

RAPPORTER

79/29

MODELL FOR NORSK EKSPORT AV BEARBEIDDE INDUSTRIVARER

AV
PETTER FRENGER
EILEV S. JANSEN
MORTEN REYMERT

STATISTISK SENTRALBYRÅ
OSLO

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 79/29

**MODELL FOR NORSK EKSPORT
AV BEARBEIDDE INDUSTRIVARER**

AV

PETTER FRENGER
EILEV S. JANSEN
MORTEN REYMERT

OSLO 1979
ISBN 82-537-1069-0
ISSN 0332-8422

FORORD

Statistisk Sentralbyrå har i de siste årene arbeidd med å gi utenriksøkonomien en mer tilfredsstillende behandling i de norske planleggingsmodellene. Denne rapporten gjør rede for en modell for norsk eksport av bearbeidde industrivarer. Utviklingen i norsk eksportvolum og norsk eksportpris blir forklart ved hjelp av inntektsveksten for Norges viktigste handelspartnere og av kostnadsutviklingen i Norge og i de land vi konkurrerer med. Begreper som Norges eksportmarked og konkurranseprisen for vår eksport står sentralt i denne analysen. I et særskilt vedlegg analyseres virkningene av tollsatsnedtrappingen som har funnet sted siden begynnelsen av 1960-årene.

Resultatene fra tallfestingen av modellen er viet en bred plass i denne rapporten. Det er likevel grunn til å understreke at det blir arbeidd videre med dette prosjektet og at resultatene derfor må betraktes som foreløpige. En tidligere utgave av denne rapporten ble lagt fram på Nordisk Økonommøte i Helsingør 1. - 4. juni 1979.

Statistisk Sentralbyrå, Oslo, 19. november 1979

Petter Jakob Bjerve

INNHOLD

	Side
1. Innledning	8
2. En likevektsmodell for verdenshandelen	8
3. En forenklet modell	12
4. Estimering av verdenshandelsmodellen	14
4.1. Eksportprismodellen	14
4.2. Importvolummodellen	18
5. En enkel eksportmodell for Norge	21
Vedlegg A. Symbolliste, definisjoner og datakilder	25
i) Observerte variable	25
ii) Variable definert ved hjelp av observerte størrelser	26
iii) Ikke-observerte variable som inngår i den teoretiske analysen	26
Vedlegg B. Om behandlingen av toll	27
i) Innledning	27
ii) Tollnedtrapping innenfor EF	27
iii) EF-landenes etablering av en felles ytre tollmur	28
iv) Tollnedtrapping innenfor EFTA	28
v) Kennedyrunden - sjette tollforhandlingsrunde innenfor GATT	29
vi) Utvidelsen av EF og tollnedtrapping mellom gamle medlemsland i EF og EFTA ..	30
vii) Beregning av de gjennomsnittlige tollsatsene (t_{jz})	30
viii) Bruk av tollsatsene i eksportmodellen	32
Vedlegg C. Den logaritmiske tilnærmelsen til etterspørselsfunksjonene i verdenshandelsmodellen	37
i) Den logaritmiske tilnærmelsen til etterspørselsfunksjonene	37
ii) Vektene i konkurranseprisindeksene	40
iii) Utledning av likning (C-6) for priselastisiteten ϵ_{kj}^z	40
Vedlegg D. Data for Norge	43
Litteraturhenvisninger	47
Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå (RAPP)	48

FIGURREGISTER

	Side
D. 1. Indeks for norsk eksportvolum av bearbeidde industrivarer. 1970 = 100	44
D. 2. Prisindeks for norsk eksport av bearbeidde industrivarer. 1970 = 100	44
D. 3. Indeks for Norges eksportmarkeder, bearbeidde industrivarer. 1970 = 100	45
D. 4. Norges konkurranseprisindeks for bearbeidde industrivarer, beregnet i norske kroner. 1970 = 100	45
D. 5. Indeks for Norges relative eksportpris for bearbeidde industrivarer, beregnet som forholdet mellom Norges eksportpris og konkurranseprisindeksen for Norge (korrigert for tollsatsendringer). 1970 = 100	46
D. 6. Indeks for norske markedsandeler for bearbeidde industrivarer, beregnet som forholdet mellom norsk eksportvolum og en indeks for Norges eksportmarkeder. 1970 = 100	46

TABELLREGISTER

	Side
1. Regresjonsresultater for eksportprislikningene. Estimert ved en to-trinns metode	16
2. Sannsynlighetsmaksimeringsestimatorer for koeffisjentene i eksportprislikningene. Estimert simultant for 9 av 15 land	18
3. Regresjonsresultater for importvolumlikningene	20
4. Elastisitetene av eksporttilbudsfunksjonen for hvert land med hensyn på landets egen eksportpris og landets kostnadsindeks	23
B. 1. Tollnedtrapping innen EF. Nedtrapping i prosent av en basistollsatsindeks. Nivå for tollsatsene etter nedtrappingen i prosent av basistollsatsindeksen	27
B. 2. Tollnedtrapping innen EFTA. Nedtrapping i prosent av en basistollsatsindeks. Nivå for tollsatsene etter nedtrappingen i prosent av basistollsatsindeksen	28
B. 3. Avvikling av Finlands tollsatser overfor EFTA-landene. Nedtrapping i prosent av en basistollsatsindeks. Nivå for tollsatsene etter nedtrappingen i prosent av basistollsatsindeksen	29
B. 4. Nedtrapping av toll mellom EFTA-land og EF i prosent av en basistollsatsindeks. Tilpasning til EF's ytre tolltariff for nye EF-medlemsland	30
B. 5. "Beste vilkårs" tollincidens per 1. januar 1973 for bearbeidde industrivarer. I prosent	32
B. 6. Gjennomsnittlig tollsats på import av bearbeidde industrivarer. 1960 - 1977. I prosent	33
B. 7. Beregnede verdier av den relative tollhindring for eksport av bearbeidde industrivarer fra hvert av de 15 landene. 1960 - 1977	34
C. 1. Vektene som er brukt ved konstruksjonen av en konkurranseprisindeks for hvert land	38
D. 1. De viktigste dataseriene for Norge	43

1. INNLEDNING

I denne rapporten blir volum og pris for den norske eksporten av bearbeidde industrivarer¹⁾ forsøkt forklart ved hjelp av kostnader (unit labour costs) og bruttonasjonalproduktet i 14 andre OECD land.

Utgangspunktet er en likevektsmodell for verdenshandelen med bearbeidde industrivarer, som inkluderer et sett tilbudsrelasjoner og et sett etterspørselsrelasjoner for de 15 landene (se seksjon 2). Etterspørselsrelasjonene inngår formelt i modellen i to trinn, hvorav de enkelte eksporterende landenes andeler i andre lands import bestemmes i første trinn og landenes samlede import i annet trinn. Dette kan gis en intuitiv begrunnelse ved at de forskjellige landene eksporterer ulike heterogene varer, som er substituerbare med andre lands eksport og hvor andelene i andre lands import bestemmes av relative priser. I neste trinn bestemmes landenes samlede import ved hjelp av samlet etterspørsel 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 (Samuelson (1973)) og av IMF (Deppler og Ripley (1978)). Ved hjelp av et sett forenklerende forutsetninger (hvorav noen ikke er særlig tilfredsstillende) reduseres verdenshandelsmodellen til en to-delt rekursiv modell. Vi utleder 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 (korrigert for toll), som inngår i importvolummodellen som forklaringsvariable sammen med bruttonasjonalproduktet og prisen på innenlandsk produksjon (trinn 2 over). Denne to-delte modellversjonen er estimert i seksjon 4.

Når modellen estimeres på denne formen er ikke alle de spesifiserte tilbuds- og etterspørselselastisitetene fra modellens strukturform identifiserbare. Vi har derfor reestimert en enkel versjon av tilbudsrelasjonen for norsk eksport på prisform sammen med en etterspørselsfunksjon for norsk eksportvolum. (Seksjon 5.) Strukturparametrene er da identifiserbare. I seksjon 5 skisserer vi også hvordan modellen kan brukes for prognoseformål.²⁾

I særskilte vedlegg redegjør vi for symbolbruk og datakilder (vedlegg A) og behandlingen av tollsatser (vedlegg B). Vedlegg C inneholder en nærmere drøfting av den logaritmiske tilnærmelsen vi har valgt for landenes etterspørselsfunksjoner i modellen. Denne utledningen leder til en interessant tolkning av de vekter som er brukt for hvert land når vi har beregnet en konkurranseprisindeks for landenes eksport av bearbeidde industrivarer. Et siste vedlegg gjengir de viktigste dataseriene for Norge i figur- og tabellform.

2. EN LIKEVEKTSMODELL FOR VERDENSHANDELEN

Den teoretiske referanserammen for dette arbeidet er en likevektsmodell for verdenshandelen, der eksport og import av en aggregert varegruppe blir bestemt simultant. I det følgende skal vi skissere hovedtrekkene ved denne modellen, mens vi i seksjon 3 gjør visse forenklinger for å komme fram til en modell som kan tallfestes empirisk.

1) Vanligvis omfatter det som kalles bearbeidde industrivarer ("manufacturing") SITC 5-9, men vi har utelatt "skip og boreplattformer m.m." (deler av SITC 735, rev 1) og "metaller unntatt jern og stål" (SITC 68). Disse varegruppene utgjør en betydelig del av den norske eksporten av bearbeidde industrivarer, men markedsf forholdene både på tilbuds- og etterspørselssiden er trolig klart forskjellig fra andre bearbeidde industrivarer. I tillegg er enhetsverdien for skip og boreplattformer så høy at eksportoppgaver som inkluderer denne varegruppen vil vise betydelige "tilfeldige svingninger". Oppgavene over enhetsverdiindekser for eksport i prismodellen omfatter hele SITC 5-9 for alle andre land enn Norge, fordi vi ikke har hatt muligheter til å utelukke "skip og boreplattformer" og "metaller unntatt jern og stål". Men disse varene utgjør gjennomgående en så liten del av andre lands eksport at denne skjevheten trolig er neglisjerbar. 2) Målet for dette prosjektet er nettopp å utvikle en prognosemodell for norsk eksportvolum og eksportpris, som kan brukes i forbindelse med de norske planleggingsmodellene. Av datamessige årsaker har vi valgt å arbeide med en såvidt aggregert varegruppe (se note 1).

I modellen inngår det L land som alle produserer varen "bearbeidde varer" og selger den på verdensmarkedet i konkurranse med hverandre. I hvert land k produseres eksportvaren x_k^E ved hjelp av variable innsatsfaktorer og en kapitalmengde K_k , som antas gitt på kort sikt. Industrien antas å være preget av fri konkurranse slik at profittmaksimering gir oss følgende, generelt stigende, tilbudsrelasjon:

$$x_k^E = x_k^E(\hat{v}_k, \hat{p}_k; K_k), \quad k = 1, \dots, L$$

der \hat{v}_k er variable enhetskostnader og \hat{p}_k^E er eksportprisindeksen, målt i land k's egen valuta. Vi innfører en numeraire valuta og lar θ_k være prisen på numeraire-valutaen, målt i land k's pengeenhet. Variable enhetskostnader og eksportprisen til land k uttrykt i numeraire-valutaen blir:

$$v_k = \hat{v}_k / \theta_k \quad \text{og} \quad p_k = \hat{p}_k / \theta_k.$$

Tilbudsfunksjonen kan da skrives som:

$$(2-1) \quad x_k^E = x_k^E(\theta_k v_k, \theta_k p_k^E; K_k), \quad k = 1, \dots, L.$$

Dersom tilbudsfunksjonen er homogen av grad null i \hat{v}_k og \hat{p}_k , vil valutakursene falle bort som argument i (2-1).

På importsiden vil vi følge Armington (1969) og anta at hvert lands eksport av bearbeidde industrivarer er produkter som er forskjellige fra andre lands eksport av bearbeidde industrivarer. Disse "produktene" konkurrerer så på hvert importmarked z på grunnlag av deres relative priser. La p_{kz}^B og x_{kz} være henholdsvis pris på og mengden av bearbeidde varer og levert fra land k til z , og la B_z være land z 's totale import. Eterspørselen av produktet k på marked z kan da skrives

$$(2-2) \quad x_{kz} = m_{kz}^B(p_{1z}^B, \dots, p_{kz}^B, \dots, p_{Lz}^B) B_z, \quad k, z = 1, \dots, L;$$

der m_{kz}^B er importandelsfunksjonen¹⁾ og p_{kz}^B er målt i numeraire-valutaen. Vi har antatt a priori at importelastisiteten av x_{kz} med hensyn på B_z er lik en. Land z 's egen produksjon av bearbeidde industrivarer er ekskludert fra (2-2).

I neste "trinn" bestemmer vi så importen B_z i land z som en funksjon av forholdet mellom prisen p_z^A på bearbeidde varer produsert innenlands og importprisindeksen p_z^B [se (2-5), side 10], og land z 's bruttoproduksjon R_z ²⁾:

$$(2-3) \quad B_z = B_z\left(R_z, \frac{p_z^A}{p_z^B}\right) \quad z = 1, \dots, L$$

Settet av likninger (2-1)-(2-3) beskriver modellens $L(L+1)$ adferdslikninger.³⁾ Modellen kompletteres med tre sett av definisjonslikninger. Importprisene er definert ved:

$$(2-4) \quad p_{kz}^B = t_{kz} h_{kz} p_k^E \quad k, z = 1, \dots, L; \quad z \neq k$$

1) Settet av andelsfunksjoner m_{kz}^B , $k = 1, \dots, L, k \neq z$, antas å være utledet fra en underliggende produktfunksjon via kostnadsminimering eller fra en nyttefunksjon via nyttemaksimering. Det er prisene målt i land z 's egen valuta som er relevant for den antatte optimaliseringsprosessen. Siden funksjonene m_{kz}^B er homogene av grad null i prisene, faller valutakursene bort og vi har for enkelhets skyld valgt å uttrykke (2-2) direkte i numeraire-valutaen. 2) Denne todelingen påtvinges oss mer enn noe annet av manglende volumtall for hjemmeproduserte bearbeidde industrivarer, levert til de innenlandske markedene. Det ville teoretisk sett vært mer tilfredsstillende å inkludere forholdet mellom import og hjemmeproduserte bearbeidde industrivarer i første trinn (det vil si i (2-2)), og forholdet mellom bearbeidde industrivarer og andre varer i annet trinn. 3) Likningssettene (2-1) og (2-3) består av L likninger hver, mens (2-2) består av $L(L-1)$ likninger.

t_{kz} er lik en pluss den prosentvise tollsatsen på leveranser fra land k til land z (se Vedlegg B), mens parametren h_{kz} representerer forskjellen mellom c.i.f. og f.o.b. Det følger av dette at importprisene blir målt c.i.f. + toll, mens eksportprisene er f.o.b. Vi antar at det ikke har foregått noen systematisk endring i forholdet mellom c.i.f.- og f.o.b.-verdi, og vi vil i det følgende se bort fra mulige endringer i h_{kz} , (se forøvrig Samuelson (1973), s. 15).

Importprisindeksen p_z^B for land z er definert som minimumskostnaden pr. enhet B_z :

$$(2-5) \quad p_z^B = p_z^B (p_{1z}^B, \dots, p_{kz}^B, \dots, p_{Lz}^B), \quad z = 1, \dots, L$$

og er avhengig av substitusjonsforholdet mellom importerte varer fra de forskjellige land.¹⁾ Identitetene som spesifiserer at tilbudet av hvert lands eksport skal være lik etterspørselen etter landets eksport, det siste definert som summen av de enkelte lands etterspørsel, gir

$$(2-6) \quad x_k^E = \sum_{z \neq k} x_{kz} \quad k = 1, \dots, L$$

I alt gir (2-1)-(2-6) oss et system av $2L(L+1)$ likninger i $2L(L+1)$ endogene variable:

		Antall variable
p_k^E	- eksportpris (i numeraire-valuta)	L
p_{kz}^B	- importpriser (i numeraire-valuta)	$L(L-1)$
p_z^B	- importprisindekser (i numeraire-valuta)	L
x_k^E	- eksportvolum, totalt	L
x_{kz}	- eksportvolum fra land k til land z	$L(L-1)$
B_z	- import	L

De eksogene variablene er:

		Antall variable
v_k	- variable enhetskostnader (i numeraire-valuta)	L
p_z^A	- pris, leveranser til hjemmemarkedet (i numeraire-valuta)	L
K_k	- kapital (produksjonskapasitet)	L
R_z	- total vareetterspørsel	L
t_{kz}	- tollsatter	$L(L-1)$
θ_k	- valutakurser, prisen på numeraire-valutaen målt i land k 's pengeenhet	L

For å kunne estimere modellen må vi velge eksplisitte funksjonsformer for (2-1)-(2-3). Vi vil gjøre dette ved å anvende en logaritmisk Taylor ekspansjon rundt modellens basisår. La:

$$y = f(x_1, \dots, x_n)$$

være en vilkårlig funksjon. Tar vi logaritmen av dette uttrykket og så finner de to første leddene i

1) Importandelene m_{kz}^B $k = 1, \dots, L; , k \neq z$ danner et sett av enhetsfaktoretterspørselsfunksjoner og representerer de partialderiverte $\partial p_z^B / \partial p_{kz}^B$ av p_z^B med hensyn på importprisene.

Taylor ekspansjonen med hensyn på $\ln x_k$ rundt $\bar{x} = (\bar{x}_1, \dots, \bar{x}_n)$ får vi:

$$(2-7) \quad \ln \frac{y}{y} = \sum_{i=1}^n \frac{\partial \ln y}{\partial \ln x_i} \Big|_{\bar{x}} \ln \frac{x_i}{\bar{x}_i}.$$

der koeffisientene kan tolkes som elastisiteter.¹⁾

Vi eliminerer de endogene variablene x_{kz} , p_{kz}^B og p_z^B , $k, z = 1, \dots, L$ ved å sette inn uttrykkene for dem i likningene (2-1), (2-3) og (2-6). Disse likningene differensierer vi logaritmisk med hensyn på de resterende $3L$ endogene variable (p_k^E , x_k^E og B_z ; $k, z = 1, \dots, L$) og de eksogene variable. Tilbudslikningen (2-1) blir:

$$(2-8) \quad \ln x_k^E = \eta_k^E \ln p_k^E + \eta_k^V \ln v_k + (\eta_k^E + \eta_k^V) \ln \theta_k + \eta_k^K \ln K_k + \text{konst.}$$

der η_k^E , η_k^V , og η_k^K er henholdsvis tilbudsfunksjonens elastisiteter med hensyn på eksportprisen, variable enhetskostnader og et mål for kapitalbeholdningen.²⁾

Etterspørselsrelasjonen (2-6) for land k 's eksport representerer et større problem. Dette er nærmere drøftet i vedlegg C, der vi utleder den logaritmiske Taylor-ekspansjonen av disse relasjonene. Ved å anta at substitusjonsmulighetene er de samme for alle lands eksport til et og samme land z , og at dette beskrives ved substitusjonselastisiteten σ_z , kan etterspørselsfunksjonen etter land k 's eksport skrives:

$$(2-9) \quad \ln x_k^E = \sum_j \left[\sum_{z \neq k} w_{kz} \sigma_z (s_{jz} - \delta_{jk}) \right] \ln p_j^E + \sum_j \sum_{z \neq k} w_{kz} \sigma_z (s_{jz} - \delta_{jk}) \ln t_{jz} + \sum_{z \neq k} w_{kz} \ln B_z + \text{konst.}$$

der

$$w_{kz} = \frac{\bar{x}_{kz}}{x_k^E}, \quad s_{jz} = \frac{\bar{p}_{jz}^B \bar{x}_{jz}}{\sum_{j \neq z} \bar{p}_{jz}^B \bar{x}_{jz}}$$

er basisårets eksport- og importandeler og δ_{jk} er Kronecker delta (lik 1 hvis $j=k$, og lik 0 ellers).

Andre trinns etterspørselsfunksjoner er gitt ved (2-3). Logaritmisk Taylor ekspansjon av denne gir:

$$(2-10) \quad \ln B_z = \eta_z^R \ln R_z + \eta_z^B \ln (p_z^A / p_z^B) + \text{konst.}$$

der η_z^B er volum-(inntekts-) elastisiteten og η_z^B er priselastisiteten med hensyn på forholdet p_z^A / p_z^B . Men variabelen p_z^B er ukjent og må tilnærmes ved

$$(2-11) \quad \ln p_z^B = \sum_{j \neq z} s_{jz} \ln p_j^E + \sum_{j \neq z} s_{jz} \ln t_{jz} + \text{konst.}$$

Dersom vi betegner den siste summen med $\ln \tau_z$, så er τ_z en enkel transformasjon av gjennomsnittlig tollsats på land z 's import.³⁾ Andre trinns etterspørselsfunksjon blir således:

$$(2-12) \quad \ln B_z = \eta_z^R \ln R_z + \eta_z^B [\ln p_z^A - \sum_{j \neq z} s_{jz} (\ln p_j^E + \ln t_{jz})] + \text{konst.}$$

Den logaritmiske tilnærmelse (2-12) er homogen av grad η_z^R i R_z .

1) Vi har stort sett ikke normert variablene i forhold til basisårets verdier, slik at funksjonenes verdi i basisåret inngår i det estimerte konstantleddet. 2) Dersom tilbudsfunksjonen er homogen av grad null i variable enhetskostnader og eksportprisindeksen, så er $\eta_k^V = -\eta_k^E$. 3) Se vedlegg B for en nærmere drøfting av tollsatsene og avledede størrelser.

Likningene (2-8), (2-9) og (2-12) danner en komplett simultan modell som er lineær i de ukjente elastisitetene η_k^E , η_k^V , η_k^K , η_k^R , og η_k^B . Selv om modellen også er lineær i substitusjonselastisitetene σ_L , inngår disse i et mer komplisert mønster som pålegger restriksjoner på koeffisientene både innenfor samme likning og på tvers av likningene.

3. EN FORENKLET MODELL

Vi vil i dette avsnittet presentere en forenklet utgave av modellen ovenfor, - en utgave som vi vil estimere i seksjon 4 og 5. Forenklingene som kan synes drastiske, er delvis påtvunget oss av manglende data og delvis motivert ut fra et behov for å forenkles estimeringsarbeidet. De leder imidlertid fram til et sett av velkjente prisrelasjoner.¹⁾

Den første og kanskje også den største, forenklingen er å anta at substitusjonselastisiteten σ_L for bearbejdede varer er den samme på alle markeder, dvs. $\sigma_L = \tilde{\sigma}$, $L = 1, \dots, L$. Ved så å definere følgende størrelser:²⁾

$$(3-1) \quad \omega_{kj} = \sum_{L \neq k} w_{kL} (s_{jL} - \delta_{jk})$$

$$(3-2) \quad \ln \lambda_k = \sum_j \sum_{L \neq k} w_{kL} (s_{jL} - \delta_{jk}) \ln t_{jL}$$

kan etterspørselslikningene (2-9) skrives:

$$(3-3) \quad \ln x_k^E = \tilde{\sigma} [\sum_j \omega_{kj} \ln p_j^E + \ln \lambda_k] + \sum_L w_{kL} \ln B_L + \text{konst.} \quad k = 1, \dots, L$$

Indeksen λ_k er et geometrisk gjennomsnitt av tollsatsene. Den er homogen av grad null i alle tollsatser og måler forholdet mellom de tollsatser varene fra andre land møter og de tollsatsene land k's egen eksport står overfor på eksportmarkedene.³⁾ Aggregatene λ_k , $k = 1, \dots, L$, danner et sett av L eksogene variable som i det følgende erstatter de detaljerte tollsatsene t_{kL} .

Setter vi (3-3) inn i tilbudsrelasjonen (2-8), fjerner eksportvolumet x_k^E og løser med hensyn på den k'te eksportprisen får vi et sett av L relasjoner som vi vil kalle prismodellen:

$$(3-4) \quad (\eta_k^E - \tilde{\sigma} \omega_{kk}) \ln p_k^E = \tilde{\sigma} [\sum_{j \neq k} \omega_{kj} \ln p_j^E + \ln \lambda_k] - \eta_k^V \ln v_k - (\eta_k^E + \eta_k^V) \ln \theta_k \\ + \sum_L w_{kL} \ln B_L - \eta_k^K \ln K_k + \text{konst.} \quad k = 1, \dots, L$$

Prismodellen består av et simultant sett av likninger, som hver for seg er en redusert form av et lands tilbuds- og etterspørselsrelasjoner for eksport.

Likning (3-4) viser at utviklingen i eksportprisene er avhengig av produksjonskapasiteten og importen i de enkelte land. Manglende data for K_k gjør at vi antar at produksjonskapasiteten og importen har utviklet seg såvidt jevnt at deres nettoeffekt kan ignoreres, det vil si at realstørrelsen ikke har spilt noen vesentlig rolle for prisdannelsen. Dette kan ha skjedd ved at produsentene har forutsett veksten i markedet og økt produksjonskapasiteten i takt med denne. Tilbudsrelasjonene antas altså å ha flyttet seg på en slik måte at en har unngått betydelige endringer i kapasitetsutnyttelsen. Vi har også i det følgende sett bort fra effekten av endringer i valutakursen i tilbudsfunksjonene.

1) De er for eksempel formelt på samme form som "the export price block" i Samuelson (1973). 2) I avsnitt 4A nedenfor er disse størrelser nærmere omtalt. 3) Se vedlegg B.

La oss definere k's konkurranseprisindeks p_k^{CT} :

$$(3-5) \quad \ln p_k^{CT} = \sum_{j \neq k} \omega_{kj} \ln p_j^E + \ln \lambda_k$$

Dette er en dobbeltveid sum av eksportprisene til land k's konkurrenter og av tollsatsene, der de siste korrigerer konkurranseprisindeksen for de skjevheter som oppstår på grunn av ulike tollsatter. Denne konkurranseprisindeks bygger på modellens forutsetninger, deriblant forutsetningen om en lik substitusjonselastisitet på alle markeder.

Når vi ser bort fra effekten av import, kapasitet og valutakurser, kan prisligningene (3-4) skrives

$$(3-6) \quad (\eta_k^E - \tilde{\sigma} \omega_{kk}) \ln p_k^E = \tilde{\sigma} \ln p_k^{CT} - \eta_k^V \ln v_k + \text{konst.} \quad k = 1, \dots, L.$$

Denne forenklete eksportprismodellen vil bli estimert i neste avsnitt. Den danner en komplett modell i de L endogene variablene p_k^E på grunnlag av utviklingen i variable enhetskostnader og tollsatter. Sammen med importvolummodellen (2-12) gir den oss en verdenshandelsmodell. Utfra denne kan vi etablere en relasjon for å forklare etterspørselen etter norsk eksport.

I prismodellen inngår den reduserte prisrelasjonen fra hvert enkelt lands tilbuds- og etterspørselsrelasjon, der bare forholdet $\eta_k^E/\tilde{\sigma}$ og $\eta_k^V/\tilde{\sigma}$ er identifiserte.¹⁾ For å identifisere alle strukturparametre i modellen og derved de strukturelle relasjonene, må vi reintrodusere tilbuds- eller etterspørselsrelasjonene (2-8) eller (3-3).

Vi har valgt å gjøre dette for Norge, ved å reestimere tilbuds- og etterspørselsrelasjonen for norsk eksport av bearbeidde varer. Valget er bestemt av datatilgangen, men er samtidig i tråd med formålet med denne analysen. Undermodellen for Norge gir oss et estimat for substitusjonselastisiteten $\tilde{\sigma}$, og det er alt vi trenger for å identifisere modellen fullstendig. Hadde vi hatt anledning til det, ville det imidlertid vært ønskelig å foretatt en tilsvarende reestimering også for de andre (L-1) landene. Det kunne ha gitt oss et betydelig bedre anslag på $\tilde{\sigma}$.

Etterspørselen etter norsk eksport, er gitt ved (3-3), med $k = N$. Dette kan skrives:

$$(3-7) \quad \ln x_N^E = \tilde{\sigma} [\omega_{NN} \ln p_N^E + \sum_{j \neq N} \omega_{Nj} p_j^E + \ln \lambda_N] + \sum_{l \neq N} \omega_{Nl} \ln B_l + \text{konst.}$$

$$= \tilde{\sigma} (\omega_{NN} \ln p_N^E + \ln p_N^{CT}) + \sum_{l \neq N} \omega_{Nl} \ln B_l + \text{konst.}$$

Vi har tidligere utledet to sett av likninger: (3-6) forklarer utviklingen i p_N^{CT} på bakgrunn av utviklingen i de eksogene kostnadsvariablene v_k , og utviklingen for B_l , $l \neq N$, er gitt ved (2-12). Likningen (3-7) og tilbudslikningen for Norge [se (2-8)]

$$(3-8) \quad \ln x_N^E = \eta_N^E \ln p_N^E + \eta_N^V \ln v_N + \eta_N^K \ln k_N + \text{konst.}$$

gir oss et simultant system i to endogene variable: Norsk eksport x_N^E og norsk eksportpris p_N^E . Vi har også her sett bort fra effekten av endrede valutakurser.

1) Dette kan en lettest se ved å dividere (3-6) med $\tilde{\sigma}$.

4. ESTIMERING AV VERDENSHANDELSMODELLEN

På bakgrunn av drøftingen i seksjon 3 har vi foretatt en todeling av modellen for handelen mellom de 15 landene som analysen omfatter¹⁾, i en eksportprismodell og en importvolummodell. I eksportprismodellen bestemmes eksportprisene for hvert av de 15 landene og i importvolummodellen bestemmes omfanget av importen i disse landene.

4.1. Eksportprismodellen

Eksportprismodellen består av prisligningene (3-6) for hvert av de 15 landene:

$$(4-1) \quad \ln p_k^E = a_{0k} + a_{1k} \ln v_k + a_{2k} \ln p_k^{CT} + u_k, \quad k = 1, \dots, 15$$

der [se (3-5) og (3-2)]

$$(4-2) \quad \ln p_k^{CT} = \sum_{l \neq k} \sum_{j \neq l} w_{kl} s_{jl} \ln p_j^E + \ln \lambda_k \quad k = 1, \dots, 15$$

$$(4-3) \quad \ln \lambda_k = \sum_{l \neq k} \sum_{j \neq l} w_{kl} (s_{jl} - \delta_{jk}) \ln t_{jl} \quad k = 1, \dots, 15$$

og δ_{jk} er Kronecker delta.

(4-1) definerer eksportprisen (p_k^E) for et land som en funksjon av en indikator for kostnadsnivået i landet (v_k) og en konkurranseprisindeks (p_k^{CT}). u_k er et stokastisk restledd med egenskaper som vi skal presisere nedenfor.

Konkurranseprisindeksen er definert ved identitetene (4-2) og (4-3). Vektene som er brukt i 1. ledd av (4-2) gir uttrykk for den relative betydning hvert av de andre landene har som konkurrenter for eksporten fra det landet vi betrakter. Vektene (w_{kj}) er

$$(4-4) \quad w_{kj} = \sum_{l \neq k} w_{kl} s_{jl} \quad \text{for } k \neq j.$$

w_{kl} er land k 's eksport til land l som andel av total eksport for land k og s_{jl} er land j 's eksport til land l som andel av land l 's totale import. For eksempel er vekten som tilordnes den danske eksportprisen i likningen for konkurranseprisindeksen til svensk eksport bestemt av Danmarks markedsandel i de landene som Sverige har stor eksport til. (For en drøfting av dobbeltveide konkurranseprisindekser, se Adams et al (1969) og Robinson et al (1979).) Vektene w_{kl} ($k \neq l$) er beregnet utfra en eksport Handelsmatrise for de 15 landene i 1970, og de er tabulert i vedlegg C, tabell C.1.

Korreksjonen i annet ledd i (4-2), som tar vare på den relative endringen i tollsatsene for de forskjellige lands eksport ($\ln \lambda_k$) er definert i (4-3). t_{jl} er tollsatsen på eksport av bearbeidde industrivarer fra land j til land l (pluss en): Vektene $w_{kl}(s_{jl} - \delta_{jk})$ summerer seg til 0 fordi

$$\sum_{j \neq l} (s_{jl} - \delta_{jk}) = 0.$$

(4-3) kan omskrives til

$$(4-5) \quad \ln \lambda_k = \sum_{l \neq k} w_{kl} \sum_{j \neq l} s_{jl} \frac{\ln t_{jl}}{\ln t_{kl}}.$$

Av (4-5) går det fram at $\ln \lambda_k$ blir lik 0 hvis alle tollsatser er like og $\ln \lambda_k$ blir tilnærmet lik 0 dersom land k møter en tollsats (t_{kl}) i land l som er lik gjennomsnittet av de tollsatser (t_{jl} , $j \neq k$) andre eksportland står overfor i land l (for alle l).

1) Se f.eks. forspalten i tabell 1 nedenfor.

Likningene (4-1), (4-2) og (4-3) definerer et simultant likningssystem i eksportprisene for de 15 landene, idet p_j^E ($j \neq k$) opptrer på høyre side via (4-2) i likning (4-1) for p_k^E . Med et observasjonsmateriale som omfatter 15 år (1963 - 1977) har vi bare hatt begrensede muligheter til å ta hensyn til simultaniteten i likningssystemet. Som vårt hovedalternativ ved estimeringen har vi valgt å estimere hver enkelt relasjon separat ved å erstatte de endogene variable (p_j^E , $j \neq k$) med instrumentvariable. For hvert land (k) har vi i første trinn beregnet regresjoner av eksportprisene i andre land ($j \neq k$) med hensyn på kostnadsindeksene i land k 's fem viktigste konkurrentland. Utvelgelsen av disse konkurrentland er foretatt utfra størrelsen på konkurransevektene ω_{kj} (se vedlegg C, tabell C.1.). De beregnede verdiene for andre lands eksportpriser ($j \neq k$) er så nyttet til å danne en instrumentvariabel for konkurranseprisindeksen til land k (\tilde{p}_k^{CT}). I annet trinn har vi estimert koeffisientene i (4-1) innsatt \tilde{p}_k^{CT} . Direkte minste kvadraters metode anvendt på denne relasjonen ga verdier på Durbin-Watson observatoren som meget sterkt indikerte autoregressive restledd. Vi har derfor estimert (4-1) under følgende forutsetninger om det stokastiske restleddet u_{kt} :

$$(4-6) \quad \begin{cases} u_{kt} = \rho_k u_{k,t-1} + \varepsilon_{kt} \\ E(\varepsilon_{kt}) = 0 \\ \text{var}(\varepsilon_{kt} \varepsilon_{kt*}) = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2 & t=t* \\ 0 & t \neq t* \end{cases} \end{cases}$$

Estimeringen av relasjon (4-1) har vi utført ved hjelp av en iterativ Cochrane-Orcutt metode (se Hooke og Jeeves (1959) og TROLL Reference Manual (1973)). Resultatene fra estimeringen er gitt i tabell 1.

Som vist i seksjon 3 er parametrene a_{0k} , a_{1k} , a_{2k} ($k = 1, \dots, 15$) ikke identiske med noen av strukturparametrene i verdenshandelsmodellen. (Se også seksjon 5.) Under visse forutsetninger er imidlertid ($\eta_k^E / \tilde{\sigma}$) og ($\eta_k^V / \tilde{\sigma}$)¹⁾ identifiserbare som funksjoner av parametrene i (4-1). A priori skulle en vente at $\eta_k^E \geq 0$ og $\eta_k^V < 0$ for alle land, noe som innebærer at både a_{1k} og a_{2k} blir positive. Vi skal kort kommentere resultatene i tabell 1 mot denne bakgrunnen.

Vi finner at 6 land har en positiv koeffisient signifikant forskjellig fra 0 for kostnadsindeksen (Canada, USA, Japan, Vest-Tyskland, Frankrike og Storbritannia), mens alle land unntatt Japan, Østerrike og Sveits har en signifikant positiv koeffisient for konkurranseprisindeksen. Norge skiller seg ut med en signifikant negativ koeffisient for kostnadsindeksen, mens Østerrike og Sveits har ingen signifikante koeffisienter. (Autokorrelasjonskoeffisienten for Sveits er dessuten svært nær 1.) Med utgangspunkt i regresjonsberegningene i tabell 1 har vi dessuten testet forutsetningen om homogenitet i tilbudslikningene mellom variable enhetskostnader og eksportprisen.²⁾ Testene gå forkastning (med signifikansnivå lik 0,05) av denne restriksjonen for 6 land: USA, Japan, Storbritannia, Norge, Sverige og Finland.

Ved estimeringen av (4-1)-(4-3) gitt (4-6) ved hjelp av instrumentvariable har vi a priori ikke lagt noen restriksjoner på strukturen til den varians-kovariansmatrisen som kan defineres for de stokastiske restleddene u_1, \dots, u_{15} :

$$(4-7) \quad \Omega = \text{covar}(u'u), \quad u' = (u_1, \dots, u_{15})$$

1) η_k^E er elastisiteten av eksporttilbudsfunksjonen for land k med hensyn på landets egen eksportpris, η_k^V er den tilsvarende elastisiteten m.h.p. kostnadsindeksen for land k og $\tilde{\sigma}$ er den felles substitusjonselastisiteten i etterspørselen etter import av bearbeidde industrivarer til et land fra alle andre land. 2) For hvert land testet vi restriksjonen $\eta_k^V = -\eta_k^E$ ved hjelp av en t-test.

Tabell 1. Regresjonsresultater¹⁾ for eksportlikningene

$$(4-1) \ln p_k^E = a_{0k} + a_{1k} \ln v_k + a_{2k} \ln p_k^{CT} + u_k, \quad u_{kt} = \rho_k u_{k,t-1} + \varepsilon_{kt}, \quad \forall k.$$

Land	Konstant	Kostnads- indeks	Konkurrans- prisindeks	ρ_k	R^2	SER	DW	Regressorer i første trinn ¹⁾
1 Canada	0.009 (0.113)	0.802 (0.089)	0.275 (0.099)	0.099	0.996	0.017	1.81	$v_3 v_6 v_7 v_8 v_9$
2 USA	-0.965 (0.366)	0.954 (0.153)	0.481 (0.176)	0.693	0.968	0.025	1.28	$v_4 v_6 v_7 v_8 v_9$
3 Japan	1.299 (0.560)	0.619 (0.242)	0.115 (0.452)	0.120	0.976	0.048	1.80	$v_1 v_2 v_6 v_8 v_9$
4 Belgia- Luxembourg	-0.329 (0.284)	-0.271 (0.281)	1.554 (0.381)	0.397	0.982	0.032	1.67	$v_2 v_6 v_7 v_8 v_9$
5 Nederland .	-0.717 (0.638)	-0.589 (0.397)	1.932 (0.579)	0.485	0.967	0.037	1.96	$v_2 v_4 v_6 v_7 v_8$
6 Vest-Tysk- land	0.144 (0.220)	0.372 (0.069)	0.881 (0.141)	0.888	0.983	0.016	1.64	$v_2 v_3 v_4 v_7 v_8$
7 Frankrike .	-0.172 (0.085)	0.547 (0.087)	0.564 (0.094)	0.075	0.997	0.017	1.91	$v_2 v_4 v_5 v_6 v_8$
8 Italia	0.513 (0.313)	0.208 (0.104)	0.780 (0.148)	0.944	0.950	0.022	0.85	$v_2 v_4 v_5 v_6 v_7$
9 Storbri- tannia	0.364 (0.077)	0.367 (0.087)	0.611 (0.086)	-0.281	0.997	0.020	1.56	$v_1 v_2 v_3 v_6 v_7$
10 Norge	-3.009 (0.726)	-1.113 (0.321)	2.836 (0.486)	0.193	0.989	0.035	1.92	$v_2 v_6 v_7 v_9 v_{11}$
11 Sverige ...	-0.791 (0.128)	0.269 (0.114)	1.002 (0.148)	0.280	0.996	0.020	1.59	$v_2 v_6 v_7 v_8 v_9$
12 Danmark ...	-0.263 (0.275)	-0.006 (0.294)	1.122 (0.324)	0.835	0.968	0.024	1.19	$v_2 v_6 v_7 v_8 v_9$
13 Finland ...	-1.391 (0.247)	0.270 (0.173)	1.056 (0.205)	0.233	0.984	0.048	1.80	$v_2 v_6 v_7 v_8 v_9$
14 Østerrike .	0.388 (0.656)	0.366 (0.362)	0.582 (0.495)	0.817	0.912	0.042	1.44	$v_2 v_4 v_6 v_7 v_8$
15 Sveits	-0.204 (1.146)	0.314 (0.104)	0.759 (0.146)	0.999	0.978	0.016	2.12	$v_2 v_4 v_6 v_7 v_8$

1) Estimeringsmetode i to trinn, der vi for hver likning (k) i første trinn regresserer p_j^E ($j \neq k$) med hensyn på kostnadene i land k's viktigste konkurrent-land (se høyre kolonne). De beregnede verdiene \tilde{p}_j^E ($j \neq k$) nyttes til å danne instrumentverdier for p_k^{CT} i 2. trinn, der vi har estimert koeffisientene i (4-1) iterativt ved hjelp av en Cochrane-Orcutt teknikk (Hooke og Jeeves (1959)). Standardavvik for 2. trinn er angitt i parentes, R^2 = multipel korrelasjonskoeffisient, SER = standard error of regression, DW = Durbin-Watson observatoren. Observasjonsperiode: 1963 - 1977 (årsdata).

Vi har imidlertid også eksperimentert med metoder for å kunne estimere systemet (4-1)-(4-3) simultant. Vi har delt inn landene i 2 grupper, "store" land (I_1) og "små" land (I_2). De land som gjennomgående har størst vektor (w_{kz}) ved konstruksjon av konkurranseprisindeksene for andre land, har vi plukket ut som store land. (Se vedlegg C, tabell C.1.) Dette gjelder USA, Japan, Belgia-Luxemburg, Nederland, Vest-Tyskland, Frankrike, Italia, Storbritannia. Vi estimerer så eksportprislikningene for de store landene som om

$$(4-8) \quad \text{covar}(u_i, u_j) = 0 \text{ for } i \in I_1 = \{2,3,4,5,6,7,8,9\} \text{ og } j \in I_2 = \{1,10,11,12,13,14,15\}$$

det vil si at Ω kan skrives som en blokk-diagonal matrise. Om stokastiske restleddene u_i ($i \in I_1$) har vi dessuten antatt at

$$(4-9) \quad \begin{aligned} & \text{i) } E(u^*) = \text{konstant}, \quad u^{*'} = (u_2, u_3, u_4, u_5, u_6, u_7, u_8, u_9) \\ & \text{ii) } E(u^{*'}u^*) = \Omega^*, \\ & \text{iii) } E(u_{it} u_{jt}^*) = 0 \quad i, j \in I_1 \quad t \neq t^* \\ & \text{iv) } u^* \sim N(0, \Omega^*) \end{aligned}$$

Under disse forutsetningene kan vi estimere (4-1)-(4-3) simultant for de store landene ($k \in I_1$) ved å maksimere den simultane sannsynlighetstetthetsfunksjonen som følger av (4-9)iv). (Estimeringsmetoden er heretter kalt FIML.) Siden (4-8) må anses som en tilnærming har vi erstattet p_j^E ($j \in I_2$) for de små landene med instrumentvariable for eksportprisene i de små landene. Disse er dannet ved å regresere p_j^E ($j \in I_2$) med hensyn på kostnadsindeksene i de store landene. Resultatene fra FIML-estimeringen er gitt i tabell 2¹⁾. I tabellen har vi gitt anslag på de asymptotiske standardavvik for estimatorene og disse er på grunn av den beskjedne sampelstørrelsen trolig klart underestimert. Durbin-Watson observatoren for hver enkelt eksportprislikning indikerer også her en sterk grad av autokorrelasjon i restleddene. Vi har gjort gjentatte forsøk på å estimere eksportprismodellen for de store landene når vi antar at restleddene følger et autoregressivt skjema av typen (4-6)²⁾ - uten at det lyktes å oppnå konvergens ved maksimeringen av den tilhørende sannsynlighetstetthetsfunksjonen.

I det videre arbeid vil vi derfor basere oss på resultatene som er gjengitt i tabell 1³⁾.

1) Estimeringen er foretatt ved hjelp av programpakken TROLL. For dokumentasjon, se TROLL Experimental Programs (1976) og Belsley (1974). 2) Forutsetningene (4-9) blir i dette tilfellet antatt å gjelde for ε_{kt} ($k \in I_1$). 3) De estimatene vi har gjengitt i tabell 1 viser - med enkelte unntak - en rimelig grad av overensstemmelse med de anslag som er gjort for eksportprisrelasjonene i Samuelson (1973). Eksportprisrelasjonene er der på samme form som (4-1), men de er avledet utfra andre modellforutsetninger.

Tabell 2. Sannsynlighetsmaksimeringsestimatorer¹⁾ for koeffisientene i eksportprislikningene
 (4-1) $\ln p_k^E = a_{0k} + a_{1k} \ln v_k + a_{2k} \ln p_k^{CT} + u_k$, $k \in I_1 = \{2,3,4,5,6,7,8,9\}$, $u^* \sim \text{NID}(0, \Omega^*)$.

Land	Konstant	Kostnads- indeks	Konkurranse- prisindeks	R ²	SER	DW
2 USA	-1.889 (0.190)	1.555 (0.068)	-0.232 (0.089)	0.967	0.034	0.54
3 Japan	0.589 (0.243)	0.307 (0.078)	0.706 (0.154)	0.981	0.026	1.54
4 Belgia-Lux.	-0.463 (0.120)	-0.492 (0.106)	1.843 (0.144)	0.993	0.010	1.04
5 Nederland	0.024 (0.180)	-0.083 (0.094)	1.198 (0.142)	0.989	0.015	0.88
6 Vest-Tyskland	0.264 (0.049)	0.379 (0.008)	0.829 (0.021)	0.996	0.006	0.30
7 Frankrike	-0.049 (0.052)	0.193 (0.035)	0.951 (0.039)	0.998	0.003	1.93
8 Italia	0.675 (0.119)	0.570 (0.015)	0.328 (0.034)	0.980	0.025	0.40
9 Storbritannia	0.166 (0.096)	0.685 (0.055)	0.308 (0.056)	0.991	0.009	1.15

1) Simultan estimering av eksportprislikningene for store land. Forut for dette har vi regressert p_j^E ($j \in I_2 = \{1,10,11,12,13,14,15\}$), det vil si eksportprisene i små land, med hensyn på kostnadene i de 8 store landene. De beregnede verdiene \hat{p}_j^E inngår som eksogene variable i definisjonslikningene for p_k^{CT} ($k \in I_1$). I tabellen er asymptotiske standardavvik angitt i parentes. Følgende observatorer gjelder den enkelte relasjon: R^2 = multiplere korrelasjonskoeffisient, SER = standard error of regression, DW = Durbin-Watson observatoren. Observasjonsperiode: 1963 - 1977 (årsdata).

4.2. Importvolummodellen

I seksjon 3 utledet vi følgende importvolumlikning for hvert land (se (2-10)), som vi skal skrive på formen

$$(4-10) \ln B_z = d_{0z} + d_{1z} \ln R_z + d_{2z} (\ln p_z^A - \ln p_z^B) + u_z, \quad z = 1, \dots, 15.$$

B_z er importvolum av bearbeidde industrivarer i land z og R_z er bruttonasjonalproduktet i land z . p_z^A og p_z^B er henholdsvis en prisindeks for hjemmeproduserte bearbeidde varer og en prisindeks for importerte bearbeidde varer (inklusive toll) til land z . u_z er et stokastisk restledd med egenskaper som vi skal presisere nedenfor.

Modellen i seksjon 3 er en statisk likevektsmodell, og vi har følgelig pr. definisjon sett bort fra dynamiske effekter. Estimeringsarbeid utført på tilsvarende importmodeller som (4-10) tyder derimot på at en modellutforming med laggede relative priser gir bedre forklaringskraft (Samuelson (1973), Deppler og Ripley (1978)).

Det kan være flere årsaker til at laggede relative priser gir bedre forklaring. En "uventet" kursendring 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. En "uventet" revaluering med en derpå følgende økt etterspørsel etter importvarer kan også forårsake en kø som blir avvirket senere, selv om vi da riktignok er utenfor den formelle strukturen i vår modell.

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. Lagget har vi begrenset til én periode (inneværende års og fjorårets priser som forklaringsvariable). Ved valget av et slik lag har vi implisitt forutsatt at årets priser forklarer 2/3 av priseffekten og fjorårets priser 1/3.

I likhet med eksportprismodellen indikerer foreløpige beregninger at restleddene u_{zt} er autokorrelerte. Vi har derfor estimert (4-10) ved å anta at det stokastiske restleddet oppfyller forutsetningene (4-6). Estimeringen er foretatt ved hjelp av en iterativ Cochrane-Orcutt metode (se Hooke and Jeeves (1959) og TROLL Reference Manual (1973)).

Beregningsresultatene er gjengitt i tabell 3.¹⁾ Koeffisienten i kolonnen for relative priser er den beregnede elastisiteten for importen med hensyn på årets priser. Den samlede priseffekten - summert over to år - blir følgelig $1\frac{1}{2}$ gang priselastisiteten i denne kolonnen.

Beregningene har gitt gjennomgående høye elastisiteter for importen med hensyn på bruttonasjonalproduktet. Særlig høy er denne elastisiteten blitt for Storbritannia (4,3) og for USA og Vest-Tyskland (3,6 for begge). For de øvrige landene ligger de beregnede elastisitetene mellom 1,5 og 2,7.

A priori skulle det være grunn til å vente importelastisiteter med hensyn på bruttonasjonalproduktet som er betydelig høyere enn 1. I den perioden vi har data for (1963 - 1977) fant det sted en betydelig 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 virkningene av en reduksjon av en nærmest prohibitiv tollsats kan trolig ha blitt underestimert ved den måten vi har beregnet tollincidenser på (Vedlegg B). Dessuten fant det sted en nedbygging av ikke-tariffære handelshindringer i løpet av 60-åra. 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 handelshindringer og utbygging av handelen. Som en ytterligere årsak til de høye etterspørselastisitetene bør også nevnes den forskyvningen som har funnet sted i sammensetningen i det private konsumet i retning av økende relativ andel for varige forbrugsgoder. Dette gjelder i alle fall for Norge, men trolig også for andre land. Varige forbrugsgoder er trolig blant de varene hvor den internasjonale spesialiseringen har utviklet seg lengst 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 synes 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 1,5.²⁾ I et arbeid utført i IMF (Depler og Ripley (1978)) finner vi også forholdsvis lave etterspørselastisiteter, men i deres modell har et trendledd og et ledd for den innenlandske kapasitetsutnyttningen 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 på importerte 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 - gir beregningene galt fortegn på priselastisiteten i forhold til det vi ville vente a priori.

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

2) I et seinere upublisert notat fra OECD er de beregnede etterspørselastisitetene betydelig høyere for flere land. Disse resultatene er beregnet på grunnlag av kvartalsdata.

Tabell 3. Regresjonsresultater¹⁾ for importvolumlikningene

$$(4-11) \ln B_{zt} = d_{0z} + d_{1z} \ln R_{zt} + d_{2z} (\ln p_{zt}^A - \ln p_{zt}^B + \frac{1}{2} \ln p_{z,t-1}^A - \frac{1}{2} \ln p_{z,t-1}^B) + u_{zt}$$

$$\text{der (4-6) } u_{zt} = \rho_z u_{z,t-1} + \varepsilon_{zt}.$$

Land	Konstant- ledd	Brutto- nasjonal- produkt	Relativ pris ²⁾	ρ_z	R ²	SER	DW
Canada	1.146 (0.824)	1.848 (0.178)	0.532 (0.351)	0.733	0.951	0.044	1.94
USA	-14.674 (1.842)	3.602 (0.273)	1.027 (0.370)	0.633	0.946	0.060	2.11
Japan	11.938 (4.003)	1.504 (0.105)	1.285 (0.408)	-0.133	0.976	0.110	1.70
Belgia-Lux.	3.621 (3.286)	2.246 (0.100)	0.353 (0.513)	0.035	0.991	0.041	1.86
Nederland	2.209 (0.576)	1.756 (0.058)	-0.363 (0.213)	-0.200	0.995	0.030	2.05
Vest-Tyskland	-9.752 (1.858)	3.602 (0.258)	-0.293 (0.268)	0.160	0.993	0.042	1.84
Frankrike	-1.970 (0.755)	2.632 (0.111)	0.710 (0.340)	0.206	0.985	0.057	1.96
Italia	4.835 (2.461)	2.574 (0.084)	0.795 (0.253)	-0.452	0.989	0.071	1.29
Storbritannia	-11.363 (0.368)	4.274 (0.061)	0.013 (0.077)	-0.566	0.999	0.020	2.61
Norge	1.997 (2.504)	1.888 (0.186)	0.103 (0.669)	0.396	0.975	0.044	1.67
Sverige	0.424 (3.459)	2.627 (0.485)	0.447 (0.742)	0.758	0.940	0.040	1.49
Danmark	3.385 (0.760)	1.824 (0.101)	0.146 (0.177)	-0.335	0.986	0.044	2.26
Finland	3.981 (3.843)	1.470 (0.191)	0.003 (0.380)	0.439	0.845	0.085	1.14
Østerrike	7.012 (2.905)	1.713 (0.251)	0.754 (0.455)	0.394	0.982	0.042	1.67
Sveits	2.252 (1.024)	2.151 (0.221)	0.178 (0.218)	0.270	0.941	0.058	1.45

1) Beregningene er basert på årsdata for perioden 1963 - 1977. I tabellen er standardavvik angitt i parentes, R² = multipel korrelasjonskoeffisient, SER = standard error of regression, DW = Durbin-Watson observatoren. 2) Tabellen gir den beregnede verdi for d_{2z} (med standardavvik). Den samlede effekten av en endring i relativ pris på én prosent blir følgelig 1½ gang verdien av d_{2z}.

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 varettyper 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 av varetypene ikke ha innenlandsk produksjon som kan erstatte importen. For bearbejdede 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 de beregnede priselastisitetene for Storbritannia og Vest-Tyskland.

Størst priselastisitet har vi fått for USA og Japan, 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 2 år. For Frankrike og Italia er den tilsvarende effekten beregnet til 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.

Det kan også være av interesse å undersøke hvorvidt "lagget" bruttonasjonalprodukt har forklaringskraft. Det vil si om importen på et gitt tidspunkt kan forklares ved størrelsen på bruttonasjonalproduktet på tidligere tidspunkt. Slike tregheter i importetterspørselen kan ha rent praktiske årsaker. I mange tilfeller kan det gå lang tid fra en vare bestilles til ordren er effektivert og den bestilte varen registreres som import. Fra et mer teoretisk synspunkt kan den samme modellformuleringen ta vare på, og tolkes som uttrykk for, at elastisiteten av importen med hensyn på bruttonasjonalproduktet varierer med veksttakten i bruttonasjonalproduktet.

På bakgrunn av dette har vi også eksperimentert med estimering av importrelasjoner, der bruttonasjonalproduktet inngår med et lag. Vi har forsøkt to ulike spesifikasjoner av dette lagget;

- et polynomisk fordelt lag av 1. grad med fjern restriksjon, der vi har en periodes lag
- en spesifikasjon med en periodes lag uten restriksjoner på koeffisientene.

Alt i alt synes det ikke som disse eksperimentene gir importvolummodellen økt forklaringskraft. Vurdert ut fra verdien på den multiple korrelasjonskoeffisienten fant vi for de aller fleste landene at vårt hovedalternativ (tabell 3) gir bedre føyning enn spesifikasjonen med et polynomisk fordelt lag. Når det gjelder spesifikasjonen med lagget bruttonasjonalprodukt uten restriksjon var det bare for Sveits og Frankrike at vi fant en signifikant koeffisient (med en tosidig t-test med nivå 0,05) for bruttonasjonalproduktet fra året før. I alle de tre tilfellene var koeffisientene negative. Dette indikerer - isolert sett - at importvolumet øker med veksttakten i bruttonasjonalproduktet. For Østerrike gav denne modellformuleringen en koeffisient for de relative prisene som var signifikant positiv (ved en ensidig t-test med nivå 0.05), i motsetning til hva vi kan avlede av tabell 3. For Frankrike derimot fant vi at koeffisienten for de relative priser var ikke-signifikant forskjellig fra 0 ved det nye modellalternativet, mens denne koeffisienten er signifikant positiv i tabell 3.

5. EN ENKEL EKSPORTMODELL FOR NORGE

I avsnitt 4A estimerte vi prismodellen som forklarer hvert lands eksportprisindeks på bakgrunn av utviklingen i kostnadene og i avsnitt 4B tallfestet vi etterspørselen etter import i Norges avtargerland. Det gjenstår således å estimere den norske eksportrelasjonen [se (3-7) og (3-8)] og samtidig identifisere den manglende strukturparameteren $\tilde{\sigma}$.

1) Dersom vi igjen sammenlikner med det upubliserte OECD-notatet (se note 2, side 19), finner vi der en signifikant priselastisitet for USA av samme størrelsesorden som vår. Elastisiteten for Japan var imidlertid ikke signifikant forskjellig fra null.

Vi har gjort en rekke forsøk på å estimere undermodellen for norsk eksport av bearbeidde industrivarer utfra spesifikasjonen (3-7) og (3-8). Forsøkene på å estimere ulike varianter av dette systemet ledet til urimelige resultater for elastisitetene i tilbudsrelasjonen (3-8).

Vi har derfor valgt å gjengi de resultatene som framkom etter at vi erstattet tilbudsrelasjonen (3-8) med en enkel prislikning. Simultan estimering ved hjelp av sannsynlighetsmaksimeringsmetoden gir oss da ¹⁾

$$(5-1) \quad \ln x_N^E = -1.95 + .77 (\omega_{NN} \ln p_N^E + \ln p_N^{CT}) + .93 B_N^E \quad \rho = .56 \quad DW = 1.26 \quad SER = .055$$

(1.21) (.27) (.04)

$$(5-2) \quad \ln p_N^E = -2.44 + 1.02 \ln v_N \quad \rho = .96 \quad DW = 1.58 \quad SER = .059$$

(1.90) (.18)

Etterspørselslikningen (5-1) gir oss et estimat for substitusjonselastisiteten $\tilde{\sigma} = .77$. Dette er en kortsiktig elastisitet og kan derfor virke rimelig. Men det er god grunn til å tro at også laggede priser vil være signifikante og at de derfor burde vært tatt med. Veien fra de enkelte lands kostnader, som er brukt som instrumenter i bestemmelsen av $\ln p_N^{CT}$, til norsk eksport er lang, slik at en kan forvente at det er en betydelig treghet i tilpasningen.

Tilbudsrelasjonen er blitt redusert til den enkle prislikningen (5-2) som ikke gjør så mye annet enn å korrigere for simultaniteten i p_N^E og x_N^E . Det kan likevel være av interesse å sammenlikne den med relasjonen for Norge i tabell 1, der en har med konkurranseprisindeksen i tillegg til kostnadene, og der koeffisienten foran v_N er signifikant negativ.

Alle strukturparameterne er nå identifiserbare og vi kan beregne estimater for tilbudselastisitetene η_k^E og η_k^V . Tabell 1 presenterer estimatene for koeffisientene til $\ln v_k$ og $\ln p_k^{CT}$ [se (4-1)]. Sammenlikner vi denne relasjon med (3-6) ser vi at:

$$a_{1k} = - \frac{\eta_k^V}{\eta_k^E - \tilde{\sigma} \omega_{kk}} \quad a_{2k} = \frac{\tilde{\sigma}}{\eta_k^E - \tilde{\sigma} \omega_{kk}}$$

Løses dette med hensyn på tilbudselastisitetene får vi:

$$\eta_k^V = \tilde{\sigma} \frac{a_{1k}}{a_{2k}} \quad \eta_k^E = \tilde{\sigma} \left(\frac{1}{a_{2k}} + \omega_{kk} \right)$$

Disse estimatene er gjengitt i tabell 4, side 23 med $\tilde{\sigma} = .77$. Disse estimatene bør tolkes med varsomhet i lys av de dristige modellforutsetningene vi har gjort. A priori forventer vi at $\eta_k^V < 0$ og $\eta_k^E > 0$, og dette er oppfylt for de fleste av landene. (Et prominent unntak er Norge.) Vi finner svært store tilbudselastisiteter (i tallverdi) for de tre landene Canada, USA og Japan. For de øvrige land finner vi tilbudselastisiteter som er lavere i tallverdi enn det en vanligvis går ut i fra.²⁾ Med et høyere anslag på σ ville selvsagt tallverdien på samtlige tilbudselastisiteter bli proporsjonalt forstørret.

1) De stokastiske restleddene i (5-1) og (5-2) er forutsatt å være autokorrellert av 1. orden. Koeffisientene i (5-1) og (5-2) er estimert under forutsetning av at restleddene oppfyller (4-6) og er identisk normalfordelte. 2) Dette kan indikere at vår forutsetning om lik substitusjonselastisitet σ_z på alle markeder ikke er en realistisk antagelse.

Tabell 4. Elastisiteten av eksporttilbudsfunksjonen for hvert land med hensyn på landets egen eksportpris (η_k^E) og landets kostnadsindeks (η_k^V).¹⁾

Land	η_k^E	η_k^V
1. Canada	2,252	-2,246
2. USA	1,179	-1,527
3. Japan	6,082	-4,145
4. Belgia-Luxembourg	-0,169	0,134
5. Nederland	-0,299	0,235
6. Vest-Tyskland	0,347	-0,325
7. Frankrike	0,704	-0,747
8. Italia	0,301	-0,205
9. Storbritannia	0,561	-0,463
10. Norge	-0,474	0,302
11. Sverige	0,078	-0,207
12. Danmark	-0,050	0,004
13. Finland	-0,018	-0,197
14. Østerrike	0,575	-0,484
15. Sveits	0,269	-0,316

1) Elastisitetene er beregnet utfra likningene (4-1) og (5-1) under forutsetning av lik substitusjonselastisitet i etterspørselen etter import av bearbejdede industrivarer til et land fra alle andre land.

Til slutt vil vi skissere hvordan modellen kan brukes til å lage prognoser for norsk eksport. Prismodellen (3-6) gir oss et simultant system i de endogene eksportprisene som kan skrives:

$$(5-3) \quad \eta_k^E \ln p_k^E - \tilde{\sigma} \sum_j \omega_{kj} \ln p_j^E = \tilde{\sigma} \ln \lambda_k - \eta_k^V \ln v_k$$

Definerer vi matrisen $D = [\omega_{kj}]$ kan dette skrives kompakt på formen:

$$(5-4) \quad (\hat{\eta}^E - \tilde{\sigma}D) \ln p^E = \tilde{\sigma} \ln \lambda - \hat{\eta}^V \ln v,$$

der $\ln p^E$, $\ln \lambda$ og $\ln v$ er vektorer og $\hat{\eta}^E$ og $\hat{\eta}^V$ er diagonalmatriser.²⁾ Vi kan nå løse (5-4) med hensyn på de endogene eksportprisene:

$$(5-5) \quad \ln p^E = (\hat{\eta}^E - \tilde{\sigma}D)^{-1} (\tilde{\sigma} \ln \lambda - \hat{\eta}^V \ln v)$$

og får et sett av likninger som for en gitt utvikling i kostnadene og i tollsatsene gir oss prognoser for utviklingen i landenes eksportpriser. Utviklingen i den norske konkurranseprisindeksen $\ln p_N^{CT}$ får vi så ved å sette (5-5) inn i (3-5). Lar vi d_N^O være radvektoren bestående av den N'te rad i D, (bortsett

2) Med dimensjoner henholdsvis L og (LxL).

fra d_{NN}^0 som settes lik 0) kan dette skrives:

$$(5-6) \quad \ln p_N^{CT} = d_N^0 (\hat{n}^E - \tilde{\sigma}D)^{-1} (\tilde{\sigma} \ln \lambda - \hat{n}^V \ln v) + \ln \lambda_N$$

På tilsvarende måte kan vi ved hjelp av prognoser for veksten i nasjonalproduktet R_z og for endringer i hjemmeprisen p_z^A , samt ved å anvende eksportprisene beregnet i (5-5) lage prognoser for de enkelte lands import ved hjelp av (2-12). Prognosen for den norske eksportprisen kan en hente fra (5-5) eller fra (5-2). Det er også mulig at en vil foretrekke å beregne denne i andre modeller. Med prognoser for alle de endogene størrelsene p_N^E , p_N^{CT} , og B_z , $z \neq N$, som inngår på høyre side i eksportlikningen (3-7), så er vi nå istand til å lage en prognose for utviklingen i x_N^E , den norske eksporten av bearbeidede industrivarer.

SYMBOLLISTE, DEFINISJONER OG DATAKILDER

Datamaterialet består av årsdata for perioden 1963 - 1977 og omfatter 15 land: Canada, USA, Japan, Belgia-Luxembourg, Nederland, Vest-Tyskland, Frankrike, Italia, Storbritannia, Norge, Sverige, Danmark, Finland, Østerrike og Sveits. Handelen mellom disse 15 landene og resten av verden har vi sett bort fra.

Nedenfor har vi gitt en liste over de variable som inngår i denne analysen. Disse er inndelt i tre grupper: i) Variable som vi har observert (med kildeangivelse), ii) avledede størrelser (det vil si variable som er definert ved hjelp av størrelser under punkt i)) og iii) variable som kun er trukket i den teoretiske drøftingen av modellen.

i) Observerte variable

- p_k^E - Enhetsverdiindeks for land k's eksport av varegruppen SITC 5-9¹⁾. Målt f.o.b. i US-dollar, indeks 1970 = 100. Kilde: Balance of Payments Division, OECD. (Tallene for Finland omfatter SITC 5-8 med kildene: United Nations, Monthly Bulletin of Statistics (1970 - 1977) og OECD Main Economic Indicators (1963 - 1970).)
- v_k - Indeks for lønnskostnader pr. produsert enhet i industrien (unit labour costs). Omregnet til US-dollar, indeks 1970 = 100. Kilde: Tall i nasjonal valuta er fra Balance of Payments Division, OECD. Valutakursene er omtalt nedenfor.
- θ_k - Prisen på US-dollar (numeraire-valuta), målt i land k's nasjonale valuta. Kilde: International Financial Statistics, IMF.
- B_z - Land z's import av bearbejdede varer, SITC 5-8 eksklusiv 68 og 735, målt i US-dollar ved faste 1970-priser. Kilde: Konjunkturinstitutet, Stockholm på grunnlag av Statistics of Foreign Trade, Serie A og C, OECD. Tall for Sverige er beregnet av forfatterne utfra samme kilder.
- R_z - Bruttonasjonalproduktet i land z, målt i US-dollar ved faste 1970-priser²⁾. Kilde: Annual National Income Accounts, OECD. Tall for 1977 er beregnet utfra vekstrater publisert i OECD Economic Outlook nr. 24.
- p_z^A - Prisindeks for industriproduksjonen i land z. 1970 = 100 målt i nasjonal valuta. Omregnet til US-dollar. Kilde: Balance of Payments Division, OECD.
- x_N^E - Norsk eksport av bearbejdede varer, SITC 5-8, eksklusiv 68 og 735, omregnet i US-dollar ved faste 1970-priser. Kilde: Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
- p_N^E - Enhetsverdiindeks for Norges eksport av bearbejdede varer, SITC 5-8 eksklusiv 68 og 735. Målt i norske kroner, omregnet i US-dollar, indeks 1970 = 100. Kilde: Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
- w_{kz} - Land k's eksport til land z som andel av total eksport fra land k fra de landene analysen omfatter. Beregnet utfra en (eksport-) handelsmatrise for de 15 landene i 1970. Kilde: Statistics of Foreign Trade 1970, Serie C, OECD.
- s_{kz} - Land k's eksport til land z som andel av land z's totale import fra de landene analysen omfatter. Beregnet utfra en (eksport-) handelsmatrise for de 15 landene i 1970. Kilde: Statistics of Foreign Trade 1970, Serie C, OECD.
- t_{kz}^* - En beregnet tollindeks (gjennomsnittlig tollsats) på land z's import av bearbejdede varer eksportert fra land k. Beregnet av forfatterne etter en metode som er nærmere beskrevet i Vedlegg B.

1) Standard International Trade Classification. Vi har fulgt SITC Rev. 1, se United Nations (1961).
2) Tallene for Norge er i US-dollar ved faste 1975-priser. (Dette har bare betydning for konstantleddet i likningen for norsk importvolum i tabell 3.)

ii) Variable definert ved hjelp av observerte størrelser

\hat{p}_k^E - p_k^E målt i nasjonal valuta, det vil si $\hat{p}_k^E = p_k^E \cdot \theta_k$

\hat{v}_k - v_k målt i nasjonal valuta, det vil si $\hat{v}_k = v_j \cdot \theta_k$

t_{kZ} - En enkel transformasjon av t_{kZ}^* , definert ved $t_{kZ} = 1 + t_{kZ}^*$

ω_{kj} - Vektene i konkurranseprisindeksene for land k

$$\omega_{kj} = \sum_{l \neq k} w_{kZ}(s_{jZ} - \delta_{jk}), \quad \delta_{jk} = \begin{cases} 1 & j=k \\ 0 & j \neq k \end{cases}$$

λ_k - Relative tollsatser rettet mot andre lands eksport i forhold til tollsatser rettet mot land k's eksport

$$\ln \lambda_k = \sum_{l \neq k} \sum_{j \neq l} w_{kZ}(s_{jZ} - \delta_{jk}) \ln t_{jZ}, \quad \delta_{jk} = \begin{cases} 1 & j=k \\ 0 & j \neq k \end{cases}$$

p_k^{CT} - Konkurranseprisindeks for land k med korreksjon for relative tollsatser rettet mot land k's eksport

$$\ln p_k^{CT} = \sum_{j \neq k} \omega_{kj} \ln p_j^E + \ln \lambda_k$$

p_N^{CT} - Identisk lik p_{10}^{CT}

B_N^E - Markedet for norsk eksport. Definert ved

$$\ln B_N^E = \sum_{j \neq N} w_{Nj} \ln B_j$$

τ_Z - En enkel transformasjon av gjennomsnittlig tollsats på import til land Z

$$\ln \tau_Z = \sum_{j \neq Z} s_{jZ} \ln t_{jZ}$$

τ_Z^* - Land Z's gjennomsnittlige tollsats på import av bearbeidde industrivarer

$$\tau_Z^* = \tau_Z - 1$$

p_Z^B - Enhetsverdiindeks for import til land Z (fra de 15 landene)

$$\ln p_Z^B = \sum_{j \neq Z} s_{jZ} \ln p_j^E + \tau_Z$$

iii) Ikke-observerte variable som inngår i den teoretiske analysen

K_k - Et mål for produksjonskapasiteten i land k

x_k^E - Totalt eksportvolum av bearbeidde varer for land k (k ≠ Norge)

x_{kZ}^E - Eksportvolum av bearbeidde varer fra land k til land Z

h_{kZ} - Er parameteren som angir forskjellen mellom c.i.f. (importprisene er c.i.f. + toll) f.o.b. (eksportpriser)

C_Z - Verdien av total import av bearbeidde varer til land Z. Definert ved kostnadsfunksjonen (C-11) i vedlegg C.

OM BEHANDLING AV TOLL

i) Innledning

Prisen på land Z 's import av bearbeidde varer eksportert fra land k er gitt ved (2-4):

$$(B-1) \quad p_{kZ}^B = t_{kZ} h_{kZ} p_k^E \quad k, Z = 1, \dots, L; t \neq k$$

der p_k^E er prisen på eksport av bearbeidde varer fra land k , t_{kZ} er gjennomsnittlig tollsats på land Z 's import av bearbeidde varer fra land k , og h_{kZ} er forskjellen mellom f.o.b.- og c.i.f.-prisene på denne varestrømmen. Som omtalt i avsnitt 2 har vi forutsatt at h_{kZ} er konstant i den perioden vi har data fra.

Tallfestingen av modellen krever tidsserier med tollsatter gruppert både etter eksporterende og importerende land for varegruppen bearbeidde varer (SITC 5-8, eksklusive 68 og 735). Slike tidsserier er ikke tidligere publisert for denne varegruppen, og vi har derfor selv foretatt beregninger av slike tollsatter for perioden 1960 - 1977.

Etableringen av frihandelsområdet EFTA og tollunionen EF har gitt seg utslag i en betydelig tolldiskriminering i denne perioden. I dette vedlegget vil vi omtale de generelle tollendringene som har skjedd i regi av EF, EFTA og GATT. Vi gir også en dokumentasjon av framgangsmåten for beregningen av de tollsattene vi har benyttet ved estimeringen av modellen.

I dette notatet vil en tollsats referere seg til en fastbestemt avgift på en bestemt vare, presist definert etter en varenomenklatur, og tollincidens vil være en beregnet gjennomsnittlig tollsats for en varegruppe hvor vektene er enkeltvarens andel i den aggregerte varen.

ii) Tollnedtrapping innenfor EF

EF-landene har gjennomført følgende nedtrapping av de interne tollsattene for industriprodukter:

Tabell B.1. Tollnedtrapping innen EF¹⁾

Tidspunkt	Nedtrapping i prosent av en indeks for basis-tollsattene ²⁾	Tollsatter etter nedtrapping i prosent av en indeks for basis-tollsattene ²⁾
1. januar 1959	10	90
1. juli 1960	10	80
1. januar 1961	10	70
1. januar 1962	10	60
1. juli 1962	10	50
1. juli 1963	10	40
1. januar 1965	10	30
1. januar 1966	10	20
1. juli 1967	5	15
1. juli 1968	15	0

1) K i l d e: Utenriksdepartementet (1967 - 1977). 2) Basistollsattene er de som gjaldt pr. 1. januar 1957.

1. juli 1968 skulle derfor all toll på handel av industrivarer mellom EF-landene være opphevet. Tollnedtrappingen ble dermed gjennomført 1½ år tidligere enn forutsatt i Roma-traktaten.

iii) EF-landenes etablering av en felles ytre tollmur

Roma-traktaten tok også sikte på å etablere en felles ytre tollmur rundt EF-landene. Felles-tariffen ble i prinsippet beregnet som et likeveiet gjennomsnitt av de tollsatsene som ble anvendt av de 4 tollområdene innenfor EF pr. 1. januar 1957 (Frankrike, Italia, Vest-Tyskland og Be-Ne-Lux-landene). Unntak ble gjort for de såkalte liste G-varene. I tillegg ble det bestemt at tollsatsene for visse råvarer (liste B) ikke måtte overstige 3 prosent, for visse halvfabrikata (liste C) 10 prosent og for visse ferdigvarer (liste D) 15 prosent.

Ved tilnærming til fellestariffen har EF-landene gjennomført følgende nedtrappingsplan (Utenriksdepartementet [1967 - 1977]):

1. januar 1961	-	30 prosent
1. juli 1963	-	30 prosent
1. juli 1967	-	40 prosent

(Tilnærmingen er beregnet som reduksjon i prosentpoeng av avstanden mellom nasjonal tollsats pr. 1. januar 1957 og fellestariffen.)

Roma-traktaten åpnet for muligheten av at de enkelte medlemslandene kunne søke EF-kommisjonen om midlertidige unntak fra tollnedtrappingen, dvs. å etablere en temporær ekstratoll. Markedsutvalgets rapporter (Utenriksdepartementet [1967 - 1977]) tyder på at denne adgangen til ekstratoll ikke har blitt benyttet av medlemslandene i EF i noen vesentlig grad.

iv) Tollnedtrappingene innenfor EFTA

Avtalen om opprettelse av EFTA (Stockholm-konvensjonen) ble undertegnet 4. januar 1960 av Norge, Danmark, Portugal, Storbritannia og Nord-Irland, Sveits, Sverige og Østerrike. Hovedinnholdet i avtalen var avvikling av toll på handel med industrivarer landene i mellom og opphevelse av andre handelshindringer. EFTA-landene tok derimot ikke sikte på å opprette en felles ytre tolltariff, slik EF-landene gjorde.

I Stockholmkonvensjonen (Artikkel 3, paragraf 2) ble det fastsatt en tidsplan for avviklingen av medlemslandenes tollsatter. Denne ble senere aksellerert, og tollnedtrappingen på de fleste industrivarene skjedde etter denne tidsplanen:

Tabell B.2. Tollnedtrapping innen EFTA.¹⁾

Tidspunkt	Nedtrapping i prosent av en indeks for basis-tollsatsene ²⁾	Tollsatter etter nedtrapping i prosent av en indeks for basis-tollsatsene ²⁾
1. juli 1960	20	80
1. juli 1961	10	70
1. mars 1962	10	60
31. oktober 1962	10	50
31. desember 1963	10	40
31. desember 1964	10	30
31. desember 1965	10	20
31. desember 1966	20	0

1) K i l d e: Stortingsmelding 33 (1966-67). 2) Basistollsatsene er her (med enkelte unntak) de som gjaldt pr. 1. januar 1960.

Vel et år etter undertegnelse av Stockholmkonvensjonen undertegnet EFTA-landene og Finland en avtale som tok sikte på å avvikle handelshindringer mellom EFTA og Finland. I denne avtalen (undertegnet i Helsinki 21. mars 1961) ble det bestemt en timeplan for avvikling av Finlands tollsatter

overfor EFTA-landene. Også denne nedtrappingsplanen ble senere aksellerert og nedtrappingen fulgte denne tidstabellen:

Tabell B.3. Avvikling av Finlands tollsats overfor EFTA-landene¹⁾

Tidspunkt	Nedtrapping i prosent av en indeks for basis-tollsatsene ²⁾	Tollsats etter nedtrapping i prosent av en indeks for basis-tollsatsene ²⁾
1. juli 1961	30	70
1. august 1962	10	60
30. april 1963	10	50
1. mai 1964	10	40
1. mars 1965	10	30
31. desember 1965	10	20
31. desember 1966	10	10
31. desember 1967	10	0

1) K i l d e: Tabellen er satt opp av forfatterne på grunnlag av opplysninger fra Handelsdepartementet.
2) Basistollsatsene er de som gjaldt pr. 1. juli 1961.

De øvrige EFTA-landenes tollavvikling overfor Finland fulgte den generelle tollavviklingen innen frihandelsområdet.

v) Kennedyrunden - sjette tollforhandlingsrunde innenfor GATT

Kennedyrunden hadde sin bakgrunn i den amerikanske fullmaktsloven "Trade Expansion Act" som ble vedtatt av Kongressen i oktober 1962. "Loven bemyndiget Presidenten blant annet til med forbehold om gjensidighet å redusere de amerikanske tollsatsene med inntil 50 prosent. Tollsats på 5 prosent eller mindre kunne elimineres." (Stortingsproposisjon 21 (1967-68), side 3.) Politisk sett var initiativet til Kennedyrunden USA's forsøk på å unngå å bli rammet av etableringen av tollfriheten innenfor EFTA og EF.

Den endelige avtalen ble undertegnet 30. juni 1967, dagen for tidsfristen på den amerikanske fullmaktsloven løp ut. Som hovedregel ble 50 prosent reduksjon av tollsatsene på industrivarer akseptert. Men de enkelte landene kom etterhvert med forholdsvis lange lister over varer som skulle unntas. De gjennomsnittlige tollreduksjoner ble derfor betydelig lavere; av størrelsesorden 35-40 prosent. I avtalen blir 2 ulike tidsplaner for gjennomføringen av tollnedtrappingen bestemt:

- "a) En deltaker som begynner avtrappingen 1. januar 1968 skal sette i kraft en femtedel av hele reduksjonen mot den endelige sats på denne dato og fire femtedeler av hele reduksjonen i fire like store avtrappinger den 1. januar 1969, 1970, 1971 og 1972.
- b) En deltaker som begynner avtrappingen 1. juli 1968 eller på en dato mellom 1. januar og 1. juli 1968, skal sette i kraft to femtedeler av hele reduksjonen mot den endelige sats på denne dato og tre femtedeler av hele reduksjonen i tre like store avtrappinger 1. januar 1970, 1971 og 1972." (Op.cit., side 22.)

I avtalen hadde de øvrige landene satt opp to alternativer for tollnedtrapping på kjemiske varer. Det mest vidtrekkende forutsatte en avvikling av det såkalte ASP-systemet³⁾, mens det minst vidtrekkende skulle tre ikraft hvis den amerikanske kongressen nektet å avvikle ASP-systemet. Seinere ble avvikling av ASP-systemet avvist av den amerikanske kongressen.

3) ASP-systemet (American Selling Prices) går ut på å beregne toll i forhold til prisen på de(t) konkurrerende amerikanske produkt og ikke i forhold til prisen på den importerte varen.

vi) Utvidelse av EF og tollnedtrapping mellom gamle medlemsland i EF og EFTA

Etter forhandlinger mellom EF og EFTA-landene ble det vedtatt følgende avviklings- og tilpasningsplaner:

Tabell B.4. Nedtrapping av toll mellom EFTA-land og EF. Tilpasning til EF's ytre tolltariff for nye EF-medlemsland¹⁾

Tidspunkt	Nedtrapping av interne tollsatser i prosent av en indeks for basis-tollsatsene ²⁾	Tilpasning til EF's ytre tolltariff ³⁾
1. april 1973	20	-
1. januar 1974	20	40
1. januar 1975	20	20
1. januar 1976	20	20
1. juli 1977	20	20

1) K i l d e: Utenriksdepartementet (1967 - 1977). 2) Basistollsatsene er de som gjaldt pr. 1. januar 1972. 3) Reduksjon i prosent av den opprinnelige avstanden mellom EF's felles ytre tollmur og de nye medlemslandenes tollmur før inntreden i EF.

Avviklingsplanen skulle anvendes mellom alle EFTA-land og EF, men tilpasningsplanen bare skulle anvendes av de nye medlemslandene i EF - Storbritannia og Danmark (samt Irland). Unntak ble seinere gjort for Norge og Finland, hvor første trinn i den interne tollavviklingen ble gjennomført 3 måneder seinere enn for de andre landene. Forøvrig ble nedtrappings- og tilpasningsplanen gjennomført.

Det ble også vedtatt at tollnedtrappingen for såkalte "følsomme" varer skulle skje over en lengre periode. I prinsippet skulle tollene på såkalte "følsomme" varer avvikles over 7 eller 11 år. Men det ble samtidig fastlagt et importtak i form av en øvre-grense for de kvanta av de "følsomme" varene som kunne nyte godt av tollreduksjonene.

Listen over "følsomme" varer varierte mellom de enkelte landene. For de opprinnelige EF-landene omfattet den blant annet rayonull, råaluminium, ferrolegeringer, jern- og stålvarer, papir og papp, og papirprodukter. Danmark og Storbritannia gjeninnførte toll på papir, papp og papprodukter overfor tidligere EFTA-land pr. 1. januar 1974, trappet opp tollene til 8 prosent trinnsvis til 1. juli 1977 og skal deretter følge samme nedtrappings-skjema som de øvrige EF-landene. For Norge omfattet listen over følsomme varer blant annet tekstil- og konfeksjonsvarer, mottakere for fargefjernsyn, plastråstoffer og plastprodukter, gummivarer, fottøy, glassvarer, diverse elektriske produkter m.m.

De av Danmarks og Storbritannias tollsatser som ikke avvek mer enn 15 prosent ble satt lik EF's felles tollsats 1. januar 1972.

vii) Beregning av de gjennomsnittlige tollsatsene (t_{jz})

De fleste oppgavene over tollsatser foreligger etter en svært detaljert vareinndeling - etter 4-sifret BTN-inndeling eller enda mer detaljert. Det er jo på et slikt nivå tollsatsene blir fastlagt av myndighetene og anvendt av dem som pålegger toll på de importerte varene.

De enkelte landene har temmelig omfattende lister med tollsatser - USA har spesifiserte tollsatser på om lag 7 000 varer. Selv om vi kunne skaffe slike tidsserier for tollsatser for de enkelte varene ville det være en altfor omfattende oppgave å beregne de gjennomsnittlige tollsatsene vi er interessert i. Vi har derfor valgt følgende framgangsmåte for våre beregninger:

1) Vi har tatt utgangspunkt i et sett av "beste vilkårs" tollincidens beregnet av GATT (GATT

(1974)). Tollincidensene er beregnet som veiet gjennomsnitt av tollsatser på mer disaggregert nivå, hvor vi har benyttet tollincidensene som er beregnet med de enkelte varenes relative betydning i importen i 1970-71 som vekter. GATT har beregnet veide gjennomsnitt for det de har kalt "raw materials", "semi-manufactures" og "finished manufactures". Vi har benyttet et veiet gjennomsnitt av de to siste. (Se tabell B.5.) GATT's beregninger gjaldt tollsatsene pr. 1. januar 1973, dvs. etter at Kennedyrundens tollnedtrappinger var blitt gjennomført. Beregningene omfattet alle landene i vår eksportmodell unntatt Danmark og Storbritannia (trolig fordi disse to landene på dette tidspunkt hadde blitt medlemmer av EF, selv om de ikke hadde innført EF's felles ytre tollsatser).

For Storbritannia har vi beregnet gjennomsnittlig tollincidens for 1. januar 1973 ved hjelp av opplysninger fra Preeg (Preeg (1970), side 208-211). Vi har antatt at det forholdet Preeg beregnet mellom Storbritannias og EF's tollincidens for "manufactures" vil være det samme som det tilsvarende forholdet etter GATT's vareinndeling og sammenveingsmetode.

Ut fra et tilsvarende prinsipp har vi beregnet tollincidens for Danmark og for de enkelte EF-landene. (GATT-publikasjonen gav bare én tolltariff for EF-landene fordi den felles ytre tolltariffen da allerede var etablert.) Ut fra oppgaver over gjennomsnittlige tollsatser (Joint Economic Committee, 1961) er beste vilkårs tollsatser for 1961 beregnet ved å ta hensyn til at tollnedtrappingen innenfor EFTA og EF allerede var igang, og at tilnærmingen til den felles ytre tolltariffen i EF var begynt. For Danmark gav disse beregningene en gjennomsnittlig beste vilkårs toll lik 0,83 av Sveriges i 1961. For de fire tollområdene innenfor EF gav beregningene følgende relative gjennomsnittlige beste vilkårs tollsatser før tilpasningen til felles tariffen (som andel av EF's seinere etablerte ytre tollmur):

Be-Ne-Lux:	0,87
Vest-Tyskland:	0,58
Italia:	1,33
Frankrike:	1,22

Vi har antatt at alle landene har anvendt de såkalte beste vilkårs ("most favoured nations") tollsatser overfor andre land unntatt innenfor EF og EFTA.

2) For å beregne endringer i tollincidens over tid har vi tatt hensyn til følgende begivenheter:

- Tollfrihet mellom Be-Ne-Lux-landene siden 1948.
- Nedtrapping av interne tollsatser innenfor frihandelsområdet EFTA.
- Nedtrapping av interne tollsatser innenfor EF og etableringen av den felles ytre tolltariffen.
- Gjennomføringen av Kennedyrunden innenfor GATT.
- Danmarks og Storbritannias inntreden i EF (sammen med Irland) og de øvrige EFTA-landenes handelsavtaler med EF.

Alle tollnedtrappingene (i regi av EF, EFTA og GATT) er forutsatt å ha blitt gjennomført så sent som mulig innenfor rammene av avtalene. (Det vil si at en tollnedtrapping som er avtalt gjennomført før 1. juli ett år, har vi antatt ble gjennomført 30. juni.)

For tollnedtrappingene som følge av Kennedyrunden har vi anvendt beregninger utført av Preeg (Preeg (1970)) for EF-landene, Storbritannia, Japan og USA. For varegruppen "manufacturing" har han beregnet tollnedtrappingen for disse landene til henholdsvis 36 prosent, 39 prosent, 39 prosent og 36 prosent (Preeg (1970), side 208-211). Beregninger for de øvrige landene foreligger ikke, så langt vi har klart å undersøke. Skjønnsmessig - og etter kontakt med Handelsdepartementet og GATT - har vi antatt at a) de øvrige EFTA-landene (unntatt Finland) har fulgt Storbritannia og Japan og b) Canada og Finland har redusert tollsatsene prosentvis like mye som USA og EF-landene.

For vår metode for å beregne tollincidens spiller det ingen rolle hvilken av de to tollnedtrappingsplanene i avtalen etter Kennedyrunden de enkelte landene fulgte.

Tollendringene i regi av EF og EFTA innebar en rekke avvik fra de generelle tollendingsplanene,

noe som er omtalt innledningsvis. Av praktiske grunner har vi måttet la være å ta hensyn til disse unntakene.

Tabell B.5. "Beste vilkårs" tollincidens pr. 1. januar 1973 for bearbeidde industrivarer. I prosent.¹⁾

Canada	7,3
USA	8,1
Japan	9,7
Belgia/Luxembourg	7,4
Nederland	7,4
Vest-Tyskland	7,4
Frankrike	7,4
Italia	7,4
Storbritannia ²⁾	9,3
Norge	2,6
Sverige	4,2
Danmark ²⁾	3,8
Finland	4,4
Østerrike	11,2
Sveits	2,8

1) K i l d e: GATT (1974). Tallene er beregnet som et veiet gjennomsnitt av tollincidensene for "semi-manufactures" og "finished manufactures". 2) Beregnet av forfatterne som beskrevet i avsnitt (vii) i dette vedlegget.

viii) Bruk av tollsatsene i eksportmodellen

Tollsatsene inngår i eksportmodellen på to steder:

- De brukes til å beregne importprisene (likning (2-4) og (2-11)).
- De inngår i konkurranseprisindeksene (likning (3-2) og (3-5)).

Importprisene i modellen er et veiet gjennomsnitt av eksportprisene pluss toll. Likning (2-11)

gir:

$$(B-3) \quad \ln p_z^B = \sum_{j \neq z} s_{jz} \ln p_j^E + \sum_{j \neq z} s_{jz} \ln t_{jz} + \text{konst.}$$

Vi definerer

$$(B-4) \quad \ln \tau_z = \sum_{j \neq z} s_{jz} \ln t_{jz}$$

og

$$(B-5) \quad \tau_z^* = \tau_z - 1$$

τ_z^* er land z 's gjennomsnittlige tollsats på import av bearbeidde industrivarer. Hvert lands tollincidens, definert på denne måten, er gjengitt i tabell B.6. for perioden 1963 til 1977. Sammenlikner en tabell B.5. med tabell B.6., vil en finne at for Canada, USA og Japan er beregnet tollincidens for 1973 lik "beste vilkårs" tollincidens pr. 1. januar 1973. Dette henger sammen med at disse tre landene verken trappet ned tollsatsene i løpet av 1973 eller diskriminert mellom ulike land. For alle de andre landene er derimot den beregnede gjennomsnittlige tollincidens for 1973 lavere enn "beste vilkårs" tollincidens pr. 1. januar 1973. Dette skyldes at alle de andre landene var i 1973 med i en tollunion eller et frihandelsområde og hadde dermed lavere tollsatser enn "beste vilkårs" tollsatsene eller ingen toll overhodet overfor andre land innenfor samme tollunion/frihandelsområde. Av tabell B.6. framgår også at de europeiske industrilandene praktisk talt ikke hadde noen tollbeskyttelse i det siste

året som omfattes av våre beregninger. Høyest tollincidens hadde Storbritannia med 3 prosent, mens for alle de andre landene er den beregnede tollincidensen lavere enn 1½ prosent. Canada, USA og Japan hadde derimot samtidig en forholdsvis høy tollbeskyttelse på bearbejdede varer; henholdsvis 7,3, 8,1 og 9,7 prosent.

Slik reglene for tollnedtrapping innenfor EF, EFTA og GATT var utformet ville de landene som i utgangspunktet hadde den største tollbeskyttelsen gjennomføre den største tollnedtrappingen regnet i prosentpoeng. Innenfor EF gjaldt dette Italia og Frankrike og innenfor EFTA Østerrike og Storbritannia. Østerrike reduserte sin gjennomsnittlige tollsats på bearbejdede industrivarer med om lag 17 prosentpoeng i perioden 1960 - 1977, mens for de tre øvrige landene var reduksjonen om lag 12 prosentpoeng. For de landene som stod utenfor EFTA og EF, Canada, USA og Japan, var tollreduksjonen i samme periode 4-6 prosentpoeng. Forholdsvis lav tollreduksjon, regnet i prosentpoeng, hadde også de landene som i utgangspunktet hadde de laveste tollsatsene; Be-Ne-Lux-landene og Vest-Tyskland innenfor EF og de nordiske landene og Sveits innenfor EFTA. I disse landene ble de gjennomsnittlige tollsatsene også redusert med 4-6 prosentpoeng i løpet av den 18-års-perioden vi har sett på.

Konkurranspreisindeksen for et land er definert i seksjon 3 ved likning (3-5) og (3-2).

$$(B-6) \quad \ln p_k^{CT} = \sum_{j \neq k} \omega_{kj} \ln p_j^E + \ln \lambda_k$$

$$(B-7) \quad \ln \lambda_k = \sum_j \sum_{l \neq k} w_{kl} (s_{jl} - \delta_{jk}) \ln t_{jl} = \sum_{l \neq k} w_{kl} \sum_{j \neq l} s_{jl} \frac{\ln t_{jl}}{\ln t_{kl}}$$

Tabell B.6. Gjennomsnittlig tollsats på import av bearbejdede industrivarer¹⁾. 1960 - 1977. I prosent

Ar	Canada	USA	Japan	Belgia, Luxemburg	Nederland	Vest-Tyskland	Frankrike	Italia	Storbritannia	Norge	Sve- rige	Dan- mark	Fin- land	Øster- rike	Sveits
1960 ..	11,4	12,7	15,9	7,7	7,2	6,1	12,6	13,8	14,8	4,1	6,6	5,4	6,9	18,0	4,5
1961 ..	11,4	12,7	15,9	7,0	6,6	6,0	10,8	11,9	14,3	3,7	6,2	5,0	6,4	17,3	4,4
1962 ..	11,4	12,7	15,9	6,1	5,8	5,3	9,2	10,2	13,7	3,4	5,7	4,6	5,7	16,5	4,2
1963 ..	11,4	12,7	15,9	5,5	5,3	5,1	8,1	8,9	13,3	3,1	5,4	4,3	5,2	16,1	4,1
1964 ..	11,4	12,7	15,9	5,3	5,1	5,2	7,5	8,3	13,0	2,9	5,1	4,0	4,8	15,6	4,0
1965 ..	11,4	12,7	15,9	4,7	4,6	4,7	6,4	7,1	12,6	2,6	4,8	3,7	4,4	15,1	4,0
1966 ..	11,4	12,7	15,9	4,1	4,0	4,3	5,3	6,1	12,2	2,4	4,5	3,4	3,9	14,6	3,9
1967 ..	11,4	12,7	15,9	4,0	4,0	4,5	4,9	5,6	11,4	1,9	3,9	2,9	3,5	13,6	3,7
1968 ..	10,6	11,8	14,7	3,3	3,4	4,1	3,5	4,0	10,5	1,8	3,6	2,7	2,9	12,6	3,4
1969 ..	9,8	10,9	13,4	2,6	2,7	3,5	2,5	2,9	9,6	1,6	3,3	2,5	2,7	11,5	3,1
1970 ..	8,9	9,9	12,2	2,4	2,5	3,2	2,3	2,7	8,8	1,5	3,0	2,3	2,5	10,5	2,8
1971 ..	8,1	9,0	10,9	2,2	2,2	2,9	2,1	2,4	7,9	1,3	2,6	2,1	2,3	9,4	2,6
1972 ..	7,3	8,1	9,7	2,0	2,0	2,6	1,9	2,2	7,0	1,2	2,4	1,9	2,0	8,3	2,2
1973 ..	7,3	8,1	9,7	1,8	1,9	2,4	1,7	2,0	6,5	1,0	2,1	1,7	1,9	7,1	2,0
1974 ..	7,3	8,1	9,7	1,6	1,6	2,0	1,5	1,8	5,3	0,8	1,6	1,4	1,4	5,1	1,5
1975 ..	7,3	8,1	9,7	1,4	1,4	1,7	1,3	1,6	4,4	0,6	1,3	1,1	1,1	3,6	1,1
1976 ..	7,3	8,1	9,7	1,2	1,2	1,4	1,1	1,3	3,5	0,4	0,9	0,8	0,7	1,9	0,8
1977 ..	7,3	8,1	9,7	1,1	1,1	1,3	1,0	1,2	3,1	0,3	0,7	0,7	0,5	1,1	0,6

1) Gjennomsnittlig tollsats τ_l^* er beregnet ved $\ln \tau_l = \sum_{j \neq l} s_{jl} \ln t_{jl}$, hvor $\tau_l^* = \tau_l - 1$.

Tabell B.7. Beregnede verdier av den relative tollhindring for eksport av bearbeidde industrivarer fra hvert av de 15 landene¹⁾. 1960 - 1977

Ar	Canada	USA	Japan	Belgia, Luxembour	Neder-land	Vest-Tysk-land	Frank-rike	Italia	Stor-bri-tannia	Norge	Sve-rige	Dan-mark	Fin-land	Øster-rike	Sveits
1960 ..	0.999	0.995	0.998	1.019	1.016	0.998	0.999	1.000	0.995	1.001	0.998	1.000	1.000	0.997	0.996
1961 ..	0.999	0.991	0.996	1.020	1.018	1.000	1.003	1.004	0.992	1.003	0.999	1.001	1.002	0.994	0.994
1962 ..	0.998	0.987	0.994	1.020	1.018	1.001	1.006	1.006	0.990	1.007	1.001	1.004	1.006	0.994	0.993
1963 ..	0.998	0.985	0.993	1.021	1.018	1.003	1.009	1.008	0.988	1.009	1.001	1.005	1.007	0.992	0.992
1964 ..	0.997	0.983	0.992	1.021	1.018	1.003	1.010	1.009	0.988	1.012	1.003	1.007	1.010	0.992	0.992
1965 ..	0.997	0.981	0.991	1.022	1.018	1.004	1.012	1.011	0.986	1.014	1.004	1.009	1.012	0.992	0.991
1966 ..	0.996	0.978	0.990	1.022	1.018	1.005	1.014	1.013	0.985	1.017	1.006	1.011	1.015	0.991	0.990
1967 ..	0.996	0.976	0.989	1.022	1.018	1.004	1.015	1.013	0.986	1.024	1.010	1.016	1.021	0.994	0.994
1968 ..	0.996	0.976	0.989	1.022	1.019	1.005	1.017	1.015	0.984	1.020	1.007	1.013	1.018	0.990	0.991
1969 ..	0.996	0.976	0.989	1.020	1.017	1.007	1.017	1.015	0.984	1.018	1.006	1.011	1.015	0.989	0.989
1970 ..	0.996	0.978	0.990	1.019	1.016	1.006	1.016	1.014	0.985	1.016	1.005	1.010	1.014	0.990	0.990
1971 ..	0.998	0.980	0.991	1.017	1.015	1.006	1.014	1.013	0.986	1.014	1.005	1.009	1.012	0.991	0.991
1972 ..	0.997	0.982	0.992	1.015	1.013	1.005	1.013	1.012	0.987	1.013	1.004	1.007	1.011	0.991	0.991
1973 ..	0.997	0.981	0.991	1.015	1.013	1.005	1.013	1.011	0.990	1.012	1.005	1.008	1.010	0.994	0.994
1974 ..	0.996	0.979	0.990	1.013	1.012	1.006	1.012	1.010	0.994	1.012	1.006	1.008	1.010	0.998	0.998
1975 ..	0.996	0.978	0.990	1.012	1.011	1.007	1.011	1.010	0.998	1.011	1.006	1.008	1.010	1.002	1.002
1976 ..	0.996	0.976	0.989	1.011	1.011	1.007	1.010	1.009	1.001	1.011	1.007	1.008	1.010	1.005	1.005
1977 ..	0.995	0.975	0.989	1.010	1.010	1.007	1.010	1.009	1.003	1.010	1.008	1.008	1.010	1.007	1.007

1) I tabellen har vi gjengitt λ_k som er definert ved (se (B-7))

$$\ln \lambda_k = \frac{\sum_{l \neq k} w_{kl} \sum_{j \neq k} s_{jl} \frac{\ln t_{jl}}{\ln t_{kl}}}{\sum_{l \neq k} w_{kl} \sum_{j \neq k} s_{jl} \ln t_{kl}}$$

λ_k er et geometrisk veiet gjennomsnitt av forholdet mellom de tollsatser bearbeidde industrivarer fra andre land møter og de tollsatser bearbeidde industrivarer fra land k står overfor på hvert av eksportmarkedene.

I seksjon 4A drøftet vi de to komponentene konkurranseprisindeksen for land k kan deles inn i: Et geometrisk veiet gjennomsnitt av andre lands eksportpriser og et geometrisk veiet gjennomsnitt av forholdet mellom de tollsatser bearbeidde industrivarer fra andre land møter og de tollsatser bearbeidde industrivarer fra land k står overfor på hvert av eksportmarkedene. Vi er nå interessert i den siste komponenten.

Det siste likhetstegnet i (B-7) gir oss en likning som er identisk med (4-5) i seksjon 4. Det følger av definisjonen av λ_k som et veiet geometrisk gjennomsnitt at en λ_k større enn 1 betyr at land k gjennomgående har møtt lavere tollsatser på sine eksportmarkeder enn konkurrentlandene på disse markedene. Hvis λ_k har vært stigende i løpet av den perioden vi har sett på, har tollendringene i EF, EFTA og GATT's regi bidratt til en forbedring av land k's konkurransesituasjon. De beregnede verdier av λ_k for hvert land er gjengitt i tabell B.7. Av tabellen framgår det at Canada, USA og Japan alle har møtt gjennomgående høyere tollsatser enn sine konkurrenter; λ_k er mindre enn én for disse landene i løpet av hele perioden (1960 - 1977). Dette skyldes selvfølgelig at disse landene har blitt diskriminert på det europeiske markedet fordi de har stått utenfor EFTA og EF. Dette har betydd relativt minst for Canada hvor λ_k i hele perioden har avveket med mindre enn ½ prosent fra én. Dette skyldes at Canada leverer hovedtyngden av sin eksport til USA, hvor landet

ikke blir diskriminert. Både for USA og Japan betyr det europeiske markedet relativt mye mer enn for Canada; for USA er verdien av λ_k beregnet til 0,975 i 1977. Det betyr at USA i 1977 gjennomgående møtte $2\frac{1}{2}$ prosent høyere tollsatser på sine eksportmarkeder enn det de landene USA konkurrerte med gjorde.

Før tollendringene innenfor EFTA og EF eksisterte det etter våre opplysninger ingen tolldiskriminering mellom landene når vi ser bort fra tollunionen mellom Belgia-Luxembourg og Nederland fra 1948. Hadde vi beregnet λ_k for de enkelte landene for 1958 ville disse derfor ha vært tilnærmet lik 1 (men mindre enn 1) for alle landene unntatt Belgia-Luxembourg og Nederland.¹⁾ Dette gir oss en mulighet til å analysere hvilke land som fikk sin konkurransesituasjon forbedret og hvilke land som fikk sin konkurransesituasjon forverret ved tollendringene innenfor EF og EFTA. Ser vi på λ -verdiene for 1967²⁾ finner vi at taperne (i betydning at de møter høyere tollsatser enn andre lands eksportører på egne eksportmarkeder) var særlig USA, men også Storbritannia, Japan, Østerrike og Sveits. At USA og Japan fikk sin konkurransesituasjon forverret er ikke særlig overraskende - begge disse landene ble stående utenfor EF og EFTA. Årsakene til forverringen av konkurransesituasjonen til Storbritannia, Østerrike og Sveits er derimot ikke så åpenbare. Alle disse tre landene var i utgangspunktet medlem av EFTA og fikk etter hvert nytte godt av de andre EFTA-landenes tollreduksjoner. Forklaringen på at de likevel fikk forverret sin konkurranseposisjon slik vi har beregnet den må imidlertid være at den relativt gunstige tollbehandlingen andre EFTA-land gav, ble mer enn motvirket av den relativt mer ugunstige behandlingen av EF-landene. I tillegg til EF-landenes nedtrapping av intern toll, trappet betydelige eksportmarkeder som Be-Ne-Lux-landene og Vest-Tyskland opp sine tollmurer overfor tredje-land i samme tidsrom. Alle landene vil isolert sett "tape" på at det etableres et frihandelsområde som de selv står utenfor, men "tjene" på å bli med i et frihandelsområde som diskriminerer overfor tredjeland. Når det ble Sveits, Østerrike og Storbritannia som kom til å "tape" på etableringen av EF og EFTA skyldes det at de leverte en relativt større andel av sin eksport enn de øvrige EFTA- og EF-landene til land utenfor sitt eget frihandelsområde, det vil si til EF. De nordiske landene innenfor EFTA fikk derimot sin konkurransesituasjon forbedret som følge av etableringen av EFTA og EF fordi de i større grad enn Storbritannia og Østerrike leverte sin eksport til andre EFTA-land blant hvilke Storbritannia er det viktigste markedet.

Gjennomføringen av tollreduksjonene innenfor Kennedyrunden (1968 - 1972) gav i motsetning til etableringen av EF og EFTA en forbedring av USA, Japan og Canada's konkurransesituasjon. For USA betød Kennedyrunden at de tollsatsene landet møtte ble redusert med om lag 0,6 prosent i forhold til de tollsatsene andre land møtte. At det ble disse tre landene som fikk forbedret sin konkurransesituasjon på sine eksportmarkeder skyldes at disse landene møtte reduserte tollmurer i alle de andre landene, mens EFTA- og EF-landene bare kunne redusere tollmurene overfor land som stod utenfor deres egne frihandelsområder siden den interne toll var avskaffet både i EFTA og EF ved iverksettingen av Kennedyrundens tollnedtrapping 1. januar 1968.

Danmark og Storbritannias inntreden i EF og tollnedtrappingen mellom EF-landene og de resterende EFTA-landene førte til en ny forverring i konkurransesituasjonen for USA. Fra 1972 til 1977 økte tollsatsene de amerikanske eksportørene møtte relativt til andre land med 0,7 prosent. Storbritannia fikk derimot forbedret sin konkurransesituasjon i samme periode; den relative tollbelastning de britiske eksportørene møtte sank med $1\frac{1}{2}$ prosent.

Ut fra tallmaterialet presentert ovenfor skulle det også være mulig å kunne trekke noen konklusjoner om hvilken betydning tollendringene i EF's, EFTA's og GATT's regi har hatt i løpet av 60- og 70-åra. De beregningene vi har foretatt peker klart i retning av at den viktigste endringen i konkurranseforholdet har skjedd mellom importerte varer totalt og hjemmeproduerte varer. Derimot synes den diskrimineringen som lå i opprettelsen av EF og EFTA å ha hatt forholdsvis liten betydning. "Taperen" ved etableringen av EF og EFTA var USA. Landet har stor handel med de europeiske landene og har ikke vært med i noen av blokkene. Likevel er økningene i den relative tollbelastningen for USA på $2\frac{1}{2}$ prosent i gjennomsnitt fra 1958 til 1967 forholdsvis beskjeden.

1) Dette følger av at ingen tolldiskriminering mellom noen av landene betyr at $t_{kz} = t_{jl}$ (for alle k, j og l) og følgelig at $\ln \lambda_k = 0$ ($\lambda_k = 1$) for alle k. 2) 1967 er det siste året før tollreduksjonene innenfor Kennedyrunden.

Vi vil understreke at disse beregningene er beheftet med betydelig usikkerhet. Siden vi har brukt faste handelsvekter for 1970 vil endringene i konkurranseforholdet mellom landene som følge av tollendringer i løpet av 60-åra bli underestimert fordi også eksport- og importandelene har endret seg fra 1960 til 1970 som følge av tolldiskrimineringen. Siden et land under ellers like forhold vil redusere sin eksport til land hvor de blir utsatt for økende diskriminering, ville tilsvarende beregninger med handelsvekter for 1960 trolig gitt større endringer i de beregnede λ_k i løpet av 60-åra. Et tilsvarende resonnement som leder til det motsatte resultat, kan selvfølgelig benyttes for de beregnede verdiene av λ_k i 70-årene. En svakhet ved beregningene er også at vi ved beregning av de enkelte t_{kz} av regnetekniske årsaker har måttet se bort fra alle unntakene fra tollreduksjonene innenfor GATT, EF og EFTA. Særlig stor betydning hadde slike unntak under tollavviklingen mellom EFTA- og EF-landene i 1970-åra. Dette skulle indikere at den tollbeskyttelsen vi har beregnet for 1977 for EFTA- og EF-landene er noe for lav.

DEN LOGARITMISKE TILNÆRMELSEN TIL ETTERSPORSLELSFUNKSJONENE I VERDENSHANDELSMODELLEN

I dette vedlegget vil vi utlede den logaritmiske tilnærmelsen til etterspørselsfunksjonen for land k's eksport som er gitt ved (2-9) i seksjon 2. Videre utleder vi et uttrykk for elastisiteten av eksporten fra land k med hensyn på eksportprisen til land j. Det viser seg at denne elastisiteten - på en skalar nær - er lik de vektene som er brukt ved beregningen av konkurranseprisindeksene for hvert land.

i) Den logaritmiske tilnærmelsen til etterspørselsfunksjonene

Etterspørselsfunksjonen etter land k's eksport er gitt ved (2-2) og (2-6):

$$(C-1) \quad x_k^E = \sum_{z \neq k} m_{kz}^B (p_{1z}^B, \dots, p_{kz}^B, \dots, p_{Lz}^B) B_z,$$

der importprisen p_{kj}^B er definert ved (2-4). Tar vi logaritmen av begge sider i (C-1) og beregner de to første leddene i Taylor ekspansjonen rundt et gitt punkt $\bar{p}_j^E, \bar{t}_{jz}, \bar{B}_z$ får vi:¹⁾

$$(C-2) \quad \ln x_k^E = \ln \bar{x}_k^E + \frac{1}{\bar{x}_k^E} \sum_{j=1}^L \sum_{z \neq k} \frac{\partial m_{kz}^B}{\partial p_{jz}^B} \bar{B}_z \left[\frac{\partial p_{jz}^B}{\partial \ln p_j^E} (\ln p_j^E - \ln \bar{p}_j^E) + \frac{\partial p_{jz}^B}{\partial \ln t_{jz}} (\ln t_{jz} - \ln \bar{t}_{jz}) \right] \\ + \frac{1}{\bar{x}_k^E} \sum_{z \neq k} m_{kz}^B (\bar{p}_{1z}^B, \dots, \bar{p}_{Lz}^B) \frac{\partial B_z}{\partial \ln \bar{B}_z} (\ln B_z - \ln \bar{B}_z)$$

der alle de deriverte er beregnet i basispunktet. La oss definere priselastisiteten

$$(C-3) \quad \epsilon_{kj}^z = \frac{\partial m_{kz}^B}{\partial p_{jz}^B} \frac{p_{jz}^B}{m_{kz}^B}.$$

ϵ_{kj}^z er krysselastisiteten av land k's eksport til marked z med hensyn på prisen på import fra land j. Ved differensiering får vi at:

$$(C-4) \quad \frac{\partial p_{jz}^B}{\partial \ln p_j^E} = t_{jz} h_{jz} \frac{\partial p_j^E}{\partial \ln p_j^E} = p_{jz}^B \\ \frac{\partial p_{jz}^B}{\partial \ln t_{jz}} = h_{jz} p_j^E \frac{\partial t_{jz}}{\partial \ln t_{jz}} = p_{jz}^B.$$

Setter vi (C-3) og (C-4) inn i (C-2) og benytter definisjonen $w_{kz} = \bar{x}_{kz} / \bar{x}_k^E$, blir:

$$(C-5) \quad \ln \frac{x_k^E}{\bar{x}_k^E} = \sum_j \sum_{z \neq k} w_{kz} \epsilon_{kj}^z \left(\ln \frac{p_j^E}{\bar{p}_j^E} + \ln \frac{t_{jz}}{\bar{t}_{jz}} \right) + \sum_{z \neq k} w_{kz} \ln \frac{B_z}{\bar{B}_z}.$$

Dersom vi antar samme substitusjonselastisitet (σ_z) i etterspørselen mellom forskjellige lands eksport til det samme marked z, kan det vises (se iii) nedenfor) at:

$$(C-6) \quad \epsilon_{kj}^z = \sigma_z (s_{jz} - \delta_{jk})$$

1) Parameteren h_{kz} , som representerer forskjeller mellom f.o.b. og c.i.f. priser, er antatt konstant (se resonnetet etter likning (2-4) i seksjon 2).

Tabell C.1. Vektene ω_{kj} som er brukt ved konstruksjonen av konkurranseprisindekser for hvert land (k).

$$p_k^C = \sum_{j \neq k} \omega_{kj} p_j^E, \text{ der } \omega_{kj} = \frac{\sum_{l \neq k} w_{kl} s_{jl}}{\sum_{l \neq k} w_{kl} s_{jl}}. \text{ (Diagonalelementene er lik } \omega_{kk} = \frac{\sum_{l \neq k} w_{kl} (s_{ll} - 1)}{\sum_{l \neq k} w_{kl} (s_{ll} - 1)} \text{)}^1)$$

Land	Canada	USA	Japan	Belgia, Luxem- bourg	Nederland	Vest- Tyskland
Canada	-0.7113	0.0228	0.2458	0.0338	0.0182	0.1466
USA	0.0100	-0.5477	0.0381	0.0484	0.0390	0.1456
Japan	0.2282	0.0803	-0.7976	0.0423	0.0263	0.1522
Belgia, Luxembourg	0.0341	0.1111	0.0460	-0.8636	0.0606	0.2286
Nederland	0.0259	0.1266	0.0405	0.0858	-0.9057	0.1994
Vest-Tyskland	0.0497	0.1122	0.0556	0.0768	0.0474	-0.6848
Frankrike	0.0372	0.1247	0.0518	0.0834	0.0787	0.2084
Italia	0.0580	0.1149	0.0654	0.1046	0.0714	0.1949
Storbritannia	0.0727	0.1402	0.0795	0.0665	0.0469	0.2304
Norge	0.0304	0.1273	0.0396	0.0613	0.0561	0.2227
Sverige	0.0441	0.1207	0.0534	0.0631	0.0523	0.2203
Danmark	0.0373	0.1184	0.0472	0.0626	0.0527	0.2231
Finland	0.0435	0.1352	0.0498	0.0663	0.0562	0.2080
Østerrike	0.0310	0.1351	0.0472	0.0849	0.0672	0.1926
Sveits	0.0539	0.1398	0.0585	0.0808	0.0610	0.2207

1) Symbolene er definert i Vedlegg A og i tekstavsnittet til dette vedlegget. Denne tabellen er avledet av en handelsmatrise for de 15 landene i 1970. (Kilde: Statistics of foreign trade 1970, Serie C, OECD.)

Frankrike	Italia	Stor- britannia	Norge	Sverige	Danmark	Finland	Østerrike	Sveits
0.0426	0.0574	0.0770	0.0035	0.0219	0.0066	0.0059	0.0065	0.0227
0.0628	0.0500	0.0653	0.0064	0.0264	0.0092	0.0080	0.0125	0.0259
0.0551	0.0601	0.0782	0.0042	0.0246	0.0077	0.0062	0.0092	0.0229
0.0964	0.1044	0.0711	0.0071	0.0316	0.0112	0.0090	0.0181	0.0344
0.1286	0.1008	0.0708	0.0092	0.0371	0.0133	0.0108	0.0202	0.0367
0.0809	0.0654	0.0827	0.0087	0.0371	0.0134	0.0095	0.0138	0.0316
-0.8586	0.0833	0.0731	0.0080	0.0335	0.0118	0.0094	0.0216	0.0337
0.0965	-0.8913	0.0703	0.0074	0.0326	0.0115	0.0093	0.0196	0.0349
0.0791	0.0657	-0.9082	0.0107	0.0439	0.0170	0.0113	0.0154	0.0288
0.0793	0.0634	0.0987	-0.9688	0.0637	0.0333	0.0303	0.0239	0.0391
0.0773	0.0649	0.0936	0.0148	-0.8965	0.0227	0.0140	0.0201	0.0353
0.0766	0.0642	0.1018	0.0216	0.0636	-0.9563	0.0269	0.0227	0.0377
0.0801	0.0683	0.0887	0.0259	0.0515	0.0354	-0.9707	0.0231	0.0389
0.1169	0.0919	0.0774	0.0130	0.0472	0.0190	0.0148	-0.9712	0.0329
0.0915	0.0819	0.0724	0.0107	0.0416	0.0158	0.0124	0.0165	-0.9574

hvor s_{jz} er land j 's eksport til land z som andel av land z 's totale import og δ_{jk} er Kronecker delta. Det forhold at vi gjennom hele arbeidet nytter basisårets verdiandeler s_{jz} ($z, j = 1, \dots, L$), har som følge at vi aldri behøver å estimere etterspørselstrukturens førsteordensparametre. Setter vi (C-6) inn i (C-5) får vi

$$(C-7) \quad \ln x_k^E \approx \sum_j \sum_{z \neq k} w_{kz} \sigma_z (s_{jz} - \delta_{jk}) (\ln p_j^E + \ln t_{jz}) + \sum_{z \neq k} w_{kz} \ln B_z + \text{konst.},$$

som er den logaritmiske tilnærmelsen presentert i (2-9).

ii) Vektene i konkurranseprisindeksene

Det følger umiddelbart av (C-5) at elastisiteten av land k 's eksport med hensyn på eksportprisen til land j er:

$$(C-8) \quad \phi_{kj} = \frac{\partial \ln x_k^E}{\partial \ln p_j^E} = \sum_{z \neq k} w_{kz} \epsilon_{kj}^z = \sum_{z \neq k} \sigma_z w_{kz} (s_{jz} - \delta_{jk}).$$

Den siste likningen får vi fra (C-6). ϕ_{kj} er et veid gjennomsnitt av elastisiteten med hensyn på p_j^E på de enkelte markeder med markedenes andeler av land k 's eksport som vekter.

Dersom vi antar, slik vi har gjort tidligere i dette arbeidet, at substitusjonselastisiteten σ_z er den samme for alle markeder ($\tilde{\sigma}$), får vi at dette kan skrives:

$$(C-9) \quad \phi_{kj} = \tilde{\sigma} \sum_{z \neq k} w_{kz} (s_{jz} - \delta_{jk}).$$

Ser vi på definisjonslikningene for konkurranseprisindeksene (for eksempel (4-2) og (4-3)), finner vi at vektene i disse konkurranseprisindeksene w_{kj} på en skalar ($\tilde{\sigma}$) nær er lik priselastisitetene ϕ_{kj} . I tabell C.1. har vi gjengitt de vektene som er brukt i konkurranseprisindeksene i den empiriske delen av dette arbeidet. Disse vektene er beregnet utfra en eksporthandelsmatrise for de 15 landene for et bestemt år, nemlig basisåret 1970.

iii) Utledning av likning (C-6) for priselastisiteten ϵ_{kj}^z

Vi skal utlede uttrykket (C-6) for priselastisiteter ϵ_{kj}^z for land k 's eksport til marked z med hensyn på land j 's eksportpris. Vi antar at substitusjonsforholdet mellom de forskjellige lands eksport til marked z er beskrevet ved en Constant Elasticity of Substitution (CES) funksjon:¹⁾

$$(C-10) \quad B_z = \left[\sum_j \alpha_{jz} \left(\frac{x_{jz}^E}{\delta_{jz}} \right)^{-\rho_z} \right]^{-\frac{1}{\rho_z}}$$

der α_{jz} er andelsparameterene og $\rho_z = 1 + 1/\sigma_z$ er substitusjonsparameteren på marked z . Den duale kostnadsfunksjonen blir:

$$(C-11) \quad C_z = B_z \left[\sum_j \alpha_{jz} (p_{jz}^B)^{1-\sigma_z} \right]^{\frac{1}{1-\sigma_z}}$$

Uttrykket i hakeparentesen gir oss enhetskostnadsfunksjonen for import p_z^B [se (2-5) ovenfor]. Den første deriverte til p_z^B m.h.p. importprisen p_{kz}^B gir oss markedsandelsfunksjonen for land k 's eksport

1) Strengt tatt er denne forutsetningen sterkere enn nødvendig, men den letter presentasjonen i det følgende.

på marked z^1):

$$(C-12) \quad m_{kz}^B = \frac{\partial p_z^B}{\partial p_{kj}^B} = \left[\sum_j \alpha_{jk} (p_{jk}^B)^{1-\sigma_z} \right]^{-\frac{\sigma_z}{1-\sigma_z}} \alpha_{kz} (p_{kz}^B)^{-\sigma_z}$$

$$= \alpha_{kz} \left(\frac{p_{kz}^B}{p_z^B} \right)^{-\sigma_z}$$

For å beregne elastisitetene ϵ_{kj}^z , må vi beregne de førstederiverte til markedsandelsfunksjonen m_{kz}^B . Gjentatt anvendelse av første likhet i (C-12) (Shephard's lemma) og av likheten mellom første og siste ledd i (C-12) vil gi de ønskede resultater. Hvis $j \neq k$, så får vi:

$$(C-13) \quad \frac{\partial m_{kz}^B}{\partial p_{jz}^B} = \alpha_{kz} \frac{\partial}{\partial p_{jz}^B} \left(\frac{p_{kz}^B}{p_z^B} \right)^{-\sigma_z} \quad j \neq k$$

$$= \sigma_z \alpha_{kz} \left(\frac{p_{kz}^B}{p_z^B} \right)^{-\sigma_z - 1} \frac{p_{kz}^B}{(p_z^B)^2} \frac{\partial p_z^B}{\partial p_{jz}^B} =$$

$$= \sigma_z \frac{m_{kz}^B m_{jz}^B}{p_z^B}$$

Hvis $j=k$ får vi med et ledd til:

$$(C-14) \quad \frac{\partial m_{kz}^B}{\partial p_{kz}^B} = -\sigma_z \alpha_{kz} \left(\frac{p_{kz}^B}{p_z^B} \right)^{-\sigma_z - 1} \frac{1}{(p_z^B)^2} \left(p_z^B - p_{kz}^B \frac{\partial p_z^B}{\partial p_{kz}^B} \right) \quad j=k$$

$$= -\sigma_z \frac{m_{kz}^B}{p_{kz}^B} \left(1 - \frac{p_{kz}^B m_{kz}^B}{p_z^B} \right)$$

Siden importverdiandelen er definert som $s_{jz} = p_{jz}^B m_{jz}^B / p_z^B$ så følger det direkte av (C-13) og (C-14) at:

$$\epsilon_{kj}^z = \frac{\partial m_{kz}^B}{\partial p_{jz}^B} \frac{p_{jz}^B}{m_{kz}^B} = \sigma_z s_{jz}, \quad j \neq k$$

$$\epsilon_{kk}^z = \frac{\partial m_{kz}^B}{\partial p_{kz}^B} \frac{p_{kz}^B}{m_{kz}^B} = -\sigma_z (1 - s_{kz}), \quad j=k$$

og innfører vi Kronecker delta, for å uttrykke dette mer kompakt, får vi (C-6).

Til slutt kan det være verdt å bemerke at forutsetningen om en CES-funksjon innebærer at s_{jz} er en funksjon av prisene og at (C-6) vil holde for alle priser på ethvert tidspunkt. Vi benytter oss imidlertid bare av dette for tidspunktet 1970, som er basispunktet for Taylor ekspansjonen, og i dette punktet er s_{jz} gitte konstanter.

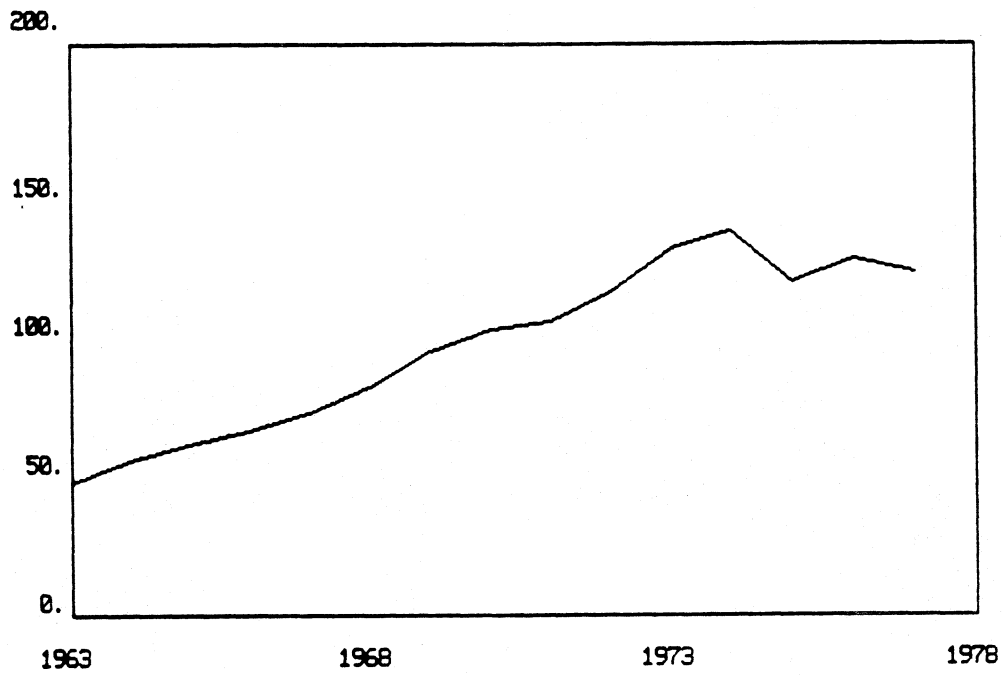
1) Dette følger av Shephards lemma, se Shephard (1953), eller Diewert (1971) hvor beviset er noe enklere.

DATA FOR NORGE

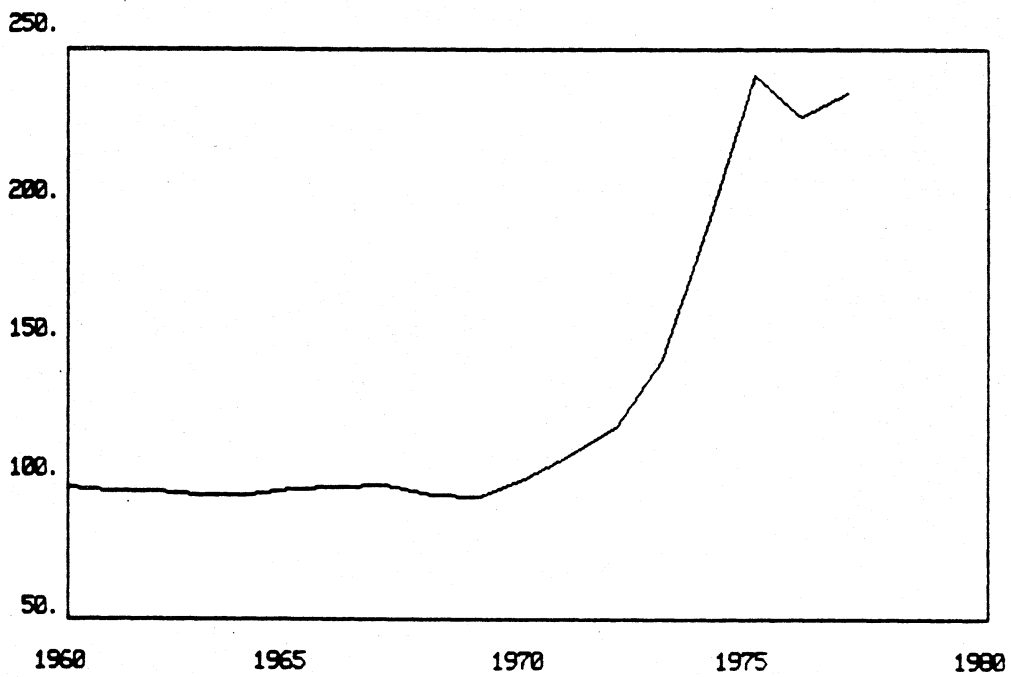
Tabell D.1. De viktigste dataseriene for Norge

Ar	Norsk eksportvolum av bearbejdede industrivarer (x_N^E), 1970 = 100	Prisindeks for norsk eksport av bearbejdede industrivarer (p_N^E), beregnet i US-dollar, 1970 = 100	Indeks for Norges eksportmarked for bearbejdede industrivarer (B_N^E), 1970 = 100	Norges konkurranseprisindeks for bearbejdede industrivarer (p_N^{CT}), beregnet i US-dollar 1970 = 100	Indeks for Norges relative eksportpris beregnet som forholdet mellom Norges eksportpris og konkurranseprisindeks for Norge, gitt ved $(p_N^E)^{0.9688} / p_N^{CT}$, 1970 = 100	Indeks for Norges markedsandeler beregnet som forholdet mellom norsk eksportvolum (x_N^E) og en indeks for Norges eksportmarkeder (B_N^E), 1970 = 100
1963	46,5	93,9	43,7	86,4	109,0	106,2
1964	54,9	93,9	51,6	88,1	106,8	106,2
1965	59,9	95,8	58,4	89,7	107,0	102,7
1966	65,0	96,4	61,8	91,5	105,4	105,1
1967	71,0	97,2	66,2	92,7	105,0	107,3
1968	80,2	93,7	75,4	91,5	102,6	106,4
1969	91,7	93,0	89,2	94,1	99,1	102,9
1970	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1971	103,2	107,7	104,2	105,4	102,0	99,1
1972	113,0	117,3	113,8	114,7	101,7	99,3
1973	128,3	141,2	130,5	134,1	104,1	98,3
1974	134,4	190,9	138,9	161,2	116,0	96,7
1975	117,1	240,8	134,7	184,4	127,0	86,9
1976	124,9	224,8	151,0	185,3	118,2	82,7
1977	120,2	234,5	154,4	201,7	113,2	77,9

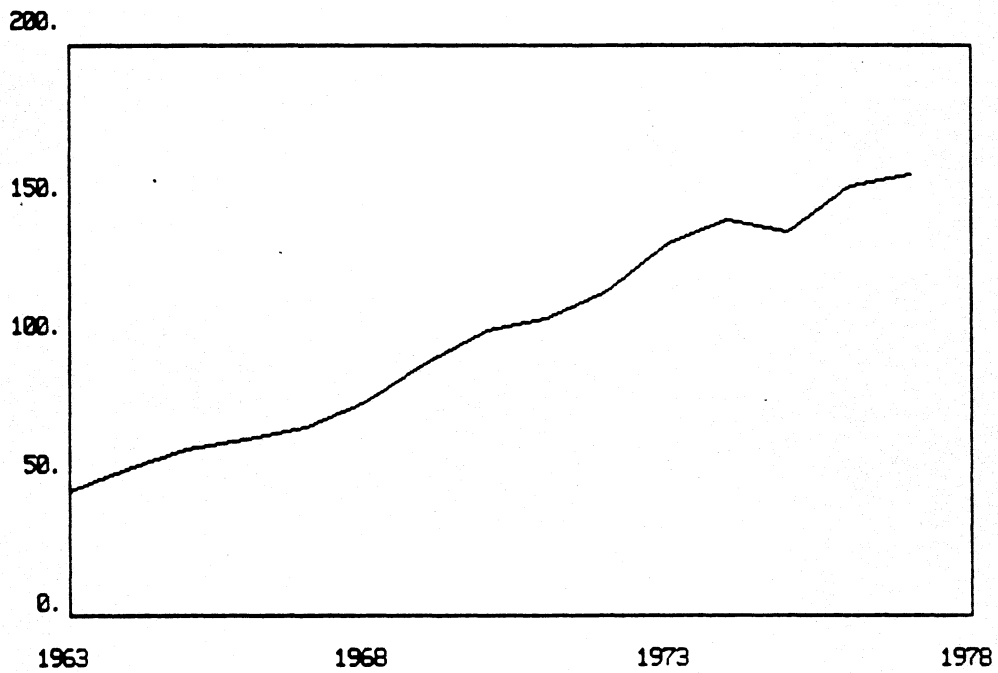
Figur D.1. Indeks for norsk eksportvolum av bearbeidde industrivarer (x_N^E). 1970 = 100



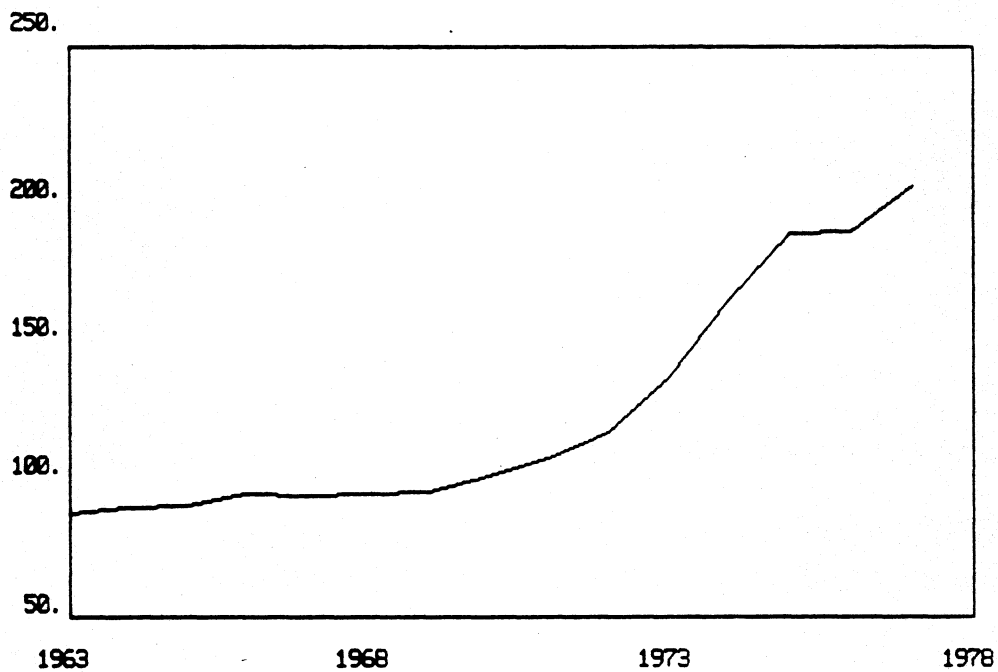
Figur D.2. Prisindeks for norsk eksport av bearbeidde industrivarer (p_N^E), beregnet i US-dollar. 1970 = 100



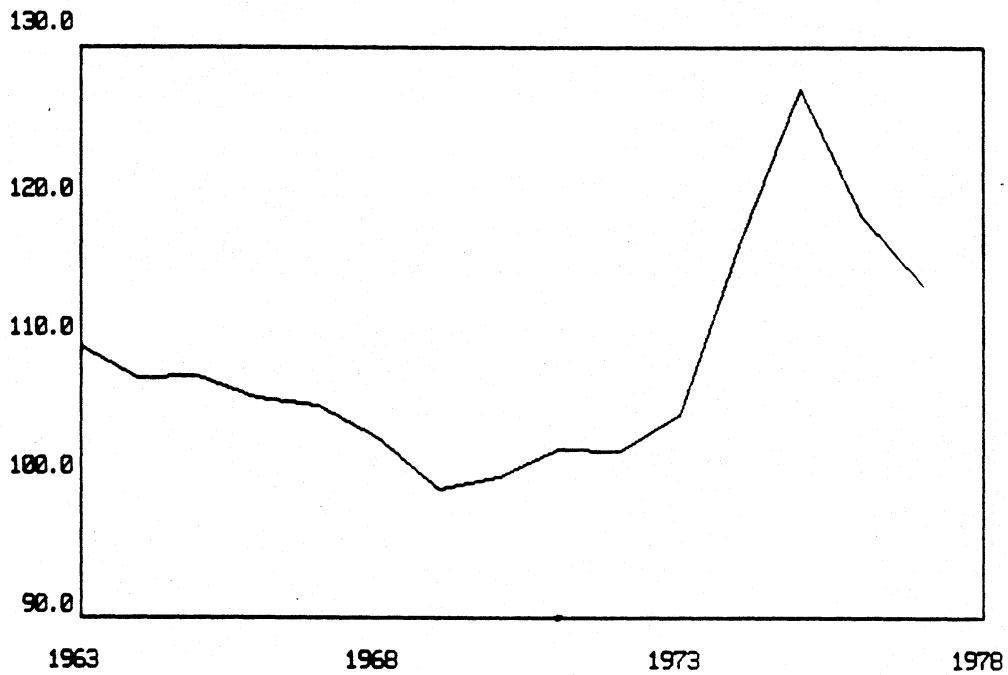
Figur D.3. Indeks for Norges eksportmarkeder, bearbejdede industrivarer, (B_N^E) . 1970 = 100



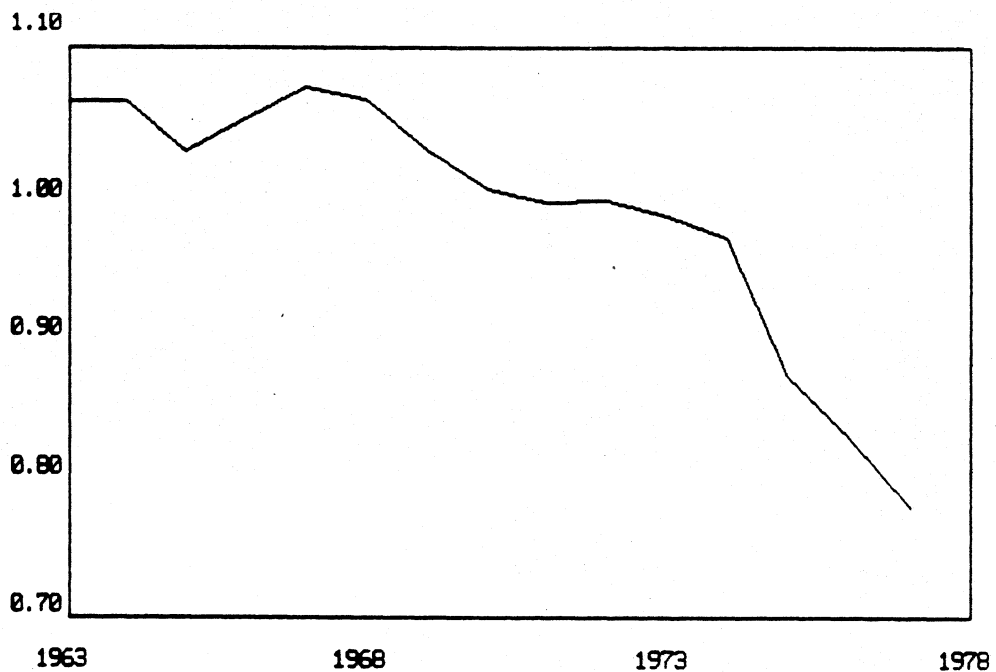
Figur D.4. Norges konkurranseprisindeks for bearbejdede industrivarer (P_N^{CT}) , beregnet i US-dollar. 1970 = 100



Figur D.5. Indeks for Norges relative eksportpris for bearbejdede industrivarer, beregnet som forholdet mellom Norges eksportpris og konkurranseprisindeksen for Norge gitt ved $(p_N^E)^{0.9688} / p_N^{CT}$, (korrigert for tollsatsendringer). 1970 = 100



Figur D.6. Indeks for norske markedsandeler for bearbejdede industrivarer beregnet som forholdet mellom norsk eksportvolum (x_N^E) og en indeks for Norges eksportmarkeder (B_N^E). 1970 = 100



Litteraturhenvisninger

- Adams F.G., H. Eguchi og F. Meyer-zu-Schlochtern (1969): An econometric analysis of international trade, OECD, Paris.
- Armington P.S. (1969): "A theory of demand for products distinguished by place of production", IMF Staff Papers 16, 159-176.
- Belsley D.A. (1974): "Estimation of systems of simultaneous equations and computational specifications of GREMLIN", Annals of Economic and Social Measurement 3, 551-564.
- Deppler M.C. og D.M. Ripley (1978): "The World Trade Model: Merchandise trade", IMF Staff Papers 25, 147-206.
- Diewert W.E. (1971): "An application of the Shephard Duality Theorem: A generalized Leontief production function." Journal of Political Economy 79, 481-507.
- GATT (1974): "Basic documentation for the tariff study. Summary by industrial product categories." March 1974, Geneve.
- Hooke R. og T.A. Jeeves (1959): "Direct search solution of numerical and statistical problems", Westinghouse Research Laboratory Scientific Papers No 10-1210-P1.
- Joint Economic Committee (1961): Trade restraints in the western community, Subcommittee on foreign economic policy of the Joint Economic Committee, Congress of the United States, Washington D.C.
- Preeg E.H. (1970): Trades and Diplomats, The Brookings Institution, Washington D.C.
- Robinson W., T.R. Webb og M.A. Townsend (1979): "The influence of exchange rate changes on prices: A study of 18 industrial countries", Economica 46, 27-50.
- Samuelson L. (1973): "A new model of world trade", OECD Economic Outlook: Occasional studies (December 1973), Paris.
- Shephard R.W. (1953): Cost and production functions, Princeton University Press, Princeton, N.J.
- Stortingsproposisjon 21 (1967-68): Om samtykke til angivelse av erklæring om godkjenning av resultatet av handelsforhandlingene i Geneve 1964-67 under Generalavtalen om tolltariffer og handel (GATT).
- Stortingsmelding 33 (1966-67): Om samarbeid i det Europeiske Frihandelsforbund (EFTA).
- TROLL Reference Manual (1973), Computer Research Center for Economics and Management Science, National Bureau of Economic Research, Cambridge (Mass. USA).
- TROLL Experimental Programs (1976): "GREMLIN: Estimation of equation systems", Computer Research Center for Economics and Management Science, National Bureau of Economic Research, Cambridge (Mass. USA).
- United Nations (1961): "Standard International Trade Classification, Revised", Statistical Papers Series M No 34, New York.
- Utenriksdepartementet (1967-1977): Rapport om de europeiske felleskap i året 19.., diverse rapporter (I-XI) fra Markedsutvalget (for hvert år i perioden fra 1966 til 1976).

Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå (RAPP)

- Nr. 79/1 Hans Viggo Sæbø: Energibruk etter formål ISBN 82-537-0992-7 ISSN 0332-8422
- " 79/2 Viggo Jean-Hansen: Det norske nasjonalregnskapet Dokumentasjonsnotat nr. 7 Sektorberegninger for samferdselssektorene og reparasjon av kjøretøyer m.v. ISBN 82-537-0968-4 ISSN 0332-8422
- " 79/3 Jon Blaalid: Undersøkelse av renholdsbedrifter 1977 ISBN 82-537-0969-2 ISSN 0332-8422
- " 79/4 Anne Lise Ellingsæter: Deltidsundersøkelsen 1978 ISBN 82-537-0970-6 ISSN 0332-8422
- " 79/5 Grete Dahl: Boligutgiftsbegrepet i forbruksundersøkelsene En metodestudie ISBN 82-537-0971-4 ISSN 0322-8422
- " 79/6 Charlotte Koren: MAF0-Makromodell for folketrygden En skisse av en budsjettmodell ISBN 82-537-0972-2 ISSN 0322-8422
- " 79/7 Odd Skarstad: Estimering av inntektstderiverte på tverrsnittsdata med målefeil ISBN 82-537-0976-5 ISSN 0322-8422
- " 79/8 Svein Røgeberg: Det norske nasjonalregnskapet Dokumentasjonsnotat nr. 14 Sektorberegninger for fiske og fangst ISBN 82-537-0977-3 ISSN 0322-8422
- " 79/9 Statsansattes vurdering av arbeidsforholdene i staten 1977 ISBN 82-537-0954-4 ISSN 0322-8422
- " 79/10 ØMI-statistikk for alminnelige somatiske sykehus ISBN 82-537-0985-4 ISSN 0322-8422
- " 79/11 Nils Martin Stølen: Substitusjonsmuligheter mellom energivarer Med et Appendiks av Steinar Strøm og Nils Martin Stølen ISBN 82-5377-0990-0 ISSN 0322-8422
- " 79/12 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser m.v. Årene 1969-1979 ISBN 82-537-0978-1 ISSN 0322-8422
- " 79/13 Helge Herigstad: Forbruksundersøkinga 1967-1977 samanlikna med nasjonalrekneskapen ISBN 82-537-1001-1 ISSN 0322-8422
- " 79/14 Jon Blaalid: Oppgavebyrden for små bedrifter ISBN 82-537-0995-1 ISSN 0322-8422
- " 79/15 Leif Korbøl og Svein Røgeberg: Det norske nasjonalregnskapet Dokumentasjonsnotat nr. 3 Sektorberegninger for jordbruk og skogbruk ISBN 82-537-1003-8 ISSN 0322-8422
- " 79/16 Helge Herigstad: Forbrukseiningar ISBN 82-537-0994-3 ISSN 0322-8422
- " 79/17 Morten Reymert: Makro-økonomiske virkninger for Norge av økte råvarepriser ISBN 82-537-1011-9 ISSN 0332-8422
- " 79/18 Helge Herigstad: Utgifter til reiser og transport i forbruksundersøkinga og nasjonalrekneskapen ISBN 82-537-1015-1 ISSN 0322-8422
- " 79/19 Lars Kristofersen: Dødelighet 1970-1973 etter yrke 1960 og 1970 ISBN 82-537-1044-5 ISSN 0322-8422
- " 79/20 Rolf Aaberge: Eksakte metodar for analyse av 2x2-tabellar ISBN 82-537-1048-8 ISSN 0322-8422
- " 79/21 Olaf Foss og Eivind Hoffmann: Two Notes on Labour Market Statistics ISBN 82-537-1045-3 ISSN 0322-8422
- " 79/22 Knut Ø. Sørensen: Regional dødelighet Oversikt og opplegg til behandling i befolkningsframskrivningene ISBN 82-537-1046-1 ISSN 0322-8422
- " 79/23 Inger Gabrielsen: Aktuelle skatteta11 ISBN 82-537-1040-2 ISSN 0322-8422
- " 79/24 Sigurd Tveitereid: En kvartalsmodell for priser og lønninger ISBN 82-537-1041-0 ISSN 0322-8422
- " 79/25 Erik Hernæs: Innføring av aldersspesifikasjon i utdanningsmodellen: Innledende analyse av hvordan et utdanningsvalg avhenger av alder og tidligere utanning ISBN 82-537-1057-7 ISSN 0332-8422
- " 79/26 Odd Skarstad: Om husholdningers økonomi over livsløpet En metodestudie ISBN 82-537-1061-5 ISSN 0322-8422
- " 79/27 Erik Biørn: Teoretisk opplegg for behandling av det private konsum i en korttidsmodell ISBN 82-537-1053-4 ISSN 0322-8422
- " 79/28 Halvard Lesteberg: Kapasitetsutnyttning i norsk industri ISBN 82-537-1059-3 ISSN 0322-8422

- Nr. 79/29 Petter Frenger, Eilev S. Jansen og Morten Reymert: Modell for norsk eksport av bearbejdede industrivarer ISBN 82-537-1069-0 ISSN 0322-8422
- " 79/30 Frank Foyen: Energibruk i tjenesteytende virksomhet 1977 ISBN 82-537-1070-4 ISSN 0322-8422
- " 80/1 Svein Longva, Lorents Lorentsen and Øystein Olsen: Energy in a Multi-Sectoral Growth Model Energi i en flersektors vekstmodell Sidetall 28 Pris kr 9,00 ISBN 82-537-1082-8
- " 80/2 Viggo Jean-Hansen: Totalregnskap for fiske- og fangstnæringen ISBN 82-537-1080-1 ISSN 0322-8422
- " 80/3 Erik Biørn og Hans Erik Fosby: Kvartalsserier for brukerpriser på realkapital i norske produksjonssektorer ISBN 82-537-1087-9 ISSN 0322-8422
- " 80/4 Erik Biørn og Eilev S. Jansen: Consumer demand in Norwegian households 1973 - 1977. A data base for micro-econometrics ISBN 82-537-1086-0 ISSN 0322-8422
- " 80/5 Ole K. Hovland: Skattemodellen LOTTE. Testing av framskrivingsmetoder ISBN 82-537-1088 ISSN 0322-8422
- " 80/6 Arild Hervik og Erik Birkeland: Fylkesvise elektrisitetsprognoser for 1985 og 1990. En metodestudie ISBN 82-537-1091-7



Pris kr 11,00

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



ISBN 82-537-1069-0
ISSN 0332-8422