og (7) ser vi at vektene d_{kj} uttrykker den betydningen et lands eksportpris har for et annet lands eksportvolum. Et eksempel vil lette tolkningen av disse vektene: Ved å sette inn (7) i (6) får vi at etterspørselen etter norsk eksport har en elastisitet med hensyn på den svenske eksportprisen som er lik σd_{NS}, hvor N står for Norge og S for Sverige. σ – substitusjonselastisiteten – er forutsatt den samme på alle markeder. d_{NS} er definert som summen $\Sigma w_{Nl} s_{Sl}$. Hvert element i denne summen er produktet av Norges eksportandel til et land og den svenske andelen av dette landets import. Produktet $w_{Nl} s_{Sl}$ er større jo høyere den norske eksportandelen er og jo høyere den svenske markedsandelen er. Priselastisiteten σd_{NS} er følgelig «høy» hvis Sverige gjennomgående leverer sin eksport til markeder som betyr mye for Norge (Storbritannia, Vest-Tyskland osv.), men «lav» hvis Sverige eksporterer til markeder som avtar en relativt liten del av den norske eksporten.

Leddet $ln\lambda_k$ i (5) er en indeks for relative tollsatser. Det representerer forholdet mellom de tollsatser konkurrentene til land k og land k selv møter på sine eksportmarkeder og det tar vare på priseffekten av at det er ulike tollsatser mellom landene på grunn av tollavtaler i EFTA og EF. Dersom et lands konkurrenter gjennomgående møter lavere tollsatser enn landet selv på landets viktigste eksportmarkeder, vil λ_k være mindre enn én. Siden $-\sigma d_{kk}$ er positiv, vil et negativt skift i λ_k ifølge (6) føre til lavere etterspørsel etter land k's eksport[1]. Konkurranseprisindeksen, p_k^{CT}, i (7) er et geometrisk veid gjennomsnitt av eksportprisene til land k's konkurrenter korrigert for effekten av ulike tollsatser. Som forklart ovenfor tar vektene hensyn til forholdene på eksportmarkedene.

Importvolumet bestemmes som en funksjon av bruttonasjonalproduktet, R_l, og av relative priser, det vil si forholdet mellom prisen på hjemmeproduserte varer, p_l^A, og prisen på importerte varer, inklusive toll:

$$(8) \qquad lnB_l = \eta_l^R lnR_l + \eta_l^B[lnp_l^A - lnp_l^B] , \qquad l = 1, \ldots, L,$$

der $$lnp_l^B = \sum_{j \neq l} s_{jl}(lnp_j^E + lnt_{jl}) .$$

[1] Tollsatsene i MODEX er inngående drøftet i Frenger, Jansen og Reymert (1980). Vi vil ikke i denne artikkelen behandle disse nærmere, hovedtrekkene i MODEX fremgår greit uten tollsatsene.

η_l^R og η_l^B er etterspørselselastisitetene med hensyn på inntekt og relative priser. Importprisindeksen, p_l^B, er et veiet gjennomsnitt av andre lands eksportpriser inklusive toll.

Likningene (1), (6), (7) og (8) angir modellens strukturform. For å komme fram til den modellen som er forsøkt tallfestet, eliminerer vi eksportvolumene ved å kombinere (1) og (6). Dette gir eksportprisligningene:

$$(9)\quad lnp_k^E = \frac{-\sigma d_{kk}}{\eta_k^E - \sigma d_{kk}} lnp_k^{CT} - \frac{\eta_k^v}{\eta_k^E - \sigma d_{kk}} lnv_k + \frac{1}{\eta_k^E - \sigma d_{kk}} \cdot (\sum_{l \neq k} w_{kl} lnB_l - \eta_k^K lnK_k), \quad k = 1, \ldots, L.$$

I (9) avhenger hvert lands eksportpris av landets konkurranseprisindeks, landets variable enhetskostnader og et uttrykk for forholdet mellom størrelsene på landets eksportmarked og produksjonskapasiteten. Parametrene i (9) er, som vi ser, kombinasjoner av elastisitetene i den strukturelle modellen.

Ved selve estimeringen har vi neglisjert volumstørrelsene i (9) for alle land unntatt Norge på grunn av manglende data for produksjonskapasitet. Dette innebærer at vi ikke får analysert effekten på eksportprisen og eksportvolumet av en endring i produksjonskapasiteten målt i forhold til importetterspørselen. De prislikningene som framkommer ved disse forenklingene, har imidlertid mye til felles med prislikningene i andre verdenshandelsmodeller, se for eksempel Samuelson (1973).

Modellen ovenfor ble utviklet for å lage en modell for norsk eksport. Tilbuds- og etterspørselslikningene for norsk eksport får vi ved å sette $k = N$ inn i (1) og (6):

$$(10)\qquad lnx_N^E = \eta_N^E lnp_N^E + \eta_N^v lnv_N + \eta_N^K lnK_N,$$

$$(11)\qquad lnx_N^E = \sigma d_{NN}(lnp_N^E - lnp_N^{CT}) + \sum_{l \neq N} w_{Nl} lnB_l.$$

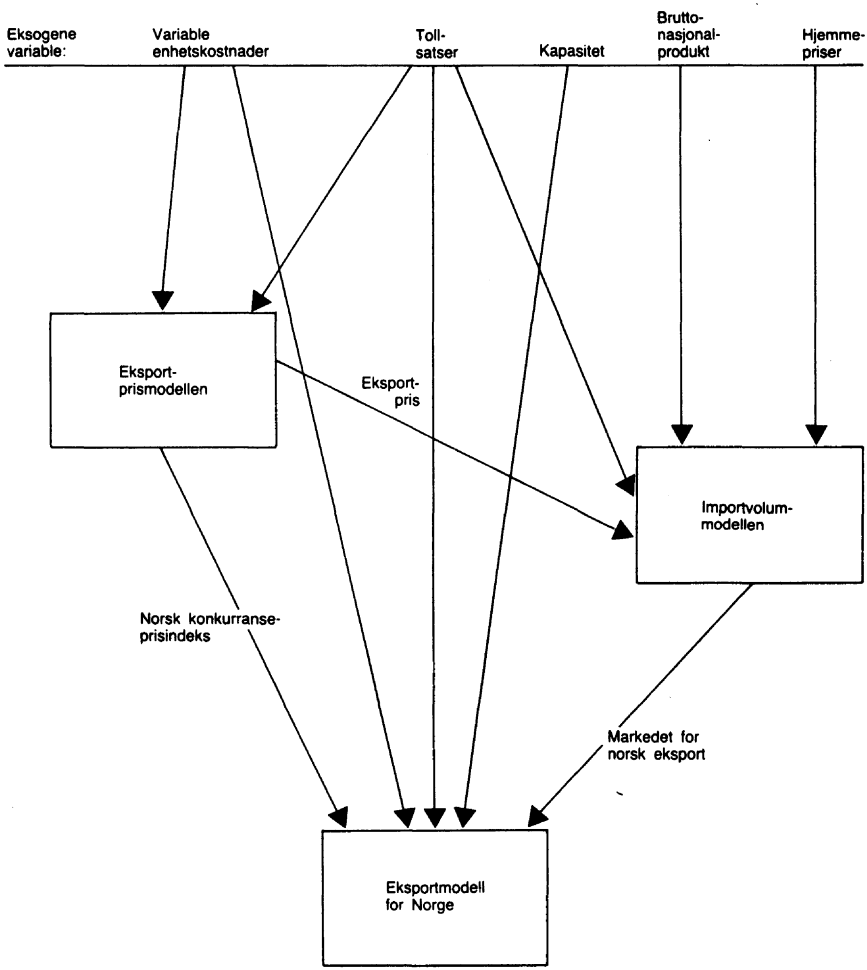
Likningene (8), (9), (10) og (11) danner en simultan modell med i alt $2L + 1$ uavhengige likninger i $2L + 1$ endogene variable (eks-

portprisene og importvolumet i alle land og norsk eksportvolum)[1]. De eksogene variablene er variable enhetskostnader, tollsatser, produksjonskapasitet (i Norge), pris på hjemmeproduserte varer og bruttonasjonalproduktet.

Simultaniteten mellom likningene (10) og (11) og de øvrige likningene ligger i at den norske konkurranseprisindeksen p_N^{CT} er avhengig av alle lands eksportpriser, inklusive den norske, og at den norske eksportprisen p_N^E er avhengig av norsk eksportvolum og dermed av andre lands import. Denne simultaniteten er imidlertid så svak for et lite land som Norge at vi har funnet det praktisk å formulere en rekursiv modell der realstørrelsene i den norske modellen ikke påvirker den norske konkurranseprisindeksen. Denne rekursive modellen kan deles i tre «undermodeller», som tallfestes i følgende rekkefølge: Eksportprismodellen, importvolummodellen og modellen for norsk eksport.

Sammenhengen mellom de tre undermodellene er gitt en skjematisk framstilling i figur 1. De tre delene av modellen er angitt med firkanter. I eksportprismodellen bestemmes eksportprisene når variable enhetskostnader og tollsatsene er gitt. Her bestemmes også konkurranseprisindeksen for Norge. I denne undermodellen inngår også en prislikning for Norge, men den norske eksportprisen i denne prislikningen er bare en hjelpevariabel som inngår for å få med virkningene av endringene i norske kostnader på andre lands eksportpriser. – Eksportprisene bestemmer de enkelte lands importpriser (korrigert for toll), som inngår i importvolummodellen som forklaringsvariable sammen med bruttonasjonalproduktet og prisen på innenlandske leveranser til hjemmemarkedet. Ut fra andre lands importvolum kan vi finne et mål for markedet for norsk eksport. I den siste delen, modellen for Norge, bestemmes norsk eksportpris og eksportvolum. Eksogene variable i denne undermodellen er variable enhetskostnader og produksjonskapasitet i Norge, samt markedet for norsk eksport og den norske konkurranseprisindeksen for denne.

[1] Vi har da ikke talt med den likningen for norsk eksportpris som framkommer ved å sette $k = N$ i (9). Denne likningen er en redusert form av (10) og (11). Denne prislikningen er estimert, men den norske «eksportprisen» som følger av dette inngår bare som en hjelpevariabel i den implementerte modellversjonen.



Figur 1. Skjematisk framstilling av MODEX.

3. *Eksportprislikningene*

I eksportprismodellen er prisen på et lands eksport av bearbeidde industrivarer en logaritmisk lineær funksjon av konkurranseprisindeksen for landets eksport av slike varer og av kostnadsnivået i landet, målt ved de variable enhetskostnadene i industrien:

$$(12) \qquad lnp_k^E = a_{k0} + a_{k1} lnp_k^{CT} + a_{k2} lnv_k, \quad k = 1, \ldots, 15.$$

Vi ser at (12) er sammenfallende med prislikningen (9), når vi ser bort fra at volumstørrelsene i (9) og at (12) også inneholder et konstantledd a_{k0}. Ved å sammenholde med (9), ser vi at de øvrige koeffisientene i (12) kan uttrykkes ved hjelp av parametrene i den underliggende strukturelle modellen:

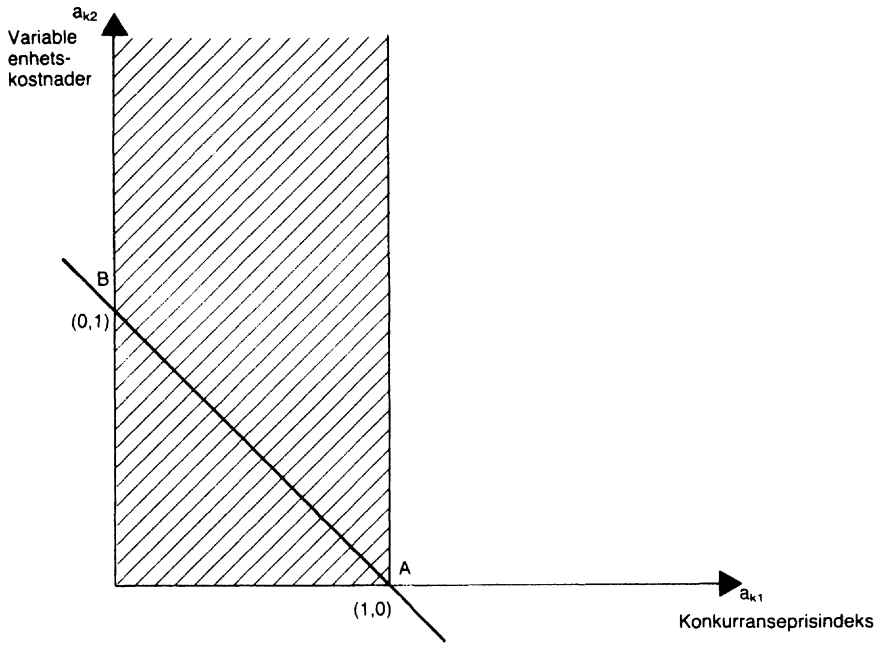
$$(13) \qquad a_{k1} = \frac{-\sigma d_{kk}}{\eta_k^E - \sigma d_{kk}}, \qquad a_{k2} = -\frac{-\eta_k^v}{\eta_k^E - \sigma d_{kk}}.$$

Under vide betingelser for produksjonsstrukturen er tilbudselastisiteten for land k's eksport med hensyn på landets variable enhetskostnader (η_k^i) negativ og den tilsvarende tilbudselastisiteten med hensyn på landets egen eksportpris er positiv. Substitusjonselastisiteten σ er ikke-negativ og gir uttrykk for hvor lett eksport fra to forskjellige land kan erstatte hverandre på et tredje lands importmarked. Er substitusjonselastisiteten lik null, kan eksport fra to forskjellige land ikke erstatte hverandre i det hele tatt, mens en elastisitet lik $+\infty$ innebærer at de er perfekte substitutter. d_{kk} ligger mellom -1 og null og kan i denne sammenhengen oppfattes som en konstant skaleringsfaktor.

Det følger derfor av (13) at koeffisienten a_{k1} for konkurranseprisindeksen bør ligge i intervallet null til en og koeffisienten a_{k2} for de variable enhetskostnadene bør være positiv. I figur 2 er dette vist ved det skraverte feltet. På samme måte er det lett å se at dersom tilbudsfunksjonen for et lands eksport er homogen av grad null i de variable enhetskostnadene og eksportprisen ($\eta_k^v = -\eta_k^E$), vil summen av de to koeffisientene a_{k1} og a_{k2} være lik 1. I figur 2 er dette angitt ved punktene på linjen fra A til B.

Videre ser vi av (13) at selv om vi kjenner verdien av koeffisientene a_{k1} og a_{k2} for et land, er dette ikke tilstrekkelig til å regne ut verdien av strukturparametrene η_k^v, η_k^E og σ. De er med andre ord ikke identifiserbare. Men for en gitt verdi på σ, kan vi løse (13) med hensyn på de to tilbudselastisitetene:[1]

[1] For at vi skal kunne gjøre dette, må $a_{k1} \neq 0$. Hvis landet i det hele tatt eksporterer, det vil si at $d_{kk} \neq 0$, så innebærer dette at σ er ekte større enn null (ifølge (13)).



Figur 2. Diagram der det skraverte feltet viser de koeffisient-verdiene av a_{k1} og a_{k2} som er forenlig med a priori antagelser. Linjestykket AB angir koeffisientverdiene som er forenlige med en prislikning som er homogen av grad 0 i de variable enhets-kostnadene og eksportprisen.

$$\eta_k^E = -d_{kk}\sigma((1/a_{k1}) - 1), \tag{14}$$

$$\eta_k^v = d_{kk}\sigma(a_{k2}/a_{k1}). \tag{15}$$

Parametrene a_{k1} og a_{k2} gir likevel et uttrykk for den direkte effekten av endringer i de eksogene variable: En verdi på a_{k1} nær én betyr at en endring i konkurranseprisen slår sterkt ut i landets egen eksportpris, mens en a_{k2}-verdi nær null tyder på at landets egne variable kostnader kun i liten grad overveltes i eksportprisene.

Ser vi på likning (13) er det klart at en høyere substitusjonselastisitet σ vil føre til en større verdi på a_{k1}, mens kostnadskoeffisienten a_{k2} blir lavere. Det vil si at jo lettere landenes eksport kan erstatte hverandre i andre lands import, jo mindre vil en gitt innenlandsk kostnadsøkning

i et land bli overveltet direkte i landets eksportpris. Hvis de forskjellige landenes eksport var perfekte substitutter ($\sigma = \infty$), ville alle land framtre som rene pristakere.

I vår modell har vi antatt en felles substitusjonselastisitet for alle lands eksport på alle markeder, slik at denne størrelsen ikke kan forklare ulik respons på endringer i de eksogene variable landene imellom. Skal vi forklare slike forskjeller må vi se på de andre strukturelle parametrene: elastisiteten η_k^E og η_k^t og markedsandelsparameteren d_{kk}.

Dersom vi antar at substitusjonselastisiteten er et endelig tall større enn null ($0 < \sigma < \infty$), kan vi trekke visse slutninger om sammenhengen mellom tilbudsstrukturen i et land og koeffisientene i (12) ved å betrakte visse grenseverdier for tilbudselastisitetene:

- Dersom η_k^t går mot null – det vil si at tilbudet er tilnærmet uelastisk med hensyn på de variable enhetskostnadene – er det ensbetydende med at a_{k2} går mot null, det vil si at det ikke finner sted noen overveltning av en innenlands kostnadsstigning i prisen på landets eksport.
- Tilsvarende har vi at når landet har et eksporttilbud som er tilnærmet uelastisk med hensyn på landets egen eksportpris (η_k^E går mot null), så vil a_{k1} gå mot verdien 1. Dersom begge de to tilbudselastisitetene samtidig går mot null, vil a_{k1} går mot 1 og a_{k2} mot null, det vil si at vi er nær punktet A i figur 2. Da er tilbudsstrukturen slik at landet som helhet fremtrer *som om* landet var pristaker i det markedet vi betrakter.
  Videre er det slik at dersom landet har en tilbudsfunksjon som samtidig er uendelig elastisk med hensyn på såvel variable enhetskostnader som egen eksportpris (η_k^t og η_k^E går mot h.h.v. $-\infty$ og $+\infty$), så vil a_{k1} gå mot null.

Hvis η_k^E og η_k^t er like for alle land, så vil likevel a_{k1} og a_{k2} kunne variere mellom landene på grunn av at d_{kk} i alminnelighet er forskjellige. Et land som har stor eksport vil ha en større[1] verdi på d_{kk} enn et land med liten eksport. Derivasjon av (13) med hensyn på d_{kk} gir

[1] Husk at $0 > d_{kk} > -1$, for alle k.

$$\frac{\partial a_{k1}}{\partial d_{kk}} = - \frac{\sigma \eta_k^E}{(\eta_k^E - \sigma d_{kk})^2} \leq 0 ,$$

(16)

$$\frac{\partial a_{k2}}{\partial d_{kk}} = - \frac{\sigma \eta_k^v}{(\eta_k^E - \sigma d_{kk})^2} \geq 0 .$$

Et land med stort eksportomfang vil med andre ord tendere til å ha en relativt lav verdi på a_{k1} og en relativt høy verdi på a_{k2}. Dersom vi kan tolke en høy verdi på a_{k2} som et uttrykk for at et land kan velte en innenlandsk kostnadsøkning over i økte eksportpriser, vil vi vente å observere dette for de største landene blant de 15 vi har sett på.

Ved tallfestingen av eksportprislikningene har vi valgt en to-trinns estimeringsmetode som tar hensyn til simultaniteten i likningssystemet (12)[1]. Tabell 1 gjengir resultatene fra estimeringen av (12). Av tabellen ser vi at åtte land (Canada, USA, Vest-Tyskland, Italia, Frankrike, Storbritannia, Finland og Sveits) har en positiv koeffisient signifikant forskjellig fra 0 for kostnadsindeksen, mens alle land unntatt Japan og Østerrike har en signifikant positiv koeffisient foran konkurranseprisindeksen. I lys av drøftingen foran er Canada, USA og Japan klart de landene som i sterkest grad kan velte innenlandsk kostnadsstigning over i økte eksportpriser, mens Vest-Tyskland, Frankrike, Storbritannia, Italia, Sverige, Danmark, Finland, Østerrike og Sveits ligger nærmere en pristakeradferd i markedet for bearbeidde industrivarer.

Vi har undersøkt holdbarheten av en forutsetning om homogenitet i tilbudslikningene mellom variable enhetskostnader og eksport ved å reestimere modellen (12) pålagt $a_{k1} + a_{k2} = 1$ (det vil si at $\eta_k^v = -\eta_k^E$). Denne restriksjonen kan testes ved hjelp av en χ^2-test.[2] Testene ga forkastning (med signifikansnivå lik 0,05) av denne restriksjonen for 5 land: USA, Storbritannia, Norge, Sverige og Finland.

[1] De endogene eksportprisene opptrer i samtlige likninger, siden eksportprisen for andre land inngår i definisjonen av konkurranseprisindeksen til et land (se (7) foran). Selve estimeringsmetoden er beskrevet i fotnotene til tabell 1. I forhold til tabell 1 i Frenger, Jansen og Reymert (1979) er definisjonen av instrumentvariablene i første trinn endret.

[2] Testobservatoren er avledet av en sannsynlighetskvotetest, se for eksempel Desai (1976), side 62 ff. Jfr. fotnote 2 til tabell 2.

Tabell 1. Regresjonsresultater[1] for eksportprislikningene

(12*) $lnp_k^E = a_{k0} + a_{k1}lnp_k^{CT} + a_{k2}lnv_k + u_k$, $u_{kt} = \varrho_k u_{k,t-1} + \varepsilon_{kt}$, for alle k[2].

Land	Konstant a_{k0}	Konkurransepris-indeks a_{k1}	Kostnadsindeks a_{k2}	ϱ_k	SER	DW
1. Canada	0.081	0.258	0.723			
	(0.096)	(0.067)	(0.084)	−0.149	0.015	1.87
2. USA	−0.883	0.303	0.896			
	(0.391)	(0.111)	(0.173)	0.719	0.025	1.22
3. Japan.....	1.125	0.205	0.544			
	(0.821)	(0.533)	(0.353)	0.120	0.048	1.81
4. Belgia-Luxemburg	−0.445	1.528	−0.432			
	(0.377)	(0.448)	(0.382)	0.471	0.036	1.73
5. Nederland	−0.950	1.933	−0.723			
	(0.612)	(0.504)	(0.380)	0.424	0.035	1.83
6. Vest-Tyskland ...	0.045	0.689	0.307			
	(0.216)	(0.099)	(0.071)	0.916	0.014	1.59
7. Frankrike	−0.136	0.604	0.421			
	(0.073)	(0.078)	(0.083)	0.133	0.014	1.92
8. Italia	0.475	0.572	0.340			
	(0.334)	(0.115)	(0.087)	0.944	0.023	0.97
9. Storbritannia	0.400	0.552	0.363			
	(0.052)	(0.054)	(0.060)	−0.825	0.018	1.77
10. Norge	−2.503	2.410	−0.882			
	(0.614)	(0.394)	(0.269)	0.353	0.031	1.45
11. Sverige	−0.919	1.057	0.138			
	(0.074)	(0.093)	(0.080)	−0.187	0.015	1.87
12. Danmark.....	−0.236	0.776	0.286			
	(0.295)	(0.253)	(0.238)	0.843	0.025	1.61
13. Finland	−1.355	0.928	0.357			
	(0.241)	(0.187)	(0.163)	0.159	0.050	1.85
14. Østerrike	0.110	0.767	0.226			
	(0.635)	(0.442)	(0.329)	0.842	0.040	1.36
15. Sveits	−0.174	0.696	0.338			
	(1.121)	(0.166)	(0.123)	0.999	0.018	2.02

[1] Estimeringsmetode i to trinn, der vi i første trinn regresserer p_j^E med hensyn på kostnader i land j og i land j's fire viktigste konkurrent-land (se tabell B.1 i Frenger, Jansen og Reymert (1980)). De beregnede verdiene $\tilde{p}_j^E$ nyttes til å danne instrumentverdier for p_k^{CT} $(k \neq j)$ i annet trinn, der vi har estimert koeffisientene iterativt ved hjelp av en Cochrane-Orcutt teknikk (Hooke og Jeeves (1959)). Standardavvik for annet trinn er angitt i parentes. SER = standard-

For fire land finner vi i tabell 1 punkt-estimater for koeffisientene (a_{k1}, a_{k2}) som er urimelig i den forstand at de ligger utenfor det skraverte arealet i figur 2. Belgia – Luxemburg, Nederland og Norge har en negativ koeffisient for kostnadsvariablen og en koeffisient for konkurranseprisindeksene som er større enn én. For Sverige er bare det siste tilfelle. De er alle små land som det på forhånd ville være nærliggende å tro var pristakere på markedet. Vi har derfor reestimert eksportlikningene for disse fire landene først med restriksjonen at $a_{k2} = 0$ (ingen kostnadsoverveltning) og dernest med restriksjonen $a_{k1} = 1$ (priselastisk tilbud). Av tabell 2 ser vi at vi får et plausibelt punktestimat for den frie koeffisienten i ett av de to tilfellene for alle fire landene, – for Nederland med restriksjonen $a_{k2} = 0$ og for de andre tre landene med restriksjonen $a_{k1} = 1$. Vi har testet restriksjonene mot hovedalternativet i tabell 1 (se fotnote 2 til tabell 2). For Belgia – Luxemburg, Nederland og Sverige får vi ikke forkastet noen av restriksjonene, og vi vil betrakte punktestimatene som er merket med stjerne i tabell 2[1] som våre endelige estimater.

4. *Importvolummodellen.*

I avsnitt 2 utledet vi følgende importvolumlikning for hvert land (se (8)), som vi skal skrive på formen

$$(17) \qquad lnB_l = d_{l0} + d_{l1}lnR_l + d_{l2}(lnp_l^A - lnp_l^B), \qquad l = 1,\ldots,15.$$

B_l er importvolum av bearbeidde industrivarer i land l og R_l er bruttonasjonalproduktet i land l. p_l^A og p_l^B er henholdsvis en prisindeks

[1] For Norge får vi klar forkastning av restriksjonen i begge tilfeller. Men som nevnt er resultatene for Norge i dette avsnittet uten praktisk betydning for den implementerte versjonen av modellen, i det vi senere estimerer en modell med en generell tilbuds- og etterspørselsfunksjon for norsk eksport av bearbeidde industrivarer (se avsnitt 5).

---

avvik for regresjonslikningen (standard error of regression), DW = Durbin-Watson observatoren. Observasjonsperiode: 1963 – 1977 (årsdata).

[2] u_{kt} er et stokastisk restledd som vi antar følger et autoregressivt skjema av 1. orden. Direkte minste kvadraters metode anvendt på (12*) ga verdier på Durbin-Watson observatorene som sterkt indikerte autoregressivitet. Om fordelingen til ε_{kt} antar vi at den har forventning null og konstant varians, samtidig som ε_{kt} er ukorrelert med $\varepsilon_{kt'}$ ($t \neq t'$).

Tabell 2. Regresjonsresultater for estimering av eksportprislikningene

(12*) $lnp_k^E = a_{k0} + a_{k1} lnp_k^{CT} + a_{k2} lnv_k + u_k; u_{kt} = \varrho_k u_{k,t-1} + \varepsilon_{kt}$ for $k = 4, 5, 10, 11$,

(Belgia—Luxemburg, Nederland, Norge og Sverige) med restriksjoner på koeffisientene[1].

Land	Konstant a_{k0}	Konkurransepris-indeks a_{k1}	Kostnads-indeks a_{k2}	ϱ_k	SER	DW	Testobservator[2] λ	Resultat[3]
		A Med restriksjonen $a_{k2} = 0$						
4. Belgia—Luxemburg	−0.115	1.024	—	0.419	0.036	1.77	1.38	
	(0.223)	(0.047)						
5. Nederland	0.138	0.979	—	0.580	0.038	1.97	3.22	*
	(0.290)	(0.060)						
10. Norge	−0.615	1.132	—	0.627	0.039	1.31	7.60	
	(0.310)	(0.065)						
11. Sverige	−1.009	1.215	—	−0.124	0.016	1.99	3.04	
	(0.057)	(0.012)						
		B Med restriksjonen $a_{k1} = 1$						
4. Belgia—Luxemburg	−0.077	—	0.016	0.419	0.036	1.77	1.50	*
	(0.193)		(0.040)					
5. Nederland	0.148	—	−0.024	0.577	0.038	1.96	3.07	
	(0.218)		(0.045)					
10. Norge	−0.360	—	0.078	0.631	0.040	1.31	8.66	(*)
	(0.244)		(0.046)					
11. Sverige	−0.881	—	0.187	−0.136	0.014	1.81	0.42	*
	(0.045)		(0.009)					

[1] Forutsetningene om restleddet og estimeringsmetoden er som beskrevet i fotnotene til tabell 1. Beregningene er basert på årsdata for perioden 1963—1977. I tabellen er standardavvik angitt i parentes. SER = standardavvik for regresjonslikningen, DW = Durbin-Watson observatoren.

[2] $\lambda = 14 \cdot (\log \frac{SSR_0}{SSR_1})$ dvs. SSR_1 er summen av kvadrerte residualer under alternativhypotesen (fra tabell 1) og SSR_0 er summen av kvadrerte residualer under null-hypotesen(fra tabell 2). λ er asymptotisk χ^2-fordelt med 1 frihetsgrad og den kritiske verdien av testobservatoren er 3.84 ved signifikansnivå 0.05.

[3] * i denne kolonnen indikerer at vi antar dette som det beste estimatet for vedkommende land.

for hjemmeproduserte bearbeidde industrivarer og en prisindeks for importerte bearbeidde industrivarer (inklusive toll) til land *l*.

Modellen i seksjon 2 er en statisk likevektsmodell. Estimeringsarbeid utført på importmodeller som tilsvarer (17), tyder derimot på at en modellutforming som også inkluderer laggede relative priser gir bedre forklaringskraft (Samuelson (1973), Deppler og Ripley (1978)).

Det kan være flere årsaker til dette. En «uventet» valutakursendring vil føre til at importørene fortsetter å motta varer som vil faktureres til ny pris (gammel pris + kursendring), men som ble bestilt da det eksisterte andre relative priser. Videre kan det ta en viss tid før nye relative priser blir registrert hos kundene. Og – dersom vi resonnerer utenfor den formelle strukturen i vår modell – en «uventet» revaluering med en derpå følgende økt etterspørsel etter importvarer kan også forårsake en kø som blir avviklet senere.

Alt i alt har vi funnet det rimelig å forklare importvolumet ikke bare ved «årets priser», men også med laggede priser. Det lave antallet observasjoner setter snevre grenser for de muligheter vi har for å tallfeste relasjonene på en dynamisk form. Vi har derfor valgt å ta utgangspunkt i en modell med et polynomisk fordelt lag av 1. grad med fjern restriksjon. Vi har begrenset lagget til én periode og dermed forutsatt at årets priser forklarer 2/3 av priseffekten og fjorårets priser 1/3.

I likhet med eksportprismodellen indikerte foreløpige beregninger at restleddene er autokorrelerte. Vi har derfor estimert (17) ved å anta at det stokastiske restleddet oppfyller de forutsetningene som er beskrevet i tabell 1 (fotnote 2). Estimeringen er foretatt ved hjelp av en iterativ Cochrane-Orcutt metode.

Beregningsresultatene er gjengitt i tabell 3[1]. Koeffisienten i kolonnen for relative priser er den beregnede samlede effekten av en endring i relative priser. Virkningen for det første året blir følgelig to-tredeler av dette tallet.

Beregningene har gitt gjennomgående høye elastisiteter for importen med hensyn på bruttonasjonalproduktet. Særlig høy er denne elastisiteten blitt for Storbritannia (4.3), USA (3.6) og Vest-Tyskland (3.3). For de øvrige landene ligger de beregnede elastisitetene mellom 1.5 og 2.7.

[1] For sammenlikningens skyld har vi også tatt med den tilsvarende likningen for Norge i tabellen.

Tabell 3. Regresjonsresultater[1] for importvolumlikningene

$$(17^*)\ lnB_{lt} = d_{l0} + d_{l1} lnR_{lt} + d_{l2}(lnp^A_{lt} - lnp^B_{lt} + \tfrac{1}{2} lnp^A_{l,t-1} - \tfrac{1}{2} lnp^B_{l,t-1}) + u_{lt}$$

Land	Konstant-ledd	Brutto-nasjonal-produkt	Relativ pris[2]	ϱ_l	SER	DW
Canada	1.146	1.848	0.798	0.733	0.044	1.94
	(0.824)	(0.178)	(0.523)			
USA	−14.674	3.602	1.541	0.633	0.060	2.11
	(1.842)	(0.273)	(0.555)			
Japan	11.938	1.504	1.928	−0.133	0.110	1.70
	(4.003)	(0.105)	(0.612)			
Belgia—Luxemburg	3.621	2.246	0.530	0.035	0.041	1.86
	(3.286)	(0.100)	(0.770)			
Nederland	3.165	1.680		−0.068	0.031	2.02
	(0.146)	(0.042)				
Vest-Tyskland	−7.783	3.336		0.191	0.042	1.80
	(0.464)	(0.089)				
Frankrike	−1.970	2.632	1.065	0.206	0.057	1.96
	(0.755)	(0.111)	(0.510)			
Italia	4.835	2.574	1.193	−0.452	0.071	1.29
	(2.461)	(0.084)	(0.380)			
Storbritannia	−11.363	4.274	0.020	−0.566	0.020	2.61
	(0.368)	(0.061)	(0.116)			
Norge	1.997	1.888	0.155	0.396	0.044	1.67
	(2.504)	(0.186)	(1.004)			
Sverige	0.424	2.627	0.671	0.758	0.040	1.49
	(3.459)	(0.485)	(1.113)			
Danmark	3.385	1.824	0.219	−0.335	0.044	2.26
	(0.760)	(0.101)	(0.266)			
Finland	3.981	1.470	0.005	0.439	0.085	1.14
	(3.843)	(0.191)	(0.057)			
Østerrike	7.012	1.713	1.131	0.394	0.042	1.67
	(2.905)	(0.251)	(0.683)			
Sveits	2.252	2.151	0.267	0.270	0.058	1.45
	(1.024)	(0.221)	(0.327)			

[1] Beregningene er basert på årsdata for perioden 1963—1977. I tabellen er standardavvik angitt i parentes. SER = standardavvik for regresjonslikningen, DW = Durbin-Watson observatoren.

[2] Tabellen gir den beregnede verdi for 1.5 d_{l2} (med standardavvik). Dette er den samlede effekten (over to år) av en endring i relativ pris på én prosent. Effekten det første året blir lik to-tredeler av koeffisienten i tabellen.

A priori skulle det være grunn til å vente importelastisiteter med hensyn på bruttonasjonalproduktet som er betydelig høyere enn 1. I den perioden som vi har data for (1963 – 1977), fant det sted en avvikling av handelshindringer, spesielt i første halvdel av perioden. Reduksjonen av tollsatsene landene imellom skulle riktignok i vår modell i prinsippet ha blitt fanget opp av de relative prisene siden disse inkluderer toll, men virkningen av en reduksjon av en nærmest prohibitiv tollsats kan ha blitt underestimert ved den måten vi har beregnet tollincidenser på. Dessuten fant det sted en nedbygging av ikke-tariffære handelshindringer i løpet av 60-årene. Vår modell omfatter også bare industriland som har hatt og har en forholdsvis lik produksjonsstruktur. I følge handelsteorien skulle derfor nettopp disse landene ha store gevinster å hente ved en nedbygging av handelshindringene og utbyggingen av handelen av bearbeidde varer. Som en ytterligere årsak til de høye beregnede elastisitetene bør også nevnes den forskyvningen som har funnet sted i sammensetningen i det private konsumet i retning av økende relativ andel for varige forbruksgoder. Dette gjelder i alle fall for Norge, men trolig også for andre land. Varige forbruksgoder er trolig blant de varene hvor den internasjonale spesialiseringen har utviklet seg lengst i de siste 15 – 20 åra, kanskje sammen med investeringsvarer. Elastisiteter for importen med hensyn på bruttonasjonalproduktet av størrelsesorden 1,5 til 2,7 synes derfor plausible. De svært høye elastisitetene for tre av landene er det derimot vanskeligere å forklare.

Beregninger foretatt av OECD gir gjennomgående lavere inntektselastisiteter enn våre (Samuelson (1973)). Deres modell avviker imidlertid noe fra vår og er estimert ved hjelp av halvårsdata. Elastisitetene i deres modell er av størrelsesorden 1.5[1]. I et arbeid utført i IMF (Deppler og Ripley (1978)) finner vi også forholdsvis lave etterspørselselastisiteter, men i deres modell har et trendledd og et ledd for den innenlandske kapasitetsutnyttingen trolig fanget opp mye av den effekten som i vår modell blir koblet til bruttonasjonalproduktet.

Beregningene av elastisiteten av importen med hensyn på relative priser (forholdet mellom prisen på hjemmeproduserte og importerte

[1] I et seinere upublisert notat fra OECD er de beregnede etterspørselselastisitetene betydelig høyere for flere land. Disse resultatene er beregnet på grunnlag av kvartalsdata.

varer) gir gjennomgående forholdsvis liten forklaringskraft. Bare for USA, Japan, Frankrike og Italia er den signifikant forskjellig fra null ved en ensidig t-test med 5 prosents nivå. Er man villig til å akseptere et testnivå på 10 prosent er også priselastisitetene for Canada og Østerrike signifikant forskjellig fra null. For to land – Nederland og Vest-Tyskland – gav de første beregningene galt fortegn på priselastisiteten i forhold til det vi ville vente a priori. For disse landene har vi derfor estimert nye importetterspørselslikninger, hvor det er forutsatt at importen bare avhenger av inntektsnivå og ikke av relative priser.

Gjennomgående får vi beregnet de høyeste og mest utsagnskraftige priselastisitetene for de store landene. Dette synes å være et rimelig resultat. Varegruppen bearbeidde industrivarer omfatter et helt spekter av varetyper som igjen kan deles i forskjellige merkevarer. Og det er jo særlig mellom merkevarer at en kan vente de høyeste substitusjonselastisitetene; en bil av et merke vil fort tape markedsandeler til andre bilmerker ved en endring av relative priser, men i mindre grad til andre typer transportmidler. De store landene i vår modell vil gjennomgående være karakterisert ved at de produserer de aller fleste varetypene selv og følgelig har en innenlandsproduksjon som lett kan erstatte importen og vice versa. De små landene vil derimot produsere et mindre antall varetyper og vil følgelig for mange andre varetyper ikke ha innenlands produksjon som kan erstatte importen. For bearbeidde industrivarer under ett synes det derfor rimelig at importen til de små landene er mindre følsom overfor endringer i relative priser enn importen til de store landene. Dette resonnementet finner imidlertid ikke støtte når vi ser på den beregnede priselastisiteten for Storbritannia og det at priselastisiteten for Vest-Tyskland fikk galt fortegn.

Størst priselastisitet har vi fått for Japan og USA, hvor den samlede effekten av en endring i de relative priser på én prosent summerer seg til henholdsvis 1.9 prosent og 1.5 prosent endring i importen over et år. For Frankrike og Italia er den tilsvarende effekten beregnet til vel 1 prosent, mens ser vi bort fra Østerrike, er den samlede beregnede priselastisiteten for de mindre landene gjennomgående lavere enn 0.5.

Også våre estimater for priselastisitetene spriker en del sammenliknet med OECD's beregninger (Samuelson (1973)). OECD har

foretatt sine beregninger under forutsetning av en «friere» lag-struktur, men den samlede priselastisiteten skulle med en viss forsiktighet kunne sammenliknes med våre. Verken for Japan eller USA får OECD signifikante priselastisiteter[1]. Elastisiteten for Frankrike og Italia blir derimot av samme størrelsesorden som våre elastisiteter. De beregnede priselastisitetene for de mindre OECD-landene er gjennomgående lavere og mindre signifikante enn for de store landene. Ved sammenlikning med OECD's beregninger bør en også merke seg at OECD ikke har data for de siste 5 – 6 årene. Det er i denne perioden de største endringene i relative priser har inntruffet.

5. *Eksportmodell for Norge*

Den modellen for verdenshandel som er beskrevet i de foregående avsnittene, vil vi nytte til å studere markedet for norsk eksport av bearbeidde industrivarer. De størrelsene som blir bestemt av internasjonale forhold – konkurranseprisindeks for Norge og størrelsen på markedet for norsk eksport – vil vi nå se på som gitte størrelser. Analysen er partiell i den forstand at vi ser bort fra reperkusjoner av endringer i norsk eksportvolum og eksportpris til disse internasjonalt bestemte størrelsene.

Modellen for norsk eksport er, bortsett fra konstantleddene, gitt ved likning (10) og (11) i avsnitt 2. Estimert med sannsynlighetsmaksimeringsmetoden[2] finner vi følgende resultater:

$$(18)\quad lnx_N^E = \underset{(1.30)}{3.02} - \underset{(0.48)}{1.31}\, ln\frac{p_N^E}{p_N^{CT}} + \underset{(0.10)}{0.89}\, lnB_N^E,$$

$$\varrho = \underset{(0.21)}{0.42} \qquad SER = 0.075 \qquad DW = 1.12$$

[1] Dersom vi igjen sammenlikner med det upubliserte OECD-notatet, finner vi der en signifikant priselastisitet for USA av samme størrelsesorden som vår. Elastisiteten for Japan var imidlertid ikke signifikant forskjellig fra null.

[2] De stokastiske restleddene i (18) og (19) er forutsatt å være autokorrellert av 1. orden. Koeffisientene i (18) og (19) er estimert under forutsetning av at resteddene oppfyller de betingelser som er nevnt i fotnote 2 til tabell 1 og at de er normalfordelte. ϱ = autokorrelasjonskoeffisient, SER = standardavviket for regresjonslikningen og DW = Durbin-Watson observatoren.

$$(19)\quad ln\, p_N^E = \underset{(0.60)}{0.95} + \underset{(0.36)}{1.35}\, ln\, x_N^E - \underset{(0.39)}{1.52}\, lnK_N + \underset{(0.07)}{0.92}\, ln\, v_N .$$

$$\varrho = \underset{(0.21)}{0.56} \qquad SER = 0.055 \qquad DW = 1.54$$

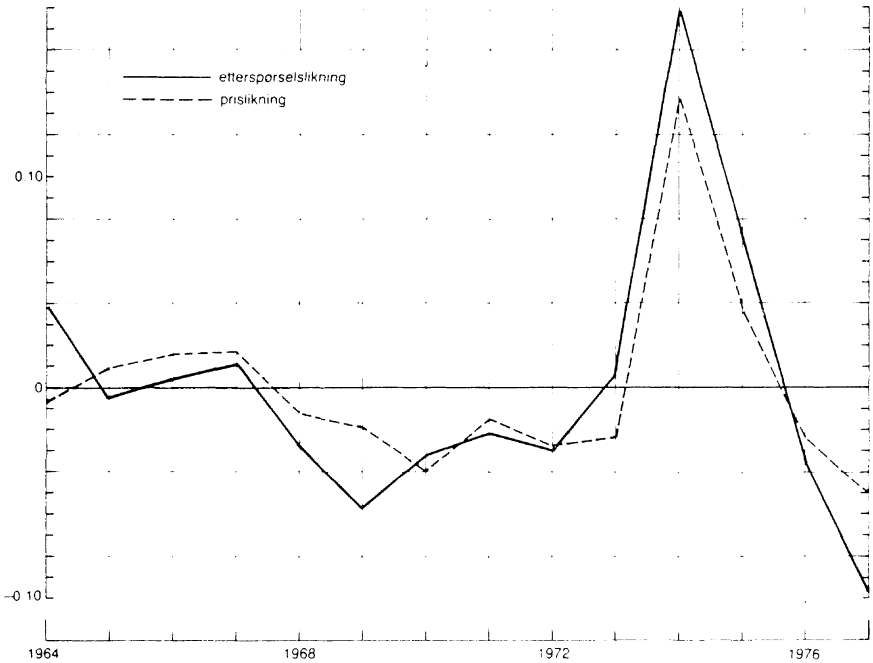
Data for kapitalbeholdningen er beregnet på grunnlag av kapasitetsutnyttelsesgraden ($\varkappa$) i norsk industri presentert i Lesteberg (1979), slik at K_N er definert ved $K_N = X^E/\varkappa^E$. Kapasitetsutnyttelsesgraden selv blir altså en endogen variabel i modellen.

Resultatene innebærer en priselastisitet for etterspørselen etter norsk eksport på 1.31 og en tilbudselastisitet på 0.74 (som er den inverse av koeffisienten 1.35 for $ln\, x_N^E$). Utfra priselastisiteten for etterspørselen etter norsk eksport, kan vi beregne et anslag på substitusjonselastisiteten, som blir 1.35[1]. Dette er en kortsiktig elastisitet og kan derfor virke rimelig. Elastisiteten av etterspørselen etter norsk eksport med hensyn på markedets størrelse (B_N), som vi kan tolke som en inntektselastisitet, er 0.89 – et estimat som ikke er signifikant mindre enn en. Estimatene for pris- og inntektselastisitetene er forholdsvis høyt negativt korrelerte, med en korrelasjonskoeffisient på – 0.59. Vi har også eksperimentert ved å ta med laggede relative priser i etterspørselslikningen, men denne forklaringsvariablen er insignifikant.

I figur 3 gjengir vi de observerte residualene for de estimerte likningene (18) og (19). Disse residualene er høyt positivt korrellerte, med en korrelasjonskoeffisient på 0.93. Denne høye korrelasjonskoeffisienten henger sammen med at vi har en modell med to endogene variable som opptrer i begge likningene.

Ser vi på modellens evne til å forklare variasjonen i de to endogene variable, finner vi at modellen beskriver variasjonen i det norske eksportvolumet vesentlig bedre enn variasjonen i den norske eksportprisen. Dette kan vi belyse ved å sammenligne beregnede verdier for de endogene variable med de faktisk observerte historiske tallene for perioden 1964 til 1977. Ved simuleringen har vi nyttet de historiske tallene for de eksogene variablene, mens vi har benyttet de anslåtte verdiene av de endogene variablene på tidspunkt (t – 1) når vi skal

[1] Jamfør likning (11) der koeffisienten foran $ln(p_N^E/p_N^{CT})$ er σd_{NN} og $d_{NN} = -0.9688$. (Se Frenger, Jansen og Reymert (1980), tabell B.1.).

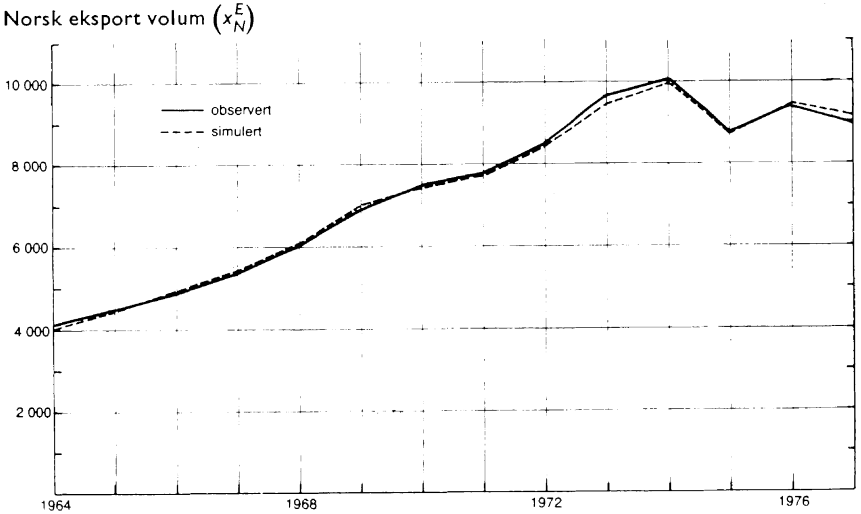


Figur 3. Observerte residualer fra de estimerte likningene (18) og (19), 1964 – 1977. Siden likningene er estimert på logaritmisk form, gir målestokken uttrykk for relative avvik.

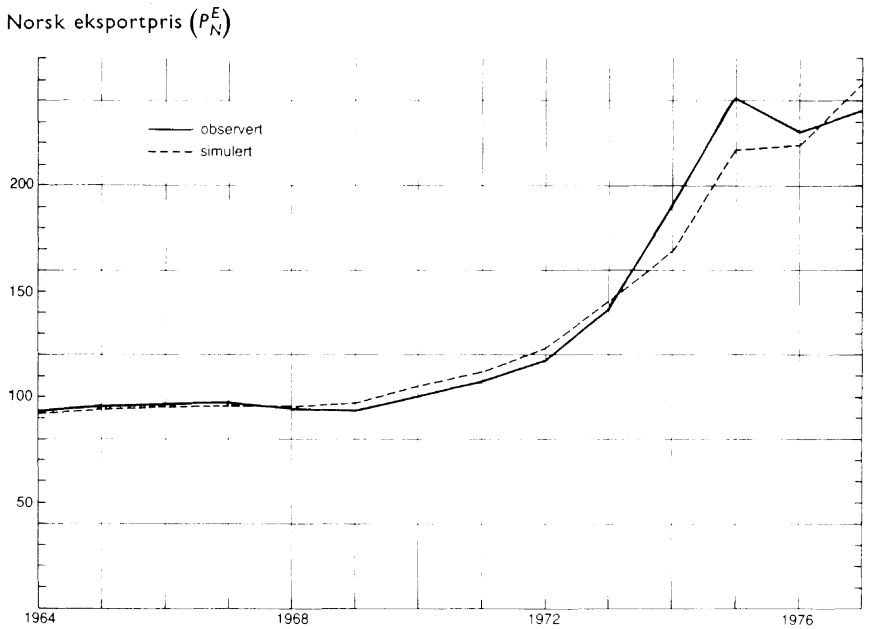
beregne verdien av den på tidspunkt t[1]. Vi har gjengitt resultatene fra simuleringsforsøkene i figurene 4 og 5. Dersom vi lar RMS (root mean square) betegne kvadratroten av de kvadrerte avvikene, finner vi:

Endogen variabel:	*RMS (i prosent):*
Norsk eksportvolum (x_X^E)	1.09
Norsk eksportpris (p_X^E)	5.09

[1] Dette kalles gjerne en dynamisk simulering. De laggede verdiene kommer inn i bildet fordi vi tar hensyn til den estimerte autokorrelasjonen i restleddene. Alternativt kunne vi foretatt en statisk simulering ved å benytte de historiske tallene for de endogene variablene på tidspunkt $(t - 1)$ når vi skulle beregne verdien av den på tidspunkt t.



Figur 4. Simuleringsforsøk for volumet av norsk eksport av bearbeidde industrivarer, 1964—1977.
(Millioner kroner, målt i faste 1970-priser).



Figur 5. Simuleringsforsøk for prisen på norsk eksport av bearbeidde industrivarer, 1964—1977.
(Indeksen = 100 i 1970).

6. *Beregnede tilbudselastisiteter for landene i modellen unntatt Norge*

Eksportmodellen for Norge gir oss et anslag på den felles substitusjonselastisiteten for etterspørselen etter eksport fra to forskjellige land på et hvilket som helst av de femten markedene vi betrakter. Sammen med de estimerte koeffisientene a_{k1} og a_{k2}, samt de beregnede verdiene av d_{kk}, gir dette oss tilstrekkelig informasjon til å beregne samtlige tilbudselastisiteter for andre land ved hjelp av formlene (14) og (15). Resultatene er gjengitt i tabell 4. For de tre landene Belgia – Luxemburg, Nederland og Sverige har vi basert beregningene på de betingende koeffisient-estimatene som er merket med * i tabell 2. Vi finner svært store tilbudselastisiteter (i tallverdi) for Canada, USA og Japan, mens vi for de øvrige land finner anslag som i verdi er lavere i tallverdi enn det en vanligvis går ut fra.

Tabell 4. Tilbudselastisiteter med hensyn på innenlandsk kostnadsnivå og landets egen eksportpris. (Betingede elastisiteter, gitt d_{kk} og $\hat{\sigma} = 1.35$).

Land	η_k^E [1]	η_k^v [2]	d_{kk} [3]
Canada	2.76	– 2.70	– 0.71
USA	1.70	– 2.19	– 0.55
Japan	4.18	– 2.86	– 0.80
Belgia – Luxemburg	0	– 0.02	– 0.86
Nederland	0.03	0	– 0.91
Vest-Tyskland	0.42	– 0.41	– 0.68
Frankrike	0.76	– 0.81	– 0.86
Italia	0.90	– 0.72	– 0.89
Storbritannia	1.00	– 0.81	– 0.91
Sverige	0	– 0.23	– 0.90
Danmark	0.37	– 0.48	– 0.96
Finland	0.10	– 0.50	– 0.97
Østerrike	0.40	– 0.39	– 0.97
Sveits	0.57	– 0.63	– 0.96

[1] Se formel (14).
[2] Se formel (15).
[3] Se formel (6). d_{kk} er beregnet utfra en handelsmatrise for de 15 landene i 1970. Se også tabell B.1 i Frenger, Jansen og Reymert (1980).

7. *Avslutning – Eksempler på beregninger som kan utføres ved hjelp av MODEX*

Modellen MODEX, slik den er presentert i de foregående avsnitt, er implementert i det interaktive programsystemet TROLL[1]. Modellen kan brukes til å lage prognoser for utviklingen i norsk eksport av bearbeidde industrivarer og for å simulere virkningene av ulike økonomisk-politiske tiltak. I dette avsnittet vil vi presentere resultatene fra en beregning hvor en norsk devaluering er simulert og en beregning som viser virkningen av etterspørselsstimulerende tiltak i andre land. I beregningene er det benyttet de estimerte koeffisientene som ble presentert ovenfor[2].

I den implementerte modellen er følgende variable eksogene:[3]

- Bruttonasjonalproduktet i alle land
- Variable enhetskostnader i alle land
- Importpriser i alle land.

Modellen er lest inn med et bestemt basisår og for gitte anslag på utviklingen i de eksogene størrelsene vil MODEX gi prognoser for de endogene variable i årene framover, deriblant norsk eksportvolum og norsk eksportpris. Simulering av virkningene av slike økonomisk-politiske tiltak som er nevnt ovenfor, kan utføres ved først å lage et basisalternativ for de eksogene variable og deretter lage et alternativ hvor de anslår hvilke verdier de eksogene variable vil ha etter gjennomføringen av tiltakene. Differansen mellom simuleringsresultatene for de endogene variable kan dermed tolkes som virkningene av de økonomisk-politiske tiltakene. I dette avsnittet vil vi bare se på de statiske virkningene, dvs. de samlede virkningene summert over flere år.

[1] Implementeringen av modellen og simulering med modellen er beskrevet i Frenger, Jansen, Ouren og Reymert (1981).

[2] I den implementerte modellversjonen er det også laget programmer som gjør det mulig å endre koeffisientverdiene ved simulering. Dette er gjort fordi en modellbruker kan mene at koeffisientene vil være anderledes i prognoseperioden enn i estimeringsperioder, og det kan være av interesse å teste hvor følsomme modellresultatene er overfor endringer i koeffisientene.

[3] I modellen som er presentert i denne artikkelen, er også tollsatsene eksogene, men i den implementerte modellen er effekten av endrede tollsatser i framtida neglisjert.

I den implementerte modellen er alle verditallene i norske kroner. En norsk devaluering vil dermed medføre et tillegg i andre lands modell-eksogene priser og kostnader av samme relative størrelse som devalueringen av norske kroner. I beregningene er det tatt utgangspunkt i en devaluering på 10 prosent.

Etterspørselsstimulerende tiltak i andre land kan tenkes iverksatt som skattelettelser eller økte offentlige utgifter. Via innenlandske og utenlandske multiplikatorvirkninger vil de ekspansive tiltakene gi økt vekst i bruttonasjonalproduktet. Virkningene for norsk eksport av slike tiltak kan dermed simuleres dersom en har anslag på hvilken økning i andre lands bruttonasjonalprodukt tiltakene får[1]. I beregningene som er presentert i dette avsnittet, er det forutsatt at det iverksettes tiltak av et slikt omfang at alle landene i modellen får en engangsøkning i bruttonasjonalproduktet på 1 prosent.

Tabell 5 gjengir simuleringsresultatene. En devaluering på 10 prosent gir etter disse beregningene en økning i norsk eksportvolum av bearbeidde industrivarer på 4.6 prosent og en økning i den norske eksportprisen (regnet i norske kroner) på 6.9 prosent. Devalueringen gir en økning i eksportverdien av bearbeidde industrivarer, regnet i andre lands valuta, på bare 2 prosent, som er lavere enn det man vanligvis ville anta. Markedet for norsk eksport forblir uendret, og den norske markedsandelen øker i takt med eksportvolumet.

Iverksetting av etterspørselsstimulerende tiltak i andre land, som alt i alt gir en vekst i disse landenes bruttonasjonalprodukt på 1 prosent, gir etter modellberegningene en vekst i markedet for norsk eksport på hele 3 prosent.[2] Eksportvolumet øker med 0.9 prosent og eksportprisen med 1.4 prosent.

Ved modellsimuleringer av denne typen vil det ofte være nødvendig å trekke inn sammenhenger utenfor modellen og forsøke å kvantifisere disse. En devaluering vil for eksempel som oftest bli fulgt opp av en forsterket lønnsvekst, noe det ble sett bort fra i devalueringseksemplet ovenfor. Den enkle strukturen i MODEX medfører også andre be-

[1] I OECD's verdenshandelsmodell Interlink kan en også få beregnet virkningene på bruttonasjonalproduktet i medlemslandene av stimuleringstiltak. (Se OECD (1980)).

[2] Den sterke veksten i markedet for norsk eksport henger sammen med de svært høye inntektselastisitetene i importetterspørselsfunksjonene som ble estimert, se avsnitt 4.

Tabell 5. Simulering med MODEX av virkningene av økonomisk-politiske tiltak[1].

Tiltak \ Virkning på	Norsk eksport-volum	Norsk eksport-pris[2]	Norsk konkur-ransepris[2]	Markedet for norsk eksport	Norsk mar-kedsandel (i volum)
Devaluering av norske kroner med 10 prosent .	4.6	6.9	10.0	0.0	4.6
Etterspørselsstimulering i andre land: tillegg i BNP på 1 prosent ett år	0.9	1.4	0.0	3.0	−1.6

[1] Tallene i tabellen er den beregnede prosentvise endringen i de endogene variable som følge av tiltakene. Tabellen gjengir de statiske virkningene, dvs. de samlede virkningene summert over flere år.
[2] Regnet i norske kroner.

grensninger, blant annet er samspillet mellom leveranser til hjemme- og eksportmarkedet ikke trukket inn, og det er ingen sammenheng mellom inntekten fra eksportproduksjonen og etterspørsel i de forskjellige landene. Trass i disse, og flere andre svakheter, ivaretar modellen likevel sammenhenger som ofte er eksplisitt eller implisitt uttrykt ved vurdering av norsk eksportutvikling både i offentlige dokumenter og i den politisk-økonomiske diskusjonen. Modellen vil kunne gi konsistente kvantitative anslag for eksportutviklingen og derved klargjøre sammenhengen mellom mål og midler for en viktig del av den økonomiske stabiliseringspolitikken.

Statistisk Sentralbyrå

LITTERATURHENVISNINGER

Desai, M. (1976): *Applied Econometrics*, London: Phillip Allen.

Deppler, M. C. og D. M. Ripley (1978): «The world trade model: Merchandise trade», *IMF Staff Papers 25*, 147–206.

Hooke, R. og T. A. Jeeves (1959): «Direct search solution of numerical and statistical problems». Westinghouse Research Laboratory Scientific Papers No 10–1210–P1.

Frenger, P., E. S. Jansen og M. Reymert (1979): «Modell for norsk eksport av bearbeidde industrivarer», *Rapporter 79/29*, Oslo: Statistisk Sentralbyrå.

Frenger, P., E. S. Jansen og M. Reymert (1980): «Tariffs in a world trade model», *Rapporter 80/23*, Oslo, Statistisk Sentralbyrå.

Frenger, P., E. S. Jansen, J. Ouren og M. Reymert (1981): «Teknisk dokumentasjon av MODEX – en prognosemodell for norsk eksport av bearbeidde industrivarer». *Interne Notater 81/7*, Oslo, Statistisk Sentralbyrå.

Lesteberg, H. (1979): «Kapasitetsutnytting i norsk industri». *Rapporter 79/28*, Oslo, Statistisk Sentralbyrå.

OECD (1980): «Fiscal policy simulations with the OECD International Linkage Model». *OECD, Economic Outlook, Occasional Studies (July 1980)*, Paris.

Samuelson, L. (1973): «A new model of world trade», *OECD, Economic Outlook, Occasional studies (December 1973)*, Paris.

ENGLISH SUMMARY

This article presents a model for the Norwegian export of manufactured goods. The model, nicknamed MODEX, has been developed as part of work which is under way at the Central Bureau of Statistics, of improving the representation of foreign trade in the macroeconomic models.

The development of Norwegian exports depends crucially on the prices of exports from competing countries and on the level of demand in the market countries. The article therefore starts in section 2 by developing an equilibrium model of "world" trade in manufactured products: the "world" consisting of the 15 OECD countries which seem to be of greatest importance in determining the level of Norwegian exports. Manufactured products consist of those commodities making up digits 5 through 9 of the SITC (rev. 1) commodity classification, while the 15 countries are listed in table 1[1].

The structural model consists of a set of supply equations (1), which explain export from country k (x_k^E) as a function of the export price, (p_k^E), variable factor costs (v_k) and production capacity (K_k), and two sets of demand equations ((4) and (8)) which determine the demand for country k's export to market l (x_{kl}) as a function of the market share m_{kl} and total imports B_l in country l. The former depends on the price of imports from country k to country l (p_{kl}^B), and the latter depends on gross national product (R_l), domestic price level (p_l^A), and the import price index (p_l^B).

The theoretical model is simplified and approximated logarithmically in order to formulate a model which can be estimated. A crucial step in this simplification is the assumption that the market share functions (2) are CES factor demand equations and that the elasticity of substitution σ is the same on all markets. Tariffs are given special consideration and their effect is taken care of by a doubly trade-weighted index (λ_k). A doubly trade-weighted index of competitors prices (p_k^{CT}) is presented in (7) and used to formulate the simultaneous price model (9).

Combining the structural model for Norway with the world price model (9), we obtain the supply equation (10) and the demand equation (11) of the Norwegian export model (the subscript N stands for Norway). We have identified factor costs and demand in the other countries as the major foreign determinants of the Norwegian exports. These variables are seen to enter the demand equation (11) via the index of competitors prices (p_N^{CT}) and the income index ($\sum_{l \neq N} w_{Nl} \ln B_l$) respectively.

1) The world trade model has been described in English in Frenger, Jansen and Reymert (1980).

The model consists of three blocks: an export price block, an import volume block and a Norwegian export block. Their relationship is sketched in figure 1. The next three sections proceed to estimate the relationships in these blocks. In section 3 we estimate (using two stage least squares) the export price model, ignoring the effect of the income and capacity variables. The results are presented in table 1. The import model is estimated in section 4 and the results are reported in table 3.

Section 5 then estimates the Norwegian export model using a full information maximum likelihood method. The results are reported in equations (18) and (19). They give a price elasticity of demand for the Norwegian export of manufactured goods of 1.3 and a price elasticity of supply of 0.7. Figures 4 and 5 show that the model explains the development in export volume substantially better than the development in export prices over the sample period.

The Norwegian model also gives us an estimate of the elasticity of substitution (σ = 1.35) in the market share functions for all countries' imports, which, together with the estimates of the world trade model given in table 1, allows us to compute the elasticity of supply of the other 14 countries. These estimates are presented in table 4 in section 6.

The last section presents the results of two simulations performed with the model, one based on a devaluation of the Norwegian krone by 10 per cent and the other a growth in foreign demand by 1 per cent. According to the model the former will lead to an increase in the volume and the price of Norwegian exports of manufactured goods of 4.6 per cent and 6.9 per cent respectively. A change in foreign demand as indicated above will stimulate volumes and prices with 0.9 per cent and 1.4 per cent respectively.

Utkommet i serien Artikler fra Statistisk Sentralbyrå (ART)
Issued in the series Articles from the Central Bureau of Statistics (ART)

Nr. 126 Erik Biørn: The Consumption Function and the Life Cycle Hypothesis: An Analysis of Norwegian Household Data Konsumfunksjonen og livsinntektshypotesen: En analyse av norske husholdningsdata 1981 22 s. kr 10,00 ISBN 82-537-1248-0 ISSN 0085-431X

" 127 Erik Biørn: Estimating Economic Relations from Incomplete Cross-Section/Time-Series Data Estimering av økonomiske relasjoner på grunnlag av ufullstendige tverrsnitts-tidsseriedata 1981 21 s. kr 10,00 ISBN 82-537-1593-5 ISSN 0085-431X

" 128 Knut Eggum Johansen og Henning Strand: Macroeconomic Models for Medium and Long-Term Planning Makroøkonomiske modeller for planlegging på mellomlang og lang sikt 1981 35 s. kr 10,00 ISBN 82-537-1603-6 ISSN 0085-431X

" 129 An-Magritt Jensen: Jobb, barn og likestilling Om kvinners tilpasning til arbeid og familie Work, Children and Equality on the Adaptation of Women to Work and Family 1981 24 s. kr 10,00 ISBN 82-537-1617-6 ISSN 0085-431X

" 130 Jon Inge Lian: Trends in Demographic Structure in Norway 1960 - 2000 Endringer i befolkningsstrukturen i Norge 1981 56 s. kr 10,00 ISBN 82-537-1620-6 ISSN 0085-431X

" 131 Terry Barker: A Review of Models and Data in the Norwegian System of Economic Planning En oversikt over modeller og data i norsk økonomisk planlegging 1981 32 s. kr 10,00 ISBN 82-537-1631-1 ISSN 0085-431X

" 132 An-Magritt Jensen: Barnetall og yrkesaktivitet Number of Children and Female Employment 52 s. Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1643-5 ISSN 0085-431X

" 133 Olav Bjerkholt, Lorents Lorentsen and Steinar Strøm: Using the Oil and Gas Revenues: The Norwegian Case Virkninger av bruk av olje- og gassinntekter i Norge 1982 19 s. kr 10,00 ISBN 82-537-1652-4 ISSN 0085-431X

" 134 Lars Østby: Norwegian Fertility Survey 1977 A Summary of Findings Fruktbarhetsundersøkelsen 1977 Et sammendrag av resultatene 1982 22 s. kr 10,00 ISBN 82-537-1710-5 ISSN 0085-431X

" 136 Petter Frenger, Eilev S. Jansen og Morten Reymert: MODEX - En modell for verdenshandelen og norsk eksport av bearbeidde industrivarer A Model of World Trade and the Norwegian Export of Manufactured Goods 1982 35 s. kr 10,00 ISBN 82-537-1717-2 ISSN 0085-431X

Fullstendig oversikt over tidligere nummer av serien Artikler finnes i nr. 130.

Publikasjonen utgis i kommisjon hos
H. Aschehoug & Co. og Universitetsforlaget, Oslo,
og er til salgs hos alle bokhandlere
Pris kr 10,00

Omslag trykt hos Grøndahl & Søn Trykkeri, Oslo

ISBN 82-537-1717-2
ISSN 0085-431x