



Bjørn E. Naug

**Estimering av eksport-
relasjoner på disaggregerte
kvartalsdata**

1. Innledning¹

Notatet presenterer resultater fra en økonometrisk analyse av utviklingen i norsk industrieksport. Det er estimert eksportrelasjoner for åtte aggregerte industrivarer på kvartalsdata for perioden 1968-1990. Vi estimerer signifikante koeffisienter for utenlandsk etterspørsel og forholdet mellom norske eksportpriser og prisene på konkurrerende utenlandske produkter for alle varene. I likningene for de industrielle råvarene Metaller, Treforedlingsprodukter og Kjemiske råvarer er det i tillegg signifikante effekter av skift i kapasitetsnivået og forholdet mellom variable enhetskostnader og utenlandske priser. Dette tolkes som at eksporten av industrielle råvarer består av produkter som er differensierte i forhold til konkurrerende utenlandsk produksjon og av varer som er tilnærmet homogene relativt til råvarer produsert i utlandet, og at (deler av) eksporten som substituerer imperfekt med utenlandske produkter (i perioder) har vært begrenset av kapasitetsnivået. For Treforedlingsprodukter finner vi i tillegg at økte leveranser til hjemmemarkedet i noen grad går på bekostning av eksporten og omvendt. Etterspørsels- og kapasitetsnivået innenlands (representert ved kapasitetsutnyttningen) har også signifikant effekt i relasjonene for Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter og Diverse industriprodukter (som er et aggregat sammensatt av trevarer, kjemiske og mineralske produkter, grafiske produkter og bergverksprodukter).

Det teoretiske utgangspunktet for analysen diskuteres i avsnitt 2. Avsnitt 3 gir en kort omtale av data-seriene som benyttes ved estimeringen. Estimeringsresultatene rapporteres og diskuteres i avsnitt 4, mens avsnitt 5 oppsummerer de empiriske resultatene.

2. Teoretiske og økonometriske betraktninger

Teoretiske makromodeller anvender to hovedhypoteser for eksporttilpasning. Under en av hypotesene – den som legges til grunn i Mundell-Fleming modeller – antas det at konkurrerende varer produsert hjemme og ute er imperfekte substitutter. Etterspørselen etter eksportvarer spesifiseres som en funksjon av etterspørselen i utlandet og det relative forholdet mellom eksportpriser og priser på utenlandske produkter:

$$(2.1) \quad \log(A) = \alpha_1 + \beta_1 \log(Y) + \gamma_1 \log(PA / PU),$$

hvor

A = eksportvolum = eksportetterspørsel

Y = utenlandsk etterspørsel

PA = eksportpris

PU = prisenivå på konkurrerende utenlandsk produksjon, målt i eksportlandets valuta

Her har vi fulgt vanlig praksis i empiriske undersøkelser og benyttet en log-lineær funksjonsform. Parameteren β_1 har derfor tolkning som den partielle elastisiteten av eksportetterspørselen med hensyn på aktivitetsnivået i utlandet, mens γ_1 er elastisiteten for relative priser. Etterspørselsteori impliserer at $\gamma_1 < 0$ og, ettersom eksportvarer må antas å være normale i etterspørselen, $\beta_1 > 0$.

Majoriteten av økonometriske eksportstudier estimerer 2.1) eller varianter av 2.1),² dvs. det fokuseres på eksportetterspørselen. En slik tilnærming er fornuftig dersom det er ledig kapasitet i eksportindustrien; det er grunn til å tro at eksportørene er prissettere når eksportvarer og konkurrerende utenlandske produkter er differensierte, og tilbyderatferden bør derfor representeres ved en pris-

¹ Likningene som dokumenteres i dette notatet inngikk i KVARTS inntil høsten 1992, da det ble utviklet en ny, mer aggregert, KVARTS-modell. Likningene som er implementert i dagens versjon av KVARTS er dokumentert i Naug (1995b).

² Se for eksempel oversiktsartikkelen til Goldstein og Khan (1985).

likning. Hvis det derimot er effektive kapasitetsskranke i produksjonen, blir eksportvolumet bestemt av kapasitetsnivået, selv om *etterspørselen* er gitt ved 2.1), og eksportvolumet bør da modelleres ved en *tilbudsrelasjon*. I praksis vil de fleste produksjonsenheter operere med full kapasitetsutnyttning i enkelte perioder og med ledig kapasitet i andre perioder. På et tilstrekkelig aggregert nivå er det imidlertid rimelig å anta at det alltid er noe ledig kapasitet.

En måte å representere tilbudseffekter på – som er benyttet i en del studier, men ikke i tidligere analyser på norske data – er å utvide 2.1) med kapasitetsutnyttningen i eksportindustrien. Under tradisjonelle (nyklassiske) forutsetninger har ikke variasjon i kapasitetsutnyttningen – enten dette skyldes endringer i eksporten, hjemmeveransene eller kapasitetsnivået – effekt på eksportvolumet ut over det som følger av at eksportprisene endres. Produsentene kan imidlertid ha kostnader forbundet med å endre produktprisen (menykostnader). Når kapasitetsutnyttningen øker til et høyt nivå, kan deler av produksjonen bli begrenset av kapasitetsskranke. Det kan da være optimalt for produsentene å la markedet klarere ved å øke leveringstidene fremfor å sette opp prisene. Økt leveringstid fra norske produsenter vil, alle andre forhold like, gi redusert etterspørsel etter norsk eksport og økt etterspørsel etter konkurrerende utenlandske produkter. Dersom kapasitetsutnyttningen får signifikant negativ effekt, impliserer dette, alle andre forhold like, at virkningene på eksportvolumet av økt eksportetterspørsel er svakere desto høyere kapasitetsutnyttningen er, at økte hjemmeveranser i noen grad medfører redusert eksport, og at økt kapasitetsnivå fører til økt eksport. I den økonometriske analysen vil vi teste for effekter av kapasitetsutnyttningen i norsk produksjon på eksportvolumet.

I tosektormodeller for små åpne økonomier skilles det mellom varer som handles internasjonalt og varer/tjenester som er skjernet for utenlandsk konkurranse. Varer som handles mellom land antas å være homogene, og prisen er gitt eksogent (på verdensmarkedet) for landet som studeres. Etterspørselen fra utlandet er således perfekt elastisk i dette tilfellet. Tilbudet av handelsvarer, X^T , er en funksjon av kapasitetsnivået i produksjonen, K , og forholdet mellom kostnader og verdensmarkedsprisen:

$$(2.2) \quad \log(X^T) = \alpha_2 + \beta_2 \log(K) + \gamma_2 \log(PV / PU),$$

hvor $PU = PA$ = Prisen på handelsvarer

Etterspørselen etter handelsvarer til innenlandsk anvendelse, X^D , avhenger av samlet innenlandsk etterspørsel, D , og forholdet mellom PU og prisen(e) på varer som er skjernet for utenlandsk konkurranse, PD :

$$(2.3) \quad \log(X^D) = \alpha_3 + \beta_3 \log(D) + \gamma_3 \log(PD / PU).$$

Siden produsentene og konsumentene er prisfaste kvantumstilpassere på verdensmarkedet, blir *produksjonen* av handelsvarer lik X^T , mens X^D er den innenlandske *anvendelsen*. Nettoeksporten, NX , er definert ved:

$$(2.4) \quad X^T - X^D \equiv NX = f(K, PV / PU, D, PD / PU).$$

Det er altså *enten* eksport *eller* import (negativ eksport). Utvidelse av kapasiteten og reduserte kostnader i forhold til verdensmarkedsprisen gir økt produksjon og nettoeksport. Nedgang i D og (PD/PU) reduserer den innenlandske anvendelsen av handelsvarer, og dermed øker nettoeksporten.

Av de åtte eksportvarene som modelleres nedenfor er det tre såkalte industrielle råvarer; Kjemiske råvarer, Treforedlingsprodukter og Metaller. De norske eksportprisene på industrielle råvarer følger i

stor grad utviklingen i verdensmarkedsprisene for tilsvarende varer, og 2.2)-2.4) synes derfor å være et relevant teorigrunnlag analyse av denne eksporten. Resultatene i Lindquist (1993,1995) tyder imidlertid på at eksporten av industrielle råvarer blir bedre forklart av etterspørselsrelasjoner av typen 2.1) enn av tilbudsbaserte modeller. Det virker likevel for restriktivt å utelukke at deler av den norske eksporten substituerer tilnærmet perfekt med konkurrerende utenlandsk produksjon. I tillegg er det sannsynlig at eksporten av industriråvarer som er differensierte relativt til utenlandske råvarer, i perioder, har; a) vært begrenset av kapasitetsskranke i produksjonen blant enkelte eksportører³; og b) økt som følge av oppstarting av nye anlegg⁴. For Kjemiske råvarer, Treforedlingsprodukter og Metaller benytter vi derfor samme tilnærming som i Naug (1995a,1995b) og utvider 2.1) ytterligere, ved å inkludere kapasitetsnivået i norsk produksjon og forholdet mellom variable enhetskostnader og utenlandske priser:

$$(2.5) \quad \log(A) = \delta_1 + \delta_2 \log(Y) + \delta_3 \log(K) + \delta_4 \log(PA / PU) \\ + \delta_5 \log(PV / PU) + \delta_6 \log(KAP), \delta_6 \leq 0.$$

Kapasitetsutnyttingsvariabelen, KAP, ivaretar her virkninger på eksportvolumet av endringer i leveransene til hjemmemarkedet; så lenge de andre variablene i 2.5) ligger fast, kan (når vi ser bort fra lagerbevegelser) variasjon i kapasitetsutnyttningen bare henføres til endringer i hjemmel leveransene. I modellen 2.2)-2.4) bestemmes kapasitetsutnyttningen av (PV/PU) alene, mens D og (PD/PU) kun bestemmer fordelingen av X^T på eksport- og hjemmel leveranser. Det er derfor utilfredsstillende å representere virkningene på eksporten av innenlandske forhold ved en kapasitetsutnyttingsvariabel. Senere analyser vil se nærmere på betydningen av innenlandske forhold for eksporten av industrielle råvarer.

Likningene ovenfor kan tolkes som langtidsløsningene av dynamiske modeller. De økonometriske eksportlikningene som presenteres nedenfor er spesifisert som feiljusteringsmodeller. I de dynamiske modellene er det åpnet for at det kan være ulikt tilpasningsforløp ved skift i eksportpriser og konkurransepriser, se Naug (1994,1995a,1995c) for tolkninger av slike effekter.

3. Data⁵

Den økonometriske analysen benytter kvartalsdata, hovedsakelig hentet fra det kvartalsvise nasjonalregnskapet (KNR), for perioden 1968.1-1990.4. Likningene som presenteres nedenfor vil imidlertid (på grunn av inkludert dynamikk) ha 1969.1 som startperiode. Vi estimerer eksportrelasjoner for følgende aggregerte industrivarer, med varekoden fra MODAG og den tidligere KVARTS-modellen i parentes:

- Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter (16)
- Drikkevarer og tobakk (17)
- Tekstil- og bekleddingsvarer (18)
- Diverse industriprodukter (25)
- Treforedlingsprodukter (34)
- Kjemiske råvarer (37)
- Metaller (43)

³ Kapasitetsutnyttingsberegninger og tall fra Statistisk sentralbyrås konjunkturbarometer indikerer at graden av kapasitetsutnyttning i norsk produksjon av industriråvarer var svært høy over store deler av den perioden som studeres nedenfor.

⁴ For eksempel økte eksporten av Kjemiske råvarer sterkt etter at produksjonen i Norsk Hydros polivinylklorid-fabrikk på Rafsnes startet opp i 1979. Råvarene produsert på Rafsnes kan ikke uten videre antas å substituere perfekt med utenlandske produkter.

⁵ Presise datadefinisjoner er gitt i et vedlegg.

- Verkstedprodukter (eksklusive skip og oljeplattformer) (46)

Som mål på utenlandsk etterspørsel anvendes indikatorer (betegnet MII) som er veidde gjennomsnitt av volumindekser for samlet vareimport hos Norges viktigste handelspartnere. Vektene reflekterer landenes betydning i norsk eksport av hver vare. Lindquist (1993,1995) argumenterer for at importbaserte indikatorer for utenlandsk etterspørsel gir et bedre bilde av markedsutviklingen for norske eksportvarer enn variable basert på bruttonasjonalprodukt, innenlandsk etterspørsel eller samlet vareproduksjon i utlandet.

Eksportprisene, PA, måles ved implisitte deflatorer for norsk eksport av hver vare. Som proxy for prisene på konkurrerende utenlandske produkter benyttes varespesifikke prisindekser for norsk import (BI) med unntak for Metaller hvor vi benytter IMF's metallprisindeks omregnet i norske kroner (MET) som konkurransepris. Til tross for at det kan rettes viktige prinsipielle innvendinger mot å måle konkurranseprisene med norske importpriser (se Naug (1995a) for en diskusjon), vurderer vi den valgte spesifikasjonen av PU som bedre enn alternative indikatorer som er tilgjengelige⁶.

Kapasitetsutnyttningstallene er hentet fra KVARTS-databanken, og er beregnet på bakgrunn av nasjonalregnskapstall. For å unngå simultanitetsproblemer, inkluderes kun tilbakedaterte verdier av kapasitetsutnyttningen i de økonometriske likningene.

Kapasitetsnivået og kostnadene i norsk produksjon av Kjemiske råvarer, Treforedlingsprodukter og Metaller approksimeres ved beholdningen av realkapital og variable enhetskostnader i sektorene som produserer disse varene. Ved estimeringen har vi tatt hensyn til at økninger i kapitalbeholdningen kan påvirke eksporten med betydelige tregheter; i nasjonalregnskapet måles bygningskapitalen i industrien slik at kapitalen øker når produksjonsanlegg *installeres* – før produksjonen har startet opp.

I tillegg til de økonomiske forklaringsvariablene og dummyvariable for sesong, benytter vi to dummyvariable for brudd i sesongmønsteret i KNR-tallene i 1978 og 1985, som inngår multiplikativt med sesongdummiene.

4. Resultater

I dette avsnittet rapporteres de økonometriske relasjonene, med 1969.1-1990.4 som estimeringsperiode. For hver av likningene rapporteres estimatene (ESTIMAT) for de teoretiske koeffisientene (KOEFF), samt standardavvik (ST.AVVIK), t-verdier (T-VERDI) og signifikanssannsynligheter (P-VERDI) for estimatene. Vi rapporterer også den multiple korrelasjonskoeffisienten (RSQ), den multiple korrelasjonskoeffisienten korrigert for antall frihetsgrader (CRSQ), standardavviket for regresjonen (SER), Durbin Watson observatoren (DW), LM tester for autokorrelasjon inntil 1. og 4. orden (Harvey (1981)), tester for ARCH-heteroskedastisitet inntil 1. og 4. orden (Engle (1982)) og normalitetstesten i Jarque og Bera (1980) ($N \chi(2)$). For feilspesifikasjonstestene oppgis signifikanssannsynligheter i parentes. DEL(s: x) betegner endringen i variabelen x over s kvartaler. I tillegg til de dynamiske modellene, gjengis de statiske langtidsløsningene for hver relasjon. Koeffisientene for sesongdummi og dummyvariable for brudd i sesongmønsteret i KNR er utelatt fra tabellene.

4.1. Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter (vare 16)

Innenlandsk etterspørsel og kapasitetsnivå ser ut til å spille en viktig rolle for eksporten av Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter. For det første finner vi at eksporten er begrenset av tilgangen på uforedlet fisk; hjemmeleveransene av uforedlet fisk, (X13-A13), inngår signifikant, med en langtidselastisitet på 0,15. Om lag halvparten av virkningen på eksportvolumet av et varig skift i denne variabelen er utspilt etter ett kvartal, og langtidseffekten er i hovedsak oppnådd etter fire

⁶ Denne vurderingen bygger på Lindquist (1993,1995), som estimerer eksportrelasjoner med ulike indikatorer for prisene på utenlandske produkter.

kvartaler. Modellen inneholder også klart signifikante effekter av kapasitetsutnyttningen i norsk produksjon og forholdet mellom produksjonen av vare 16 og privat konsum av matvarer, med langtidselastisiteter på henholdsvis -1,20 og 0,86. Relasjonen impliserer altså, alle andre forhold like, at økt innenlandsk etterspørsel i en viss grad blir tilfredsstilt på bekostning av eksporten og omvendt, at økt kapasitetsnivå gir økt eksport, og at virkningene på eksporten av økt etterspørsel er svakere desto høyere kapasitetsutnyttningen er i utgangspunktet. Endringer i kapasitetsutnyttningen påvirker eksportvolumet etter to kvartaler, mens endringer i forholdet mellom produksjon og innenlandsk etterspørsel først virker etter 4-5. kvartaler. Det meste av virkningene på eksporten av skift i disse variablene er uttømt etter 2-3 år.

Endringer i utenlandsk etterspørsel påvirker eksporten først etter fire kvartaler, og langtidselastisiteten er så lav som 0,15. Den lave langtidselastisiteten kan ha sammenheng med at andelen matvarer i privat konsum, og dermed trolig også i vareimporten, har vært avtakende over tid. Økte eksportpriser i forhold til prisene på konkurrerende utenlandske produkter gir ingen effekt på eksportvolumet i det samme kvartalet som skiftet finner sted. Etter to og fire kvartaler har eksporten gått ned med henholdsvis 0,34 og 0,55 prosent, mens den langsiktige nedgangen i eksporten på 0,71 prosent i hovedsak er nådd etter to år.

Tabell 4.1: Eksportlikning for Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter

$$\text{DEL}(1: \text{LOG}(A16)) = A + DA1 * \text{DEL}(1: \text{LOG}(A16(-1))) + LX15C * (\text{LOG}(X1516(-5)) - \text{LOG}(C00(-4))) + LPA * (\text{LOG}(PA16(-1)/BI16(-1))) + LX13M * \text{LOG}(X13-A13) + LX13M * \text{LOG}(MII16(-4)) + LA * \text{LOG}(A16(-1)) + LKA * \text{LOG}(KAP15(-2))$$

$$RSQ = 0,743464 \quad CRSQ = 0,717485 \quad SER = 0,066833 \quad DW = 1,89167$$

$$LM F(1,78): 0,30 (0,59) \quad LM F(4,75): 0,57 (0,69) \quad N \chi(2): 1,62 (0,44)$$

$$ARCH F(1,77): 0,13 (0,72) \quad ARCH F(4,71): 0,31 (0,87)$$

KOEFF.	ESTIMAT	ST.AVVIK	T-VERDI	P-VERDI
A	6,28402	1,39718	4,49763	2,328327E-05
DA1	-0,216159	0,076129	-2,83937	0,005745
LA	-0,468884	0,093555	-5,01186	3,215706E-06
LKA	-0,565649	0,191095	-2,96004	0,004059
LPA	-0,336599	0,088405	-3,80747	0,000276
LX13M	0,069751	0,028616	2,43749	0,017036
LX15C	0,404676	0,166643	2,4284	0,017438

Statisk langtidsløsning: $\text{Log}(A16) = 0,149 * \text{log}(MII16) - 0,718 * \text{log}(PA16/BI16) - 1,206 * \text{log}(KAP15) + 0,863 [\text{log}(X1516) - \text{log}(C00)] + 0,149 * \text{log}(X13-A13)$.

4.2. Drikkevarer og tobakk (vare 17)

Eksportlikningen for Drikkevarer og tobakk er en standard etterspørselrelasjon med langtids-elasticiteter for utenlandsk etterspørsel og relative priser på henholdsvis 1,33 og -0,85. Likningen inneholder sterkt signifikante korttidseffekter av skift i relative priser, og virkningene av relative prisendringer på eksportvolumet er i hovedsak utspilt etter ett kvartal. Ved skift i utenlandsk etterspørsel er det derimot betydelige tilpasningstreggheter; økt utenlandsk etterspørsel med én prosent gir økt eksport med 0,36 og 0,85 prosent etter henholdsvis ett og fire kvartaler.

Tabell 4.2: Eksportlikning for Drikkevarer og tobakk

$$\text{DEL}(1: \text{LOG}(A17)) = \text{DPA0} * \text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{PA17}/\text{BI17})) + \text{DA1} * \text{DEL}(1: \text{LOG}(A17(-1))) + \text{LPA} * (\text{LOG}(\text{PA17}(-1)/\text{BI17}(-1))) + \text{LMI} * \text{LOG}(\text{MII17}) + \text{LA} * \text{LOG}(A17(-1))$$

$$\text{RSQ} = 0,71082 \quad \text{CRSQ} = 0,693187 \quad \text{SER} = 0,140002 \quad \text{DW} = 2,06067$$

$$\text{LM F}(1,81): 0,32 (0,58) \quad \text{LM F}(4,78): 0,45 (0,77) \quad \text{N } \chi(2): 0,27 (0,87) \\ \text{ARCH F}(1,80): 0,40 (0,53) \quad \text{ARCH F}(4,74): 0,94 (0,45)$$

KOEFF.	ESTIMAT	ST.AVVIK	T-VERDI	P-VERDI
DA1	-0,21106	0,069749	-3,02601	0,00331
DPA0	-0,961862	0,09575	-10,0455	0,
LA	-0,273453	0,086542	-3,15979	0,002212
LMI	0,364616	0,114095	3,19572	0,001981
LPA	-0,233012	0,101347	-2,29914	0,024041

Statisk langtidsløsning: $\text{Log}(A17) = 1,333 * \text{log}(\text{MII17}) - 0,852 * \text{log}(\text{PA17}/\text{BI17})$.

4.3. Tekstil- og bekledningsvarer (vare 18)

I likningen for Tekstil- og bekledningsvarer er de langsiktige elasticitetene for utenlandsk etterspørsel estimert til henholdsvis 1,0 og -1,71. Av tabell 4.3 framgår det at 1. kvartalseffektene av skift i utenlandsk etterspørsel, eksportpriser og utenlandske priser er markert svakere enn langtidseffektene. Et interessant trekk ved modellen er at eksportetterspørselen reagerer vesentlig raskere på partielle endringer i de norske eksportprisene enn på endringer i prisene på konkurrerende utenlandske produkter.

Likningen inneholder også et trendledd med en koeffisient som impliserer at eksportvolumet synker med 1,3 prosent pr. kvartal, alle andre forhold like. Trendleddet kan reflektere virkninger på eksportvolumet av tap av ikke-prismessig konkurransevne. Denne effekten gjør seg trolig ikke lenger gjeldende; fra 1993 til 1994 økte eksportvolumet av Tekstil- og bekledningsvarer med 36 prosent. Av resultatene foran følger det at en økning i markedsindikatoren med 9 prosent fra 1993 til 1994 og et redusert forhold mellom eksportpriser og konkurransepriser med 4 prosent fra 1992 til 1994 bare i mindre grad kan forklare den ekstraordinært sterke eksportøkningen i 1994.

Tabell 4.3: Eksportlikning for Tekstil- og bekleidningsvarer

$$\text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{A18})) = \text{A} + \text{DMI0} * \text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{MII18})) + \text{DMI0} * \text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{MII18}(-4))) \\ + \text{DPA0} * \text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{PA18})) + \text{DBI0} * \text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{BI18})) + \text{DA4} * \text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{A18}(-4))) \\ + \text{LPA} * (\text{LOG}(\text{PA18}(-1)/\text{BI18}(-1))) + \text{LA} * (\text{LOG}(\text{A18}(-1)/\text{MII18}(-1))) + \text{TR} * \text{TID}$$

$$\text{RSQ} = 0,876306 \quad \text{CRSQ} = 0,860242 \quad \text{SER} = 0,047436 \quad \text{DW} = 2,21141$$

$$\text{LM F}(1,76): 1,23 (0,27) \quad \text{LM F}(4,73): 0,48 (0,75) \quad \text{N } \chi(2): 0,78 (0,68)$$

$$\text{ARCH F}(1,75): 0,02 (0,88) \quad \text{ARCH F}(4,69): 1,91 (0,12)$$

KOEFF.	ESTIMAT	ST.AVVIK	T-VERDI	P-VERDI
A	0,571157	0,215638	2,64868	0,0098
DA4	-0,264116	0,069711	-3,78874	0,000299
DBI0	0,432335	0,197665	2,18722	0,031762
DMI0	0,374817	0,101421	3,69566	0,000408
DPA0	-1,08295	0,135941	-7,96631	0,
LA	-0,126464	0,051447	-2,45813	0,016213
LPA	-0,216563	0,130666	-1,65737	0,101514
TR	-0,001653	0,000512	-3,22653	0,001841

Statisk langtidsløsning: $\text{Log}(\text{A18}) = 1,000 * \log(\text{MII18}) - 1,712 * \log(\text{PA18}/\text{BI18}) - 0,013 * \text{TID}$.

4.4. Diverse industriprodukter (vare 25)

For varen Diverse industriprodukter finner vi langtidselastisiteter på 1,13 (utenlandsk etterspørsel), -1,57 (forholdet mellom eksportpriser og konkurransepriser) og -0,93 (kapasitetsutnyttningen i norsk produksjon). Skift i høyresidevariablene påvirker eksportvolumet med betydelige tidsforsinkelser også her. Økt utenlandsk etterspørsel med én prosent gir økt eksportvolum med 0,38 prosent etter ett kvartal og 0,46 og 0,74 prosent etter henholdsvis fire og åtte kvartaler. Økt kapasitetsutnyttning med én prosent påvirker eksporten etter ett kvartal, med en elastisitet på -0,20. Etter fire og åtte kvartaler har eksporten gått ned med henholdsvis 0,40 og 0,79 prosent. Det meste av virkningene på eksportvolumet av partielle endringer i utenlandsk etterspørsel og kapasitetsutnyttningen er utspilt etter tre år.

Estimeringsresultatene for Diverse industriprodukter tyder på at etterspørselen tilpasser seg vesentlig raskere til endringer i eksportprisene enn til endringer i utenlandske priser. Økte eksportpriser med én prosent gir nedgang i eksportvolumet med 0,49 prosent i samme kvartal, mens skift i konkurranseprisene først påvirker eksporten etter tre kvartaler. Fire kvartaler etter en partiell økning i eksportprisene har eksporten gått ned med én prosent, mens en tilsvarende økning i utenlandske priser kun gir økt eksportvolum med 0,34 prosent etter fire kvartaler.

Tabell 4.4: Eksportlikning for Diverse industriprodukter

$$\text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{A25})) = A + \text{DMI0} * \text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{MII25})) + \text{DMI3} * \text{DEL}(2: \text{LOG}(\text{MII25}(-3))) + \text{DPA0} * \text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{PA25})) + \text{DA1} * \text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{A25}(-1))) - \text{DMI3} * \text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{A25}(-3))) + \text{DA4} * \text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{A25}(-4))) + \text{LPA} * (\text{LOG}(\text{PA25}(-1)/\text{BI25}(-3))) + \text{LMI} * \text{LOG}(\text{MII25}(-1)) + \text{LA} * \text{LOG}(\text{A25}(-1)) + \text{LKA} * \text{LOG}(\text{KAP25}(-1))$$

$$\text{RSQ} = 0,887344 \quad \text{CRSQ} = 0,871038 \quad \text{SER} = 0,037964 \quad \text{DW} = 2,20159$$

$$\text{LM F}(1,75): 1,78 (0,19) \quad \text{LM F}(4,72): 1,20 (0,32) \quad \text{N } \chi(2): 1,34 (0,51)$$

$$\text{ARCH F}(1,74): 0,18 (0,68) \quad \text{ARCH F}(4,68): 0,97 (0,43)$$

KOEFF.	ESTIMAT	ST.AVVIK	T-VERDI	P-VERDI
A	1,97657	0,540339	3,65802	0,000466
DA1	-0,339926	0,062413	-5,4464	0,
DA4	0,194668	0,075719	2,57093	0,012097
DMI0	0,380659	0,161729	2,35368	0,021175
DMI3	-0,276536	0,075363	-3,66939	0,000449
DPA0	-0,489828	0,130761	-3,74597	0,000348
LA	-0,216331	0,072445	-2,98612	0,003801
LKA	-0,201008	0,09204	-2,18393	0,032053
LMI	0,243522	0,087837	2,77244	0,006994
LPA	-0,339435	0,085657	-3,96273	0,000166

Statisk langtidsløsning: $\text{Log}(\text{A25}) = 1,126 * \text{log}(\text{MII25}) - 1,569 * \text{log}(\text{PA25}/\text{BI25}) - 0,929 * \text{log}(\text{KAP25})$.

4.5. Treforedlingsprodukter (vare 34), Kjemiske råvarer (vare 37) og Metaller (vare 43)

I likningene for Treforedlingsprodukter, Kjemiske råvarer og Metaller har vi, som beskrevet foran, tatt som utgangspunkt at eksporten både består av varer som er differensierte relativt til konkurrerende utenlandske produkter og av varer som er homogene i forhold til konkurrerende råvarer produsert i utlandet. Denne hypotesen får støtte i data. Vi estimerer signifikante effekter av utenlandsk etterspørsel, relative priser og forholdet mellom enhetskostnader og utenlandske priser for alle de tre varene, og vi finner at kapasitetsnivået i norsk produksjon har begrenset eksporten av industrielle råvarer; likningene for Metaller og Treforedlingsprodukter inneholder signifikante effekter av henholdsvis kapasitetsnivået og kapasitetsutnyttningen i norsk produksjon, mens relasjonen for Kjemiske råvarer inkluderer en dummyvariabel som impliserer at eksportvolumet (alle andre forhold like) økte sterkt da produksjonen ved Norsk Hydros PVC-fabrikk på Rafsnes startet opp i 1979. Effektene av kapasitetsnivået kan også forklares med at deler av eksporten som substituerer imperfekt med utenlandske produkter, i perioder, har vært bestemt fra tilbudssiden, jf. drøftingen av likning 2.5).

I relasjonen for Kjemiske råvarer er den langsiktige elastisiteten for utenlandsk etterspørsel estimert til 1,24. Det er ingen 1. kvartalseffekter av skift i denne variabelen, men etter to kvartaler har en økning i den utenlandske etterspørselen med én prosent gitt økt eksportvolum med 0,7 prosent. De langsiktige virkningene på eksporten av skift i utenlandsk etterspørsel er i hovedsak utpilt etter 5-6 kvartaler.

For Treforedlingsprodukter og Metaller er langtidselastisitetene for utenlandsk etterspørsel på henholdsvis 0,34 og 0,49. For disse varene finner vi at korttidsvirkningene av varige endringer i utenlandsk etterspørsel er vesentlig sterkere enn langtidseffektene. Etter ett kvartal har en økning i utenlandsk etterspørsel med én prosent gitt økt eksport av Treforedlingsprodukter med 0,56 prosent og økt eksport av Metaller med 0,87 prosent, mens de tilsvarende tallene etter to kvartaler er 1,03 (Treforedlingsprodukter) og 1,25 (Metaller). Tre år etter en varig (partiell) økning i utenlandsk etterspørsel ligger eksporten av Treforedlingsprodukter fortsatt på et høyere nivå enn hva det vil gjøre på lang sikt. For Metaller er virkningene av skift i utenlandsk etterspørsel i hovedsak utspilt etter ett år. Det estimerte forløpet av skift i utenlandsk etterspørsel for eksporten av Treforedlingsprodukter og Metaller har trolig sammenheng med at etterspørselen etter treforedlings- og metallvarer er sterkt pro-syklisk. Andelen treforedlingsprodukter og metaller i den utenlandske vareimporten øker derfor i en konjunkturoppgang for deretter å avta senere i konjunktursykkelen. En supplerende forklaring er følgende: Når etterspørselsnivået i utlandet øker, tilpasses den norske *produksjonen* av relativt tregt. I en *begrenset periode* øker likevel *eksporten* forholdsvis sterkt ved at lagrene av ferdigvarer reduseres. Denne tolkningen av tilpassingsforløpet ved økninger i utenlandsk etterspørsel underbygges av den aggregerte lagerrelasjonen for industrielle råvarer i Johansson (1994).

I likningen for Treforedlingsprodukter gir økt kapasitetsutnyttning med én prosent en reduksjon i eksportvolumet på 2,22 prosent på lang sikt. Tilpasningen ved endring i kapasitetsutnyttning er svært treg; etter fire og åtte kvartaler er de kumulerte elastisitetene på henholdsvis -0,58 og -1,23. Det meste av virkningene på eksporten av en partiell endring i kapasitetsutnyttningen er utspilt etter tre år.

I relasjonen for Metaller gir økt kapitalbeholdning med én prosent økt eksportvolum med 0,49 prosent på lang sikt. Endringer i kapitalbeholdningen påvirker eksporten etter fire kvartaler. Konstruksjonen av kapitaltallene (jf. diskusjonen i avsnitt 3) vanskeliggjør estimering av kapasitetseffekter på eksporten. Dette er trolig årsaken til at dummyvariabelen for produksjon ved Norsk Hydros PVC-fabrikk på Rafsnes blir sterkt signifikant i likningen for Kjemiske råvarer samtidig som det ikke blir signifikante effekter av kapitalbeholdningen når den inkluderes.

I likningene for Treforedlingsprodukter og metaller er langtidselastisitetene for relative priser og forholdet mellom variable enhetskostnader og utenlandske priser pålagt å være identiske. For Treforedlingsprodukter er langtidselastisitetene av de to variablene estimert til -1,23, mens den tilsvarende langtidselastisiteten i relasjonen for Metaller er -0,21. For Kjemiske råvarer har vi estimert langtidselastisiteter av (PA/BI) og (PV/BI) på henholdsvis -0,65 og -0,41.

I relasjonen for Treforedlingsprodukter virker skift i eksportprisene og kostnadene etter henholdsvis ett og to kvartaler. Etter fire kvartaler har partielle økninger i disse variablene med én prosent ført til nedgang i eksportvolumet med henholdsvis 0,73 og 0,55 prosent. Tilpasningen til langtidsløsningen er jevn og det meste av effekten av endringer i disse variablene er utspilt etter ti kvartaler. For utenlandsk priser er tilpasningen raskere. Økte utenlandske priser gir økt eksport med 0,31 prosent i det samme kvartalet som prisøkningen finner sted, og langtidsvirkningene er i hovedsak utspilt etter åtte kvartaler.

Resultatene for Kjemiske råvarer tyder på at tilpasningen er relativt rask ved partielle endringer i PA, BI og PV. Det er signifikante og numerisk betydelige 1. kvartaleffekter av alle de tre variablene, og langtidsvirkningene av skift er i hovedsak uttømt etter 4-5 kvartaler. Ved endringer i variable enhetskostnader er det betydelig «overshooting» det første året etter et skift.

Også for Metaller finner vi at korttidseffektene av partielle endringer i PA og PV er markert sterkere enn langtidseffektene, men langtidseffekten er så godt som utspilt etter fire kvartaler. Ved økte konkurransepriser med én prosent øker eksporten med 0,19 prosent i samme kvartal, mens det meste av langtidsvirkningen er utspilt etter to kvartaler.

Den sterke «overshootingen» av endringer i PV i likningene for Kjemiske råvarer og Metaller og av PA i relasjonen for Metaller kan ha sammenheng med at likningene er estimert med minste kvadraters metode; med stordriftsfordeler i produksjonen vil økt produksjon gi reduserte enhetskostnader. Dermed ser det ut som om reduserte kostnader har gitt økt eksport, mens det er det motsatte som er tilfelle. Denne effekten trekker i retning av at korttidseffektene av skift i variable enhetskostnader og eksportpriser overvurderes, men langtidsvirkningene blir antakelig ikke særlig påvirket. I Naug (1995a) estimeres en aggregert likning for Treforedlingsprodukter, Kjemiske råvarer og Metaller med instrumentvariable for eksportpriser og variable enhetskostnader. Vi finner der at korttidseffektene av endringer i eksportprisene er svakt (men ikke signifikant) sterkere enn langtidseffekten, mens det ikke blir signifikante 1. kvartalseffekter av skift i variable enhetskostnader.

Det er ikke trivielt å trekke slutninger om hvor følsom eksportterspørselen for de industrielle råvarene er ut fra resultatene i tabell 4.5.1-4.5.3. I likhet med Lindquist (1993,1995) finner vi langtidselastisiteter for relative priser i likningene for Kjemiske råvarer og Metaller som er svært lave, både absolutt sett og vurdert mot priselastisitetene for de andre industrivarene som analyseres. Langtidskoeffisienten for relative priser i likningen for Treforedlingsprodukter er heller ikke spesielt høy i absoluttverdi. På bakgrunn av disse resultatene vil det imidlertid være (helt) urimelig å konkludere med at eksportterspørselen for industrielle råvarer er lite prisfølsom: Våre resultater tyder jo på at en signifikant andel av produksjonen substituerer (tilnærmet) perfekt med konkurrerende utenlandske industriråvarer. De lave absolutte langtidselastisitetene for relative priser i tabell 4.5.1-4.5.3 må forstås i lys av følgende forhold:

Koeffisienten(e) for relative priser i en aggregert, økonometrisk, eksportrelasjon avhenger av den historiske utviklingen i relative priser for hver av varene i aggregatet som modelleres. Forholdet mellom prisene på eksport og utenlandsk produksjon kan antas å variere mer (mindre) desto svakere (sterkere) substitusjon det er i etterspørselen. Varer med lav (høy) absolutt priselastisitet får derfor relativt stor (liten) innflytelse på variasjonen i relative priser og på den langsiktige priselastisiteten. Som følge av den svake variasjonen i relative priser for mange varer (for eksempel aluminium), vil i tillegg en stor del av den *observerte* variasjonen i relative priser være forårsaket av at prisindeksene for norsk eksport og utenlandsk produksjon er ulikt sammensatt og at varene som inngår i prisindeksene ikke har identisk prisutvikling. Det kan være en viss substitusjon mellom ulike råvarer (som for eksempel mellom aluminium og stål i produksjon av mineralvannsbokser og mellom aluminium, stål og magnesium i produksjon av enkelte bildeler), men det er ingen grunn til å tro at denne substitusjonen er spesielt sterk – og i de fleste tilfeller er den trolig nær null. Mye av den observerte variasjonen i relative priser fører derfor ikke til endringer i eksportvolumet av særlig betydning, og dermed blir langtidselastisitetene for relative priser lave i absoluttverdi.

LM testen for 1. ordens autokorrelasjon er signifikant i likningen for Kjemiske råvarer. DW-observatoren tyder på autokorrelasjonen i residualene er *negativ*. I så fall er t-verdiene RSQ og CRSQ i tabell 4.5.2 undervurderte og SER overvurdert.

Tabell 4.5.1: Eksportlikning for Treforedlingsprodukter

$$\begin{aligned} \text{DEL}(1: \text{LOG}(A34)) = & A + \text{DMI0} * \text{DEL}(2: \text{LOG}(\text{MII34})) + \text{DBI0} * \text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{BI34})) + \text{DBI1} * \\ & \text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{BI34}(-1))) + \text{DBI2} * \text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{BI34}(-2))) + \text{DBI3} * \text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{BI34}(-3))) + \\ & \text{DBI2} * \text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{BI34}(-4))) + \text{DBI3} * \text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{BI34}(-5))) + \text{DBI2} * \text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{BI34}(-6))) \\ & + \text{DBI7} * \text{DEL}(1: \text{LOG}(\text{BI34}(-7))) - \text{DBI0} * \text{DEL}(1: \text{LOG}(A34(-1))) + \text{DKA1} * \text{DEL}(2: \text{LOG}(\text{KAP34} \\ & (-1))) + \text{DKA3} * \text{DEL}(2: \text{LOG}(\text{KAP34}(-3))) + \text{DKA5} * \text{DEL}(2: \text{LOG}(\text{KAP34}(-5))) + \text{DKA3} * \text{DEL}(2: \\ & \text{LOG}(\text{KAP34}(-7))) + \text{LPAPV} * (\text{LOG}(\text{PA34}(-1)/\text{BI34}(-8))) + \text{LPAPV} * (\text{LOG}(\text{PV34}(-2)/\text{BI34}(-8))) + \\ & \text{LMI} * \text{LOG}(\text{MII34}(-1)) + \text{LA} * \text{LOG}(A34(-1)) + \text{LKA} * \text{LOG}(\text{KAP34}(-9)) \end{aligned}$$

RSQ = 0,792883 CRSQ = 0,749733 SER = 0,041396 DW = 2,08895

LM F(1,71): 0,45 (0,50) LM F(4,68): 0,52 (0,72) N χ (2): 5,16 (0,08)

ARCH F(1,70): 1,21 (0,27) ARCH F(4,64): 0,96 (0,43)

KOEFF.	ESTIMAT	ST.AVVIK	T-VERDI	P-VERDI
A	6,05154	0,779658	7,76179	0,
DBI0	0,309803	0,057139	5,42191	0,
DBI1	1,00579	0,155775	6,45668	0,
DBI2	0,74573	0,146833	5,07877	2,876153E-06
DBI3	0,514356	0,165507	3,10775	0,002698
DBI7	1,38162	0,173897	7,94505	0,
DKA1	-0,205987	0,108987	-1,89002	0,062781
DKA3	-0,416487	0,138716	-3,00244	0,00368
DKA5	-0,691161	0,140877	-4,90612	5,585158E-06
DMI0	0,561376	0,132493	4,23703	6,609784E-05
LA	-0,333131	0,080259	-4,15069	8,973517E-05
LKA	-0,739626	0,158412	-4,66901	1,366878E-05
LMI	0,112243	0,025774	4,35487	4,332287E-05
LPAPV	-0,408342	0,062388	-6,54522	0,

Statisk langtidsløsning: $\text{Log}(A34) = 0,337 * \text{log}(\text{MII34}) - 1,226 * [\text{log}(\text{PA34}/\text{B134}) + \text{log}(\text{PV34}/\text{B134})] - 2,220 * \text{log}(\text{KAP34})$.

Tabell 4.5.2: Eksportlikning for Kjemiske råvarer

$$\text{DEL}(1: \text{LOG}(A37)) = A + \text{DPV0} * \text{DEL}(2: \text{LOG}(PV37)) + \text{LPA} * \text{LOG}(PA37/BI37) + \text{LPV} * (\text{LOG}(PV37(-1)/BI37)) + \text{LMI} * \text{LOG}(MII37(-1)) + \text{LA} * \text{LOG}(A37(-1)) + \text{D79} * \text{DUMMY79} + \text{D884} * \text{D88.4}$$

$$\text{RSQ} = 0,706659 \quad \text{CRSQ} = 0,680992 \quad \text{SER} = 0,074906 \quad \text{DW} = 2,35018$$

$$\text{LM F}(1,79): 4,48 (0,04) \quad \text{LM F}(4,76): 1,68 (0,16) \quad \text{N } \chi(2): 5,25 (0,07)$$

$$\text{ARCH F}(1,78): 0,29 (0,60) \quad \text{ARCH F}(4,72): 1,25 (0,30)$$

KOEFF.	ESTIMAT	ST.AVVIK	T-VERDI	P-VERDI
A	2,12757	0,267118	7,96489	0,
DPV0	-0,648437	0,185335	-3,49874	0,000767
D884	-0,212356	0,077367	-2,74478	0,007474
D79	-0,079958	0,008026	-9,96262	0.
LA	-0,559596	0,066375	-8,43085	0,
LMI	0,696383	0,102359	6,80333	0,
LPA	-0,365839	0,131988	-2,77176	0,006932
LPV	-0,228637	0,106095	-2,15502	0,034167

Statisk langtidsløsning: $\text{Log}(A37) = 1,244 * \log(MII37) - 0,654 * \log(PA37/B137) - 0,409 * \log(PV37/B137) - 0,143 * \text{DUMMY79}$.

Tabell 4.5.3: Eksportlikning for Metaller

$$\text{DEL}(1: \text{LOG}(A43)) = A + \text{DMI0} * \text{DEL}(2: \text{LOG}(MII43)) + \text{DPA0} * \text{DEL}(1: \text{LOG}(PA43)) + \text{DPA0} * \text{DEL}(1: \text{LOG}(PV43)) + \text{DBI0} * \text{DEL}(1: \text{LOG}(MET)) + \text{DBI0} * \text{DEL}(1: \text{LOG}(A43(-2))) + \text{LPV} * (\text{LOG}(PA43(-1)/MET(-1))) + \text{LPV} * (\text{LOG}(PV43(-1)/MET(-1))) + \text{LMI} * \text{LOG}(MII43(-2)) + \text{LA} * \text{LOG}(A43(-1)) + \text{LMI} * \text{LOG}(K43(-4))$$

$$\text{RSQ} = 0,782947 \quad \text{CRSQ} = 0,760967 \quad \text{SER} = 0,054075 \quad \text{DW} = 1,92379$$

$$\text{LM F}(1,78): 0,12 (0,73) \quad \text{LM F}(4,75): 0,20 (0,94) \quad \text{N } \chi(2): 2,21 (0,33)$$

$$\text{ARCH F}(1,77): 0,07 (0,78) \quad \text{ARCH F}(4,71): 0,39 (0,82)$$

KOEFF	ESTIMAT	ST.AVVIK	T-VERDI	P-VERDI
A	1,87057	0,427364	4,377	3,645012E-05
DBI0	0,189865	0,054895	3,45869	0,000878
DMI0	1,03425	0,119964	8,62129	0,
DPA0	-0,384764	0,109701	-3,50738	0,00075
LA	-0,791185	0,085126	-9,29427	0,
LMI	0,389511	0,046914	8,30266	0,
LPV	-0,169108	0,032786	-5,15789	1,796627E-06

Statisk langtidsløsning: $\text{Log}(A43) = 0,492 * \log(MII43) + 0,492 * \log(K43) - 0,214 * [\log(PA43/MET) + \log(PV43/MET)]$

4.6. Verkstedprodukter (vare 46)

For Verkstedprodukter har vi estimert en tradisjonell etterspørselsbasert modell. Endringer i relative priser påvirker eksporten først etter ni kvartaler, og etter 12 og 16 kvartaler er ikke mer enn 55 og 79 prosent av den langsiktige eksportnedgangen på 1,11 prosent utspilt.

Også for utenlandsk etterspørsel har vi inkludert relativt lange lag, men korttidselastisiteten for denne variabelene er så høy som 0,81, og den langsiktige eksportøkningen på 1,28 prosent av en økning i utenlandsk etterspørsel med én prosent er i hovedsak nådd etter seks kvartaler.

I Lindquist (1993,1995) er langtidselastisiteter av eksportvolumet med hensyn på utenlandsk etterspørsel større enn én tolket som at norske eksportører styrker sin ikke-prismessige konkurranseevne når etterspørselen vokser, siden de da øker sine markedsandeler. I så fall bedret norske eksportører av Verkstedprodukter sin ikke-prismessige konkurranseevne fra 1969 til 1990. En alternativ hypotese til forklaring av den høye langtidselastisiteten for utenlandsk etterspørsel er at andelen verkstedprodukter i den utenlandske vareimporten har økt over tid som følge av at den økte internasjonale spesialiseringen har vært spesielt sterk for denne typen varer. En økning i den utenlandske vareimporten med én prosent har i så fall ført til en økning i importen av verkstedprodukter med *mer* enn en prosent historisk. Denne hypotesen støttes av følgende observasjoner/resultater på norske data:

- Andelen for Verkstedprodukter i den norske vareimporten (eksklusive energivarer, skip, oljeplattformer og ikke-konkurrerende import) økte fra 28 til 36 prosent i perioden 1969-1990
- Eksportandelen for Verkstedprodukter økte også sterkt i denne perioden.
- Resultatene i Naug (1994,1995c) indikerer at økt internasjonal arbeidsdeling betydde mye for økningen i importandelen for Verkstedprodukter fra 1969 til 1990, og mer enn for andre industrivarer.

Tabell 4.6: Eksportlikning for Verkstedprodukter

$$\text{DEL}(1: \text{LOG}(A46)) = A + \text{DMI0} * \text{DEL}(9: \text{LOG}(\text{MII46})) + \text{DA1} * \text{DEL}(3: \text{LOG}(A46(-1))) + \text{DA4} * \text{DEL}(1: \text{LOG}(A46(-4))) + \text{LPA} * (\text{LOG}(\text{PA46}(-8)/\text{BI}(-8))) + \text{LMI} * \text{LOG}(\text{MII46}(-9)) + \text{LA} * \text{LOG}(A46(-1))$$

$$\text{RSQ} = 0,818902 \quad \text{CRSQ} = 0,803056 \quad \text{SER} = 0,065337 \quad \text{DW} = 2,13415$$

$$\text{LM F}(1,79): 0,89 (0,35) \quad \text{LM F}(4,76): 1,04 (0,39) \quad \text{N } \chi(2): 3,26 (0,20)$$

$$\text{ARCH F}(1,78): 0,00 (0,94) \quad \text{ARCH F}(4,72): 0,28 (0,89)$$

KOEFF.	ESTIMAT	ST.AVVIK	T-VERDI	P-VERDI
A	2,15861	0,544653	3,96327	0,00016
DA1	-0,413434	0,087753	-4,71133	1,021802E-05
DA4	-0,173694	0,055979	-3,10283	0,002649
DMI0	0,81922	0,108023	7,58376	0,
LA	-0,492904	0,096071	-5,13064	1,975865E-06
LMI	0,631471	0,112014	5,63744	0,
LPA	-0,548999	0,1113	-4,93261	4,328383E-06

Statisk langtidsløsning: $\text{Log}(A46) = 1,281 * \text{log}(\text{MII46}) - 1,114 * \text{log}(\text{PA46}/\text{BI46})$.

5. Avslutning

Dette notatet har presentert økonometriske eksportlikninger for norske industrivarer som i stor grad avviker fra eksportrelasjoner estimert i tidligere studier på norske (og tildels også utenlandske) data. Forskjellen er størst for de industrielle råvarene Kjemiske råvarer, Treforedlingsprodukter og Metaller. Mens tidligere analyser på norske data har modellert eksporten av industrielle råvarer ved rene tilbuds- og etterspørselslikninger, inkluderer vi variable fra begge modelltypene i relasjonene for de industrielle råvarene. En slik tilnærming begrunnes med at markedene for en del industriråvarer antakelig er kjenne-tegnet ved imperfekt konkurranse mellom differensierte produkter, samtidig som det er grunn til å tro at deler av den norske råvareeksporten substituerer tilnærmet perfekt med konkurrerende utenlandsk produksjon. Estimeringsresultatene gir støtte til denne hypotesen; vi finner signifikante effekter av aktivitetsnivået i utlandet, relative priser og forholdet mellom variable enhetskostnader i norsk produksjon og utenlandske priser på eksportvolumet. For Treforedlingsprodukter tyder resultatene også på at økte leveranser til hjemmemarkedet fører til redusert eksport og omvendt. I relasjonene for Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter og Diverse industriprodukter finner vi signifikante effekter av kapasitetsutnytingen i norsk produksjon, noe som – alle andre forhold like – impliserer at økt kapasitet og reduserte hjemmeliveranser gir økt eksport, og at virkningene på eksportvolumet av økt eksportetterspørsel er mindre desto høyere kapasitetsutnytingen er i utgangspunktet.

Variabeldefinisjoner:

- A_i = Eksport av vare i , faste kjøperpriser. Kilde: Kvartalsvis nasjonalregnskap (KNR).
- A_{13} = Eksport av uforedlet fisk. Kilde: KNR.
- B_{li} = Importprisindeks for vare i , basispris inkl. toll. Kilde: KNR.
- C_{00} = Privat konsum av matvarer, faste kjøperpriser. Kilde: KNR.
- $DUMMY_{79}$ = Dummy for produksjon i Norsk Hydros PVC-fabrikk på Rafsnes. Er lik én til og med 4. kvartal 1978, null ellers.
- $D_{88.4}$ = Dummyvariabel for virkninger på eksporten av brannen i Norsk Hydros PVC-fabrikk på Rafsnes i 1988.3. Er lik én i 1988.4, null ellers.
- K_i = Realkapitalbeholdning i produksjonssektoren som er hovedprodusent av vare i . Kilde: KNR.
- KAP_i = Indeks for kapasitetsutnyting i produksjonssektoren som er hovedprodusent av vare i . KAP_{15} er kapasitetsutnytingen i produksjon av varene 16,17 og 18. Kilde: KNR.
- MET = IMF's metallprisindeks omregnet i norske korn. Kilde: IMF.
- M_{li} = Indeks for samlet vareimport hos Norges viktigste handelspartnere. Importvolumindeksene for hvert land er veid sammen med vektore som reflekterer landenes betydning for norsk eksport av vare i . Kilde: IMF og Lindquist (1993,1995).
- PA_i = Prisindeks for eksportaktivitet i , kjøperpris. Kilde: KNR.
- PV_i = Variable enhetskostnader som andel av produksjonen i produksjonssektoren som er hovedprodusent av vare i . Kilde: KNR.
- X_{13} = Bruttoproduksjon, fiske og fangst, faste priser. Kilde: KNR.
- X_{1516} = Produksjon av Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter i produksjonssektoren i MODAG som har produksjon av Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter, Drikkevarer og tobakk og Tekstil- og bekleddingsvarer som hovedaktivitet.
- TID = En deterministisk trend.

Referanser:

Engle, R. F. (1982): Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica* 50 , 987-1007.

Goldstein, M. and M. S. Khan (1985): "Income and Price Effects in Foreign Trade" i R.W. Jones og P.B. Kenen (red.): *Handbook of International Economics*, Amsterdam: North Holland, 1041-1105.

Harvey, A. C. (1981): *The Econometric Analysis of Time Series*, Oxford: Philip Allan.

Jarque, C. M. and A. K. Bera (1980): Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals, *Economics Letters* 6, 255-259.

Johansson, T.-A. (1994): *En økonometrisk analyse av lagertilpasningen i norske industrisektorer*, Rapporter 94/16, Statistisk sentralbyrå.

Lindquist, K. G. (1993): *Empirical Modelling of Exports of Manufactures: Norway 1962-1987*, Rapporter 93/18, Statistisk sentralbyrå.

Lindquist, K. G. (1995): The Market Power of Norwegian Exporters, Økonomiske doktoravhandlinger, Universitetet i Oslo.

Naug, B. E. (1994): *En økonometrisk analyse av utviklingen i importandelene for industrivarer 1968-1990*, Sosiale og økonomiske studier 84, Statistisk sentralbyrå.

Naug, B. E. (1995a): *En økonometrisk modell for norsk eksport av industrielle råvarer*, Rapporter 95/2, Statistisk sentralbyrå.

Naug, B. E. (1995b): Eksport- og importlikninger i KVARTS, Notater 95/29, Statistisk sentralbyrå.

Naug, B. E. (1995c): Importandeler, relative priser og konkurransevne. En analyse basert på importandelsmodellen i MODAG, *Økonomiske analyser* 7/95, Statistisk sentralbyrå.

Utkommet i serien Notater fra Forskningsavdelingen

- 94/11 *E. Holmøy og B. Strøm (1994)*: Virkningsberegninger på MGS-5, 1991-versjonen.
- 94/12 *K.Ø. Sørensen (1994)*: En databank med fylkesfordelte nasjonalregnskapstall.
- 94/13 *B. Holtmark (1994)*: Tjenesteytende virksomhet i Norge. Revidert versjon, august 1994.
- 94/15 *T. Eika, S.I. Hove og L. Haakonsen (1994)*: KVARTS i praksis. Macro-systemer og rutiner.
- 94/17 *E. Bowitz og I. Holm (1995)*: Nye relasjoner i MODAG, januar 1994. Teknisk dokumentasjon.
- 94/18 *Y. Vogt (1995)*: Innføring i FAME
- 94/22 *M.W. Arneberg (1995)*: LOTTE-TRYGD. Teknisk dokumentasjon.
- 95/5 *D. Fredriksen (1995)*: MOSART Teknisk dokumentasjon
- 95/7 *K. Olsen (1995)*: Nytt- og kostnads-virkninger av en norsk oppfyllelse av nasjonale utslippsmålssetninger
- 95/15 *T. Karlsen (1995)*: Optimal karbon-beskatning og virkningen på norsk petroleumsformue
- 95/17 *Å. Cappelen, T. Skjerpen og J. Aasness (1995)*: Konsumetterspørsel, tjeneste-produksjon og sysselsetting. En mikro til makroanalyse
- 95/24 *H.T. Mysen (1995)*: Nordisk energi-markedsmodell. Dokumentasjon av delmodell for energietterspørsel i industrien
- 95/26 *I. Aslaksen, T. Fagerli og H.A. Gravningsmyhr (1995)*: Produksjon og konsum i husholdningene
- 95/29 *B.E. Naug (1995)*: Eksport- og import-likninger i KVARTS
- 95/31 *B.E. Naug (1995)*: Etterspørsel etter arbeidskraft — en litteraturoversikt
- 95/35 *T.J. Klette (1995)*: Vekst og produktivitet i norsk industri. Hovedrapport fra et NFR-prosjekt
- 95/40 *L. Lerskau (1995)*: Oversikt over konjunkturindikatorer i databasen NORMAP og FAME
- 95/46 *B.E. Naug (1995)*: Estimering av eksport-relasjoner på disaggregerte kvartalsdata
- 95/47 *K. Moum (1995)*: Beregning av brutto-produksjon og eierinntekt i boligsektoren i nasjonalregnskapet - noen metodiske synspunkter

Statistisk sentralbyrå

Oslo
Postboks 8131 Dep.
0033 Oslo

Telefon: 22 86 45 00
Telefaks: 22 86 49 73

Kongsvinger
Postboks 1260
2201 Kongsvinger

Telefon: 62 88 50 00
Telefaks. 62 88 50 30

ISSN 0806-3745



Statistisk sentralbyrå
Statistics Norway