

Bjørn E. Naug

**En økonometrisk modell for
norsk eksport av
industrielle råvarer**

Rapport

Bjørn E. Naug

**En økonometrisk modell for
norsk eksport av
industrielle råvarer**

Standardtegn i tabeller	Symbols in Tables	Symbol
Tall kan ikke forekomme	Category not applicable	.
Oppgave mangler	Data not available	..
Oppgave mangler foreløpig	Data not yet available	...
Tall kan ikke offentliggjøres	Not for publication	:
Null	Nil	-
Mindre enn 0,5 av den brukte enheten	Less than 0.5 of unit employed	0
Mindre enn 0,05 av den brukte enheten	Less than 0.05 of unit employed	0,0
Foreløpige tall	Provisional or preliminary figure	*
Brudd i den loddrette serien	Break in the homogeneity of a vertical series	—
Brudd i den vannrette serien	Break in the homogeneity of a horisontal series	

ISBN 82-537-4106-5

ISSN 0332-8422

Emnegruppe

59 Andre samfunnsøkonomiske emner

Ny emnegruppe 1995: 09.90 Metoder, modeller, dokumentasjon

Emneord

Differensierte produkter

Kapasitetsskranker

Lagerbevegelser

Prisfast kvantumstilpasning

Prisforventninger

Tidsrekkeøkonometri

Design: Enzo Finger Design

Trykk: Falch Hurtigtrykk

Sammendrag

Bjørn E. Naug

En økonometrisk modell for norsk eksport av industrielle råvarer

Rapporter 95/2 • Statistisk sentralbyrå 1995

Rapporten presenterer en økonometrisk modell for norsk eksport av industrielle råvarer, estimert på kvartalsdata for årene 1966-1993. Modellen inneholder sterkt signifikante effekter av aktivitetsnivået i utlandet, priser på norske og utenlandske råvarer, samt kapitalbeholdningen og variable enhetskostnader i norsk produksjon. Resultatene tyder på at markedene for industriråvarer i stor grad er kjennetegnet ved imperfekt konkurranse mellom differensierte produkter, men at deler av den norske råvareeksporten substituerer tilnærmet perfekt med konkurrerende utenlandsk produksjon. Lagerbevegelser ser ut til å være av stor betydning for den kortsiktige eksporttilpasningen, mens kapasitetsskranker i produksjonen antakelig har begrenset langtidsvirkningene på eksportvolumet av skift i etterspørselen. De kortsiktige priseffektene indikerer at eksportetterspørselen justeres på bakgrunn av forventninger om framtidig utvikling i relative priser. Parameterestimatenes er relativt stabile over perioden 1980-1993.

Emneord: Differensierte produkter, kapasitetsskranker, lagerbevegelser, prisfast kvantumstilpasning, prisforventninger, tidsrekkeøkonometri.

Innhold

1. Innledning	7
2. Teoretiske og økonometriske betraktninger	8
3. Datagrunnlaget	12
4. Økonometrisk modellering	15
5. Stabilitet og invarians	21
6. Avslutning	24
Referanser	25
Vedlegg 1: Variabeldefinisjoner	27
Vedlegg 2: Om bruk av prisindekser i økonometriske eksportlikninger	28
Utkommet i serien Rapporter (RAPP) etter 1. januar 1994	31

1. Innledning*

Økonometriske studier av eksporttilpasning har tradisjonelt bygget på antakelser om at handelsvarer produsert i ulike land er imperfekte substitutter og at eksportvareproduksjonen ikke er begrenset av kapasitetsskranker. Dette har ledet fram til estimerte *etterspørselsrelasjoner* for eksporten med aktivitetsnivået internasjonalt og forholdet mellom eksportprisene og priser på utenlandske produkter som høyresidevariable. En kan sette spørsmålsteget ved en slik tilnærming for enkelte viktige, tradisjonelle, norske eksportvarer. For de industrielle råvarene metaller, treforedlingsprodukter og kjemiske råvarer er det vanlig å oppfatte norske og konkurrerende utenlandske produkter som (tilnærmet) homogene og prisene som (i hovedsak) bestemt på verdensmarkedet. Økonomisk teori impliserer da at kapasitetsnivået i innenlandsk produksjon og forholdet mellom kostnader og verdensmarkedspriser er relevante forklaringsvariable i strukturelle modeller for utenrikshandelen, mens etterspørselsnivået i utlandet kun virker gjennom prisene. Tidligere økonometriske undersøkelser tyder imidlertid på at industriråvareeksporten blir bedre forklart av etterspørselsrelasjoner enn av tilbudslikninger. I norske makroøkonometriske modeller har derfor denne eksporten vært modellert ved etterspørselsrelasjoner – på linje med annen tradisjonell vareeksport.

Formålet med denne rapporten er å undersøke nærmere hvilke faktorer som påvirker eksporten av industrielle råvarer, som de siste 25 årene (i gjennomsnitt) har stått for 44 prosent av all tradisjonell norsk vareeksport. Utgangspunktet for analysen er en hypotese om at råvareeksporten består av produkter som er differensierte i forhold til konkurrerende utenlandsk produksjon og av varer som substituerer tilnærmet perfekt med råvarer produsert i utlandet. Mens tidligere studier på norske data har estimert rene tilbuds- og etterspørselsrelasjoner, inkluderer vi variable fra begge modelltypene i en dynamisk eksportlikning for aggregatet metaller, treforedlingsprodukter og kjemiske råvarer. Vi estimerer modellen på kvartalsdata for årene 1966-1993 og finner sterkt signifikante effekter av utenlandsk etterspørsel, relative priser, kapitalbeholdningen og forholdet mellom variable enhetskostnader og utenlandske priser. Resultatene tyder på at råvarer som ikke substituerer perfekt med utenlandske produkter utgjør hoveddelen av eksporten, og at markedsvekst i utlandet er den viktigste drivkraften bak eksportutviklingen. Videre finner vi støtte for at eksporten øker sterkt på kort sikt etter en økning i utenlandsk etterspørsel ved at lagrene av ferdigvarer reduseres, samt at kapasitetsskranker i produksjonen har begrenset virkningene på eksportvolumet av skift i etterspørselen. Spesifikasjonen av de kortsiktige priseffektene indikerer at etterspørselen etter norsk råvareeksport avhenger av forventninger om framtidig utvikling i relative priser. Vår relasjon har relativt stabile parameterestimater over perioden 1980-1993, men konstantleddet ser ut til å være påvirket av det økte tilbudet av industriråvarer fra Øst-Europa og Kina de siste fem årene av sampel-perioden.

Resten av rapporten er organisert som følger. På bakgrunn av økonomisk teori og empiriske studier på norske data blir den økonometriske modellen begrunnet i avsnitt 2. Avsnitt 3 gir en diskusjon av dataseriene som benyttes ved estimeringen. Estimeringsresultatene rapporteres og diskuteres i avsnitt 4, mens stabiliteten av den foretrukne eksportmodellen blir undersøkt i avsnitt 5. Avsnitt 6 oppsummerer de empiriske resultatene.

* Forfatteren takker Ådne Cappelen, Roger Hammersland, Knut Moum og Kjersti-Gro Lindquist for gode kommentarer til tidligere utkast, samt Kari Anne Lysell som har redigert rapporten. Den økonometriske analysen er utført i versjon 7 av PcGive. (Doornik og Hendry 1992).

2. Teoretiske og økonometriske betraktninger

Innledningsvis drøftes problemstillinger som er aktuelle for økonometriske analyser av eksportatferd generelt og industriråvareeksport spesielt. Av framstillingsmessige hensyn vil dette avsnittet kun diskutere statiske modeller, mens avsnitt 4 gjør rede for den dynamiske spesifikasjonen som benyttes ved estimeringen.

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

$$2.1) \log(A)_t = \alpha_1 + \beta_1 \log(Y)_t + \gamma_1 \log(PA/PU)_t + \varepsilon_{1t}$$

hvor

A = Eksportvolum = Eksportetterspørsel

Y = Indikator for aktivitetsnivået i utlandet

PA = Eksportprisindeks

PU = Indeks for priser på utenlandske varer

t = Fotskrift for periode t

ε_{1t} = Stokastisk restledd (tilsvarende for likningene nedenfor).

Her har vi fulgt vanlig praksis og benyttet en log-lineær funksjonsform. Parameteren β_1 har derfor tolkning som den (forventede) 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, $\beta_1 > 0$.

Det kan være rimelig å anta at eksportmarkedene er preget av monopolistisk og/eller oligopolistisk konkurranse når 2.1) gjelder. Siden produsentene er prissettere under disse markedsformene, representeres tilbyderatferden ved en (aggregert) prislikning. Denne vil generelt være av typen pris lik grensekostnad multiplisert med en påslagsfaktor som er større enn én. I praksis modelleres ofte prisene som en log-lineær funksjon av kostnader, PV, prisene på utenlandske produkter og graden av kapasitetsutnyttning i produksjonen, KAP:

$$2.2) \log(PA)_t = \alpha_2 + \beta_2 \log(PV)_t + (1 - \beta_2) \log(PU)_t + \gamma_2 \log(KAP)_t + \varepsilon_{2t}$$

hvor $0 \leq \beta_2 \leq 1$

Det er sammenheng mellom parametrene i 2.2) og priselastisiteten i 2.1). Dersom etterspørselen er svært prisfølsom, blir prisene på utenlandske produkter tillagt relativt stor vekt og kostnader/kapasitetsutnyttning forholdsvis liten vekt ved prissettelsen. I grensetilfellet hvor etterspørselen er perfekt elastisk vil $\beta_2 = \gamma_2 = 0$. Hvis derimot priselastisiteten er lav (i absoluttverdi), vil eksportprisene i stor grad være bestemt fra kostnadssiden.

I majoriteten av økonometriske eksportstudier estimeres likning 2.1) (eller varianter av 2.1)) ved bruk av minste kvadraters metode (MKM).¹ MK-estimatoren for parametrene i 2.1) er konsistente dersom høyresidevariablene er eksogene i økonometrisk forstand, det vil si ukorrelerte med restleddet.² Hvis $\log(Y)_t$ og $\log(PU)_t$ ikke er beheftet med målefeil, kan det være rimelig å betrakte disse variablene som eksogene i 2.1). Generelt bestemmes imidlertid eksportvolumet og eksportprisen(e) simultant, slik at $KOV(\epsilon_{1t}, PA_t) \neq 0$. Konsistent estimering av 2.1) krever da at det benyttes instrumentvariable for $\log(PA)_t$, og $\log(PV)_t$ er et gyldig instrument dersom $KOV(PV_t, \epsilon_{1t}) = 0$.³ Bare når $\gamma_2 = KOV(\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}) = KOV(PV_t, \epsilon_{1t}) = 0$, som impliserer at grensekostnadskurven er horisontal og påslagsfaktoren upåvirket av eksportetterspørselen, vil $KOV(PA_t, \epsilon_{1t}) = 0$. Betingelsene for at MKM anvendt på 2.1) skal gi konsistente estimater synes med andre ord å være forholdsvis strenge.

I den alternative teoretiske modellformuleringen skiller det mellom varer som handles internasjonalt og varer som er skjermet 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:

$$2.3) \log(X^T) = \alpha_3 + \beta_3 \log(K) + \gamma_3 \log(PV/PU)$$

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 skjermet for utenlandsk konkurranse, PD :

$$2.4) \log(X^D) = \alpha_4 + \beta_4 \log(D) + \gamma_4 \log(PD/PU)$$

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:

$$2.5) X^T - X^D \equiv NX = f(K, PV/PU, D, PD/PU)$$

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.

I motsetning til 2.1), inneholder ikke 2.5) relative priser og utenlandsk etterspørsel som forklaringsvariable. Variasjon i (PA/PU) vil ikke forekomme siden handelsvarer som produseres innenlands og i utlandet er (og blir oppfattet som) perfekte substitutter. Etterspørselsnivået internasjonalt har betydning for verdensmarkedsprisen og virker således *indirekte* på eksporten. I 2.1) er det PV og K som har indirekte effekt; skift i disse variablene påvirker eksportvolumet gjennom eksportprisene. I spesialtilfellet hvor $KOV(\epsilon_{1t}, PA_t) = 0$ har endringer i K ingen virkning på eksporten i 2.1)-2.2) fordi grensekostnadskurven er horisontal og produksjonskapasiteten alltid er stor nok til å tilfredsstille etterspørselen. Hvis det derimot er effektive kapasitetsskranke i produksjonen, blir eksportvolumet bestemt av kapasitetsnivået selv om *etterspørselen* er gitt ved 2.1).

I avsnitt 4 skal vi modellere norsk eksport av industrielle råvarer, som omfatter ulike typer metaller, treforedlingsprodukter og kjemiske råvarer. For disse varene oppfattes ofte norske og konkurrerende utenlandske produkter som tilnærmet homogene.⁴ I så fall kan 2.3)-2.5) være et relevant teorigrunnlag for analysen. Det er imidlertid

¹ Se oversiktsartikkelen til Goldstein og Khan (1985).

² Et sentralt resultat fra nyere økonometrisk teori er at statiske likninger som 2.1) *blir* konsistent estimert med MKM selv om én eller flere av høyresidevariablene er endogene, dersom alle variablene i likningen er ikke-stasjonære og restleddet er stasjonært (Stock 1987). Dette resultatet kommer ikke til anvendelse her fordi $\log(PA/PU)_t$ ser ut til å være en stasjonær tidsserie med de dataene som benyttes nedenfor.

³ $\log(KAP)_t$ er korrelert med restleddet i 2.1) og er derfor *ikke* et gyldig instrument.

⁴ Mathiesen (1990, side 19) skriver at: «Modeller for homogene produkter er således velegnet for norske eksportvarer som metaller, treforedlingsprodukter, kjemiske og petrokjemiske produkter,... Man kan kvalifisere utsagnet ved å si at noen produkter fra disse sektorene er differensierte; de utgjør dog en liten prosent.»

forhold som tilsier at denne modellen gir et for enkelt bilde av de faktorene som bestemmer industriråvare-eksporten:

- 1) Norske produsenter av aluminium, kunstgjødsel og ulike ferrolegeringer har så store markedsandeler på verdensmarkedet at de må antas å påvirke verdensmarkedsprisene.
- 2) Det forekommer betydelig eksport og import av flere industrielle råvarer.
- 3) Forholdet mellom prisene på norske og konkurrerende utenlandske produkter varierer over tid.

Punktene 2) og 3) kan i noen grad forklares med at varene som studeres ofte er aggregater bestående av flere delvarer. Det kan være både eksport og import av en aggregert vare selv om hver av varene i aggregatet enten eksporteres eller importeres. Videre vil relative priser variere på et aggregert nivå dersom de to prisdeflatorene som benyttes har ulik varesammensetning, selv om forholdet mellom eksportpriser og utenlandske priser er konstant over tid for hver av delvarene. En alternativ/supplerende tolkning av 2) og 3) er at norske og konkurrerende utenlandske råvarer, som følge av ulik kvalitet og bearbeidingsgrad, er *imperfekte* substitutter. Studier foretatt av Lindquist (1993) og Bowitz og Cappelen (1994) gir støtte til en slik hypotese.

I Lindquist (1993) estimeres eksportrelasjoner med utgangspunkt i 2.1) og 2.5) på norske årsdata. Eksporten av treforedlingsprodukter, kjemiske råvarer og metaller blir der bedre forklart av etterspørselslikninger enn av tilbudsbaserte modeller. I etterspørselsrelasjonene er koeffisientene for utenlandsk etterspørsel og relative priser signifikante med teoretisk riktig fortegn for alle de tre varene, og prisfølsomheten i etterspørselen synes ikke å være sterkere enn for andre industriprodukter. I de tilbudsbaserte likningene blir effekten av forholdet mellom priser og kostnader utsagnskraftig med riktig fortegn kun for metaller, mens kapasitetsnivået (målt ved kapitalbeholdningen) bidrar signifikant i likningene for metaller og treforedlingsprodukter. Innenlandsk etterspørsel og forholdet mellom prisene på handelsvarer og andre varer produsert innenlands ser ikke ut til ha betydning for eksporten av industriråvarer, noe som indikerer at råvarene som selges på hjemmemarkedet og verdensmarkedet er *imperfekte* substitutter.

Den aggregerte eksportprislikningen for metaller, treforedlingsprodukter og kjemiske råvarer i Bowitz og Cappelen (1994) inneholder sterke effekter av variable enhetskostnader. Dette er også et tegn på at etterspørselen ikke er perfekt elastisk, jf. diskusjonen av likning 2.2).⁵ Produksjonskostnadene er imidlertid sterkt påvirket av råvareprisene, siden en betydelig del av vareinnsatsen er importerte industriråvarer. Prisrelasjonen estimert av Bowitz og Cappelen er derfor konsistent med at eksportprisene følger verdensmarkedsprisene på lang sikt.

Resultatene i Lindquist (1993) og Bowitz og Cappelen (1994) tyder på at norsk industriråvareeksport bør modelleres ved (én eller flere) *etterspørselsrelasjoner*. Det virker imidlertid 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 varer som er differensierte relativt til utenlandske råvarer, i perioder, har; a) vært begrenset av kapasitetsskranke i produksjonen blant enkelte eksportører,⁶ og b) økt som følge av oppstarting av nye anlegg.⁷ Vi spesifiserer derfor en eksportmodell som er en syntese av 2.1) og 2.5):

$$2.6) \log(A)_t = \delta_1 + \delta_2 \log(Y)_t + \delta_3 \log(K)_t + \delta_4 \log(PA/PU)_t + \delta_5 \log(PV/PU)_t + \varepsilon_{6t}$$

Som følge av resultatene i Lindquist (1993), er innenlandsk etterspørsel og relative priser mellom handelsvarer og andre varer produsert i Norge utelatt i 2.6).

Et potensielt alvorlig økonometrisk problem forbundet med å estimere 2.6) er at parametrene i denne likningen ikke er identifiserte når $KOV(PA_t, \varepsilon_{6t}) \neq 0$ og prisdannelsen er gitt ved 2.2). Dersom en likevel anvender MKM på 2.6), er det *sannsynlig* at koeffisientene for $\log(K)_t$ og $\log(PV)_t$ blir signifikante selv om 2.1)-2.2) er den korrekte

⁵ Virkninger av kostnader på eksportprisene kan også forklares med at enkelte norske produsenter har betydelige markedsandeler på verdensmarkedet.

⁶ 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.

⁷ For eksempel økte eksporten av kjemiske råvarer sterkt etter at produksjonen i Norsk Hydros polivinylkloridfabrikk på Rafsnes startet opp i 1979. Råvarene produsert på Rafsnes kan ikke uten videre antas å substituere perfekt med utenlandske produkter.

modellen;⁸ den variasjonen i $\log(PA)_t$ som er ukorreletert med ε_{6t} – og som fører til endringer i eksportvolumet – er trolig sterkere korrelert med (en lineær kombinasjon av) logaritmen til Y_t , K_t , PV_t og PU_t enn med den faktiske verdien av $\log(PA)_t$.⁹ Tilsvarende problemer kan oppstå når dynamiske varianter av 2.6) estimeres uten instrumenter for eksportprisene. Identifikasjons- og simultanitetsproblemene lar seg imidlertid løse når vi åpner for at det kan være tilpasningstreggheter i eksportprisdannelsen, fordi vi da kan benytte tilbakedaterte variable som identifiserende instrumenter for $\log(PA)_t$ i 2.6) eller en dynamisk versjon av 2.6).

En estimert eksportlikning basert på 2.6) gir informasjon om virkningen på eksportvolumet av partielle endringer i Y , K , (PA/PU) og (PV/PU) . Ved å sammenholde estimatene med tidsforløpet for dataseriene, kan vi dernest evaluere det partielle bidraget fra hver enkelt høyresidevariabel til utviklingen i eksporten over estimeringsperioden.¹⁰ Vår tilnærming gir derimot liten eller ingen innsikt i årsaken(e) til at; a) industrielle råvarer utgjør en svært stor del av tradisjonell norsk eksport; og b) norske eksportører av enkelte industriråvarer har betydelige markedsandeler på verdensmarkedet. Disse forholdene kan i stor grad forklares med at industriråvareproduksjon er kraftintensiv og at norske råvareprodusenter historisk har stått overfor vesentlig lavere kraftpriser enn utenlandske konkurrenter. De lave kraftprisene har igjen sammenheng med at Norge tidligere var relativt rikelig utstyrt med elektrisk kraft. Ressursgrunnet og etterspørselen tilsier ikke lenger lave kraftpriser, men store deler av kraften levert til råvareproduserende industri er gitt ved langtidskontrakter, med politisk bestemte vilkår, hvor prisene er svært lave i forhold til prisene i resten av (det norske) kraftmarkedet.¹¹

⁸ Se Bårdsen og Fisher (1993).

⁹ $\log(Y/K)_t$ kan (men trenger ikke) være en god approksimasjon for $\log(KAP)_t$.

¹⁰ Det er klart at dette gir en ufullstendig forklaring av eksportutviklingen siden vi ikke modellerer K , PV og PA .

¹¹ Se for eksempel avsnitt 4 i Bye og Strøm (1987).

3. Datagrunnlaget¹²

Den økonometriske analysen benytter kvartalsdata, hovedsakelig hentet fra det kvartalsvise nasjonalregnskapet (KNR), for perioden 1966.1-1993.3. Modellen i avsnitt 4 vil imidlertid (på grunn av inkludert dynamikk) ha 1969.1 som startperiode.

Variabelen som modelleres er den aggregerte eksporten av metaller, kjemiske råvarer og treforedlingsprodukter, målt i faste 1991-priser. Som beskrevet innledningsvis, er dette varer som veier tungt i tradisjonell norsk eksport, men den relative betydningen av industriråvarene har avtatt over tid. Målt i verdi, sank råvarenes andel av den tradisjonelle vareeksporten fra 0,53 i 1969 til 0,36 i 1993, mens den tilsvarende volumandelen ble redusert fra 0,48 til 0,37 i samme tidsrom. Metaller utgjør hoveddelen av aggregatet, med en gjennomsnittlig andel av eksportvolumet på 57 prosent over perioden 1969-1993. Treforedlingsprodukter og kjemiske råvarer sto for henholdsvis 25 og 18 prosent av råvareeksporten i denne perioden.

Som indikator for aktivitetsnivå/etterspørsel i utlandet anvendes et veiet gjennomsnitt av volumindekser for samlet vareimport hos Norges viktigste handelspartnere. Lindquist (1993) 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.

Kapasitetsnivået i norsk produksjon av industrielle råvarer approksimeres ved beholdningen av realkapital i denne produksjonen. Kapitalen er målt ved *utgangen* av hvert kvartal. Siden eksporten i ett kvartal tilnærmet er upåvirket av endringer i produksjonskapasiteten i det samme kvartalet, inkluderer vi kun tilbakedaterte verdier av kapitalbeholdningen i likningen som estimeres i avsnitt 4. Videre vil vi ta 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.

Vi bruker variable kostnader per produsert enhet i produksjonen av industriråvarer, PV, som kostnadsmål. En mulig innvending mot å benytte denne variabelen er at enhetskostnadene vil variere endogent med produksjonsnivået og eksporten med mindre grensekostnadskurven er horisontal. Dette simultanitetsproblemet lar seg imidlertid løse ved å estimere med instrumentvariable for enhetskostnadene. Alternativt kan prisene på innsatsfaktorer anvendes, men da tas det ikke hensyn til at grensekostnadene skifter over tid som følge av produktivitetsendringer.

Eksportprisene, PA, måles ved en implisitt deflator for eksporten av industriråvarer. For prisene på konkurrerende utenlandske produkter, PU, er det konstruert en variabel som er et veiet gjennomsnitt av IMF's metallprisindeks omregnet i norske kroner og aggregerte prisindekser for norsk import av treforedlingsprodukter og kjemiske råvarer. Prisindeksene er normert til én i 1991.

Bruken av norske importpriser som «proxy» for priser på utenlandske produkter kan synes uheldig på teoretisk grunnlag. For industriråvarer hvor 2.3)-2.5) gir en god markedsbeskrivelse vil det være liten eller ingen import (eksport) som konkurrerer med de varene som eksporteres (importeres). Det er derfor usikkert om importpris-

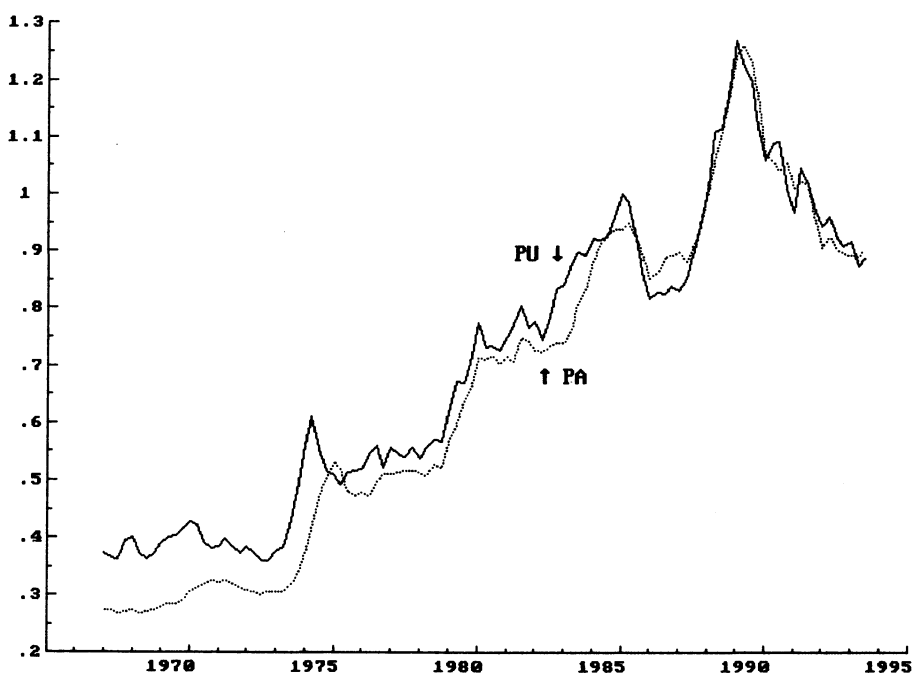
¹² Presise datadefinisjoner er gitt i et vedlegg.

indeksene for treforedlingsprodukter og kjemiske råvarer gir et godt bilde av prisutviklingen for de produktene som står i et nært konkurranseforhold med norsk eksport av disse (aggregerte) varene.¹³ IMF's indeks for metallpriser rammes av en tilsvarende innvending fordi varesammensetningen i denne indeksen avviker (ikke ubetydelig) fra sammensetningen av norsk metalleksport.¹⁴ En ytterligere svakhet ved serien for utenlandske priser er at den ikke inneholder priser på eksport av industriråvarer til vestlige markeder fra det tidligere Sovjet, andre Øst-europeiske land og Kina. Denne eksporten økte sterkt fra 1988 til 1993, og veksten var spesielt stor for varer (aluminium, ferrosilisium, kunstgjødsel og stål) som samlet utgjør en betydelig andel av den norske råvareeksporten. Eksportøkningen foregikk til priser som var langt lavere enn prisene på vestlig produksjon. De siste årene av sampelperioden var det derfor en vridning i forholdet mellom prisene på norske og konkurrerende utenlandske råvarer som ikke ivaretas av de prisindeksene vi benytter. Til tross for disse forbeholdene, vurderes den valgte spesifikasjonen av PU som bedre enn alternative indikatorer som er tilgjengelige.¹⁵

I tillegg til de økonomiske forklaringsvariablene og dummyvariable for sesong, benytter vi to dummyvariable, BRUDD78 og BRUDD85, som er lik én fra og med 1978.1 (BRUDD78) og 1985.1 (BRUDD85) og null ellers. BRUDD78 og BRUDD85 inngår multiplikativt med sesongdummiene. Dermed får vi tatt hensyn til at sesongmønsteret i dataseriene fra KNR kan ha blitt endret i 1978 og 1985; løpende produksjon av kvartalsvise nasjonalregnskapstall etter dagens beregningsopplegg startet opp i 1985, mens tallene for perioden 1978-1984 er beregnet tilbake ved bruk av samme metode.

Prisindeksene for norsk eksport og utenlandsk produksjon av industriråvarer er vist i figur 3.1. Vi ser av figuren at PA vokser klart sterkere enn PU fra 1969 til 1975. I perioden 1975-1988 utvikler de to prisindeksene seg tilnærmet parallelt, mens det er svært sterk samvariasjon mellom PA og PU fra og med 1988. Under råvareprisjokkene i 1973/74 og 1979 økte de norske eksportprisene noe senere enn prisene på verdensmarkedet.

Figur 3.1 Norsk eksportpris og verdensmarkedspris for industriråvarer



¹³ For industriråvarer hvor konkurrerende produkter er imperfekte substitutter kan det også være grunn til å tvile på om norske importpriser er en tilfredsstillende «proxy» for priser på varer som konkurrerer med norsk eksport; det er mulig at utenlandsk produsenter tar hensyn til hjemmeprisene (som har en annen utvikling enn eksportprisene) på konkurrerende norske produkter ved fastsettelsen av priser på varer som selges til Norge, se Naug og Nymoen (1993). Resultatene i von der Fehr (1987) tyder imidlertid på at importprisene for kjemiske råvarer og treforedlingsprodukter i liten eller ingen grad avhenger av hjemmeprisene som settes av norske produsenter.

¹⁴ For eksempel inngår ikke ferrosilisium og magnesium, som veier tungt i norsk eksport, i metallprisindeksen til IMF.

¹⁵ Denne vurderingen bygger på Lindquist (1993), som estimerer eksportrelasjoner med ulike indikatorer for prisene på utenlandske produkter.

Siden råvarer i stor grad noteres i amerikanske dollar, kan variasjon i dollarkursen være viktig for råvareprisutviklingen vurdert i norske kroner. Appresieringen av amerikanske dollar fra 1982 til 1. kvartal 1985 og den påfølgende depresieringen fram mot 1. kvartal 1986 var trolig en viktig faktor bak prissvingningene i denne perioden. Sterk etterspørselsvekst internasjonalt førte til at råvareprisene økte kraftig fra 1. halvår 1987 til og med 1. kvartal av 1989, mens fallet i prisene etter dette i stor grad skyldes at eksportøkningen fra Øst-Europa og Kina – til svært lave priser – presset ned prisene på vestlig produksjon. En internasjonal konjunkturedgang i årene 1990-1993 bidro også til reduksjonen i råvareprisene etter 1988.

Tabell 3.1 viser den prosentvise endringen i eksportvolumet, forklaringsvariablene og råvareeksportens volumandel av tradisjonell norsk eksport fra 1969 til 1992 og over fire delsample. Når perioden 1969-1992 ses under ett, økte eksportvolumet med 72 prosent, mens etterspørselen i utlandet viste vekst med 177 prosent. Eksportmarkedsandelen for norske industriråvarer ble med andre ord betydelig redusert i dette tidsrommet – når eksportmarkedsandelen måles som den norske industriråvareeksportens andel av den samlede vareimporten hos Norges viktigste handelspartnere. Hypotesen 2.6) og tallene i 1. kolonne av tabell 3.1 indikerer at vekst i (PA/PU) og (PV/PU), kombinert med begrensede kapasitetsutvidelser i norsk produksjon, bidro til at råvareeksporten vokste langt svakere enn aktivitetsnivået i utlandet i perioden 1969-1992.

Tabellen avdekker interessante forskjeller mellom ulike delperioder. Svak kapasitetsutvikling og økning i eksportpriser og kostnader relativt til prisene på utenlandske råvarer kan forklare at veksten (i prosent) var markert lavere for eksportvolumet enn for utenlandsk etterspørsel i årene 1969-1974. Økning i (PA/PU) og (PV/PU) med henholdsvis 24 og 31 prosent i 1975 ser ut til å være hovedfaktorene bak fallet i eksportvolumet med 22 prosent i dette året.¹⁶ Over delperioden 1975-1988 vokste eksporten tilnærmet like sterkt som aktiviteten i utlandet, mens (PA/PU) var uendret og kostnadene økte noe svakere enn utenlandske priser. Fra 1988 til 1992 økte (PV/PU) med 22 prosent som følge av prisfallet vist i figur 3.1, og dette må antas å være en viktig årsak til at veksten i kapitalbeholdningen var så lav som 2 prosent i denne perioden. Disse forholdene kan gi noe av forklaringen på at eksportvolumet kun økte med 7 prosent fra 1988 til 1992 samtidig som importveksten hos handelspartnere var på 18 prosent og (PA/PU) viste liten variasjon.

Den siste linjen i tabell 3.1 viser at reduksjonen i råvareeksportens andel av tradisjonell norsk eksport fra 1969 til 1992 hovedsakelig fant sted i 1975 og i perioden 1988-1992. De faktorene som førte til svak utvikling i råvareeksporten i disse årene var derfor også viktige årsaker til at industriråvarens andel av den tradisjonelle eksporten avtok over sampelet.

Tabell 3.1. Utviklingen i eksporten og forklaringsvariablene over tid

Variabel	Prosentvis endring				
	1969-1992	1969-1974	1974-1975	1975-1988	1988-1992
Industriråvareeksport	72	22	-22	71	7
Utenlandsk etterspørsel	177	39	-4	77	18
Kapitalbeholdning	64	7	4	44	2
Eksportpris/utenlandsk pris	37	12	24	-0	-1
Variable enhetskostnader/utenlandsk pris	58	7	31	-8	22
Industriråvareeksport/tradisjonell eksport	-22	-4	-13	2	-10

¹⁶ I 1975 falt PU med 9 prosent, mens PA og PV vokste med henholdsvis 12 og 19 prosent. Reduksjonen i PU kan ses på som en korrigering av den betydelige økningen i denne variabelen fra 1973 til 1974 (på 39 prosent), som i noen grad var forårsaket av spekulasjon. (Se Økonomisk utsyn for 1975.) Den sterke veksten i norske eksportpriser og variable enhetskostnader i 1975 kan trolig føres tilbake til oppgangen i utenlandske råvarepriser gjennom 1974.

4. Økonometrisk modellering

I dette avsnittet estimeres en eksportrelasjon for industrielle råvarer med «syntesemodellen» 2.6) som utgangspunkt. 2.6) impliserer at hele virkningen på eksporten av endringer i høyresidevariablene er utspilt etter ett kvartal. I praksis vil det være tregheter i tilpasningen, og økonometriske eksportlikninger bør derfor spesifiseres dynamisk. 2.6) kan isteden tolkes som en *langsiktig* sammenheng. Siden lag-strukturen er ukjent, estimeres først en svært generell dynamiske generalisering av 2.6). Dermed settes insignifikante koeffisienter lik null, og restriksjoner mellom parametre blir pålagt dersom dette bidrar til å forenkle modellen uten at føyningen (målt ved standardavviket) svekkes. Det legges i tillegg vekt på at den rapporterte likningen skal passere standard-tester for autokorrelasjon, heteroskedastisitet og normalitet. Vi starter ut med følgende *feiljusteringsmodell*:

$$4.1) \Delta a_t = \alpha + \sum_{i=0}^4 \beta_{1i} \Delta p a_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_{2i} \Delta p u_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_{3i} \Delta p v_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_{4i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} \beta_{5i} \Delta k_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta_{6i} \Delta a_{t-i} - \gamma (a - \delta_1 - \delta_2 y - \delta_3 k - \delta_4 (pa - pu) - \delta_5 (pv - pu))_{t-1} + ni \text{ dummyvariable} + \varepsilon_t$$

Her og i det følgende markerer små bokstaver at variable er målt på logaritmisk skala, mens Δ betegner første-differenser. Variabelsymbolene er definert i avsnitt 2 og i et vedlegg.

I 4.1) avhenger Δa_t av løpende og tilbakedaterte verdier av Δpa , Δpu , Δpv , og Δy , tilbakedaterte verdier av Δk og Δa , samt et feiljusteringsledd som er gitt ved uttrykket i parentes. Feiljusteringsleddet måler differensen mellom den faktiske og den langsiktige verdien av (logaritmen til) eksporten (for gitte nivåer på y , k , $(pa-pu)$ og $(pv-pu)$) i foregående kvartal. En andel γ av dette avviket blir korrigert i inneværende kvartal: Dersom eksportvolumet lå én prosent over (under) sitt langsiktige nivå i periode $t-1$, reduseres (øker) eksporten med γ prosent i periode t , alle andre forhold like. På bakgrunn av datadiskusjonen i avsnitt 3 har vi inkludert så mye som tolv «lag» av kapitalveksten. For veksten i de øvrige forklaringsfaktorene er lag-lengden satt lik fire.

4.1) er pålagt å være homogen av grad null i priser og kostnader på lang sikt, i tråd med 2.6). Vi åpner imidlertid for at det kan være separate virkninger av skift i eksportpriser, utenlandske priser og kostnader på kort- og mellomlang sikt.¹⁷ Slike effekter kan begrunnes på flere måter:

- Utenlandske etterspørrere kjenner prisene på produktene de anvender, men kan ha ufullstendig informasjon om utviklingen i priser på alternative (konkurrerende) produkter. For etterspørrere som (i utgangspunktet) kun bruker norske råvarer, vil derfor en endring i eksportprisene kunne slå raskere ut i etterspørselen etter norske eksportvarer enn endringer i utenlandske priser. Et tilsvarende resonnement gjelder for etterspørrere som i utgangspunktet bare benytter utenlandske råvarer.
- For industriråvarer hvor konkurrerende produkter er imperfekte substitutter vil trolig etterspørrerne ha kostnader forbundet med å endre tilpasning, fra å benytte ett produkt til et annet. Det er da grunn til å tro at forventninger om framtidige priser spiller en rolle for tilpasningen. Dersom forventningsdannelsen er bakover-

¹⁷ Med «kort sikt» menes her og i det følgende det samme kvartalet som et partielt skift i en forklaringsvariabel finner sted. «Lang sikt» er det tidspunktet hvor effekten på eksporten av skiftet er utspilt. «Mellomlang sikt» er perioden mellom «kort sikt» og «lang sikt».

skuede, blir prisforventningene dannet på bakgrunn av den historiske prisutviklingen, og forventningsmekanismene for PA og PU trenger ikke være identiske.

- Råvareprisene svinger sterkt (jf. figur 3.1)), mens de variable enhetskostnadene øker forholdsvis jevnt over tid. En endring i (PV/PU) forårsaket av skift i *prisen* vil derfor kunne fortone seg som midlertidig, mens dette ikke er tilfelle i samme grad når (PV/PU) påvirkes av kostnadsendringer. Produsenter som er priskest kvantumstilpassere, og som har tilpasningskostnader, kan da finne det optimalt å tilpasse produksjon og eksport raskere når kostnadene endres enn når råvareprisene endres.

Det følger av avsnitt 2 og 3 at $\Delta p_{a,t}$ og $\Delta p_{v,t}$ med stor sannsynlighet er endogene i 4.1). For å undersøke dette nærmere – og for å finne aktuelle identifiserende instrumenter – estimerte vi dynamiske modeller for $\Delta p_{a,t}$ og $\Delta p_{v,t}$. Vi fant sterkt signifikante effekter av Δy_t i en redusert form for $\Delta p_{v,t}$ og av Δy_t og $\Delta p_{v,t}$ i en strukturell eksportprislikning (estimert med instrumenter for $\Delta p_{v,t}$): Når etterspørselen varierer, påvirkes produksjon/eksport, variable enhetskostnader og eksportprisene simultant. Eksportrelasjonen estimeres derfor med instrumentvariable for $\Delta p_{a,t}$ og $\Delta p_{v,t}$.

Vi undersøkte i tillegg om prisene på utenlandske industriråvarer avhenger av de norske eksportprisene; dersom $\Delta p_{a,t}$ påvirker $\Delta p_{u,t}$, vil $\Delta p_{u,t}$ være korrelert med restleddet i 4.1) når $KOV(\varepsilon_t, \Delta p_{a,t}) \neq 0$. En slik mulighet kan ikke utelukkes, fordi norske eksportører av enkelte råvarer har så store markedsandeler på verdensmarkedet at de antakelig påvirker prisene som settes av utenlandske produsenter. Koeffisienten for $\Delta p_{a,t}$ ble imidlertid insignifkant i en modell for $\Delta p_{u,t}$. På bakgrunn av dette resultatet, samt at vi ikke har gode instrumenter for utenlandske priser, velger vi å betrakte $\Delta p_{u,t}$ som eksogen ved estimering av eksportlikningen. Det er imidlertid sannsynlig at prisene på utenlandske produkter er endogene i 4.1) som følge av målefeil og/eller korrelasjon mellom restleddene i de datagenererende prosessene for $\Delta p_{u,t}$, $\Delta p_{a,t}$ og Δa_t . Betydningen av målefeil for resultatene drøftes nedenfor.

Den reduserte formen for $\Delta p_{v,t}$ tyder på at de variable enhetskostnadene, for gitt nivå på kapitalbeholdningen, er en avtakende funksjon av produksjonsnivået. Avtakende enhetskostnader er forenlig med priskest kvantumstilpassing *dersom* det er effektive kapasitetsskranke i produksjonsenhetene som framstiller råvarer som substituerer perfekt med utenlandsk produksjon.

De estimerte likningene for $\Delta p_{a,t}$ og $\Delta p_{v,t}$ inneholder kun variable som inngår i 4.1). Vi estimerer derfor 4.1) med MKM, mens instrumentvariabelmetoden benyttes når likningen er forenklet så mye at vi har variable som kan betraktes som gyldige identifiserende instrumenter for $\Delta p_{a,t}$ og $\Delta p_{v,t}$.

Den foretrukne eksportrelasjonen er rapportert i 4.2), hvor koeffisientene for dummyvariable er utelatt av plass-hensyn.¹⁸ Estimerte standardavvik er gjengitt i parentes under estimatene.

$$\begin{aligned}
 4.2) \quad \Delta a_t = & 1,93 + 0,80 \Delta y_t + 0,36 \Delta \Delta_2 y_{t-1} - 0,34 (\Delta p_{a,t} + \Delta \Delta p_{a,t}) + 0,28 \Delta p_{u,t} - 0,42 (\Delta p_{v,t-1} + \Delta p_{v,t-4}) \\
 & (0,41) \quad (0,08) \quad (0,10) \quad (0,14) \quad (0,12) \quad (0,12) \\
 & + 0,16 \Delta \Delta_2 a_{t-2} - 0,35 (a-y)_{t-1} - 0,20 (a-k^*)_{t-1} - 0,29 (pa-pu)_{t-1} - 0,18 (pv-pu)_{t-1} \\
 & (0,05) \quad (0,06) \quad (0,05) \quad (0,08) \quad (0,07)
 \end{aligned}$$

Estimeringsperiode: 1969.1 - 1993.3, $\sigma_{IV} = 3,72\%$, $\chi^2_{IV}(10) = 5,82$, $DW = 2,00$, $AR_{1,5} F(5,81) = 0,28$, $ARCH_{1,4} F(4,78) = 0,62$, $\chi^2_N(2) = 0,63$, $XI^2 F(24,61) = 1,17$.

Instrumenter for $\Delta p_{a,t} + \Delta \Delta p_{a,t}$: $\Delta p_{a,t-1}$, $\Delta p_{a,t-2}$, pa_{t-1} , $\Delta p_{v,t-3}$, $\Delta p_{u,t-1}$, $\Delta p_{u,t-4}$, Δy_{t-1} og fire dummyvariable.

I 4.2) betegner σ_{IV} , χ^2_{IV} og DW henholdsvis det residuale standardavviket for regresjonen, en test for gyldighet av de overidentifiserende instrumentene (Sargan 1964) og Durbin Watson-observatoren. $AR_{1,5}$ er en test for autokorrelasjon inntil 5. orden i restleddet (Harvey 1981); $ARCH_{1,4}$ tester om restleddet følger en 4. ordens ARCH-

¹⁸ Likningen inneholder to ledd med dummyvariable; D1+D1-BRUDD78-D2-BRUDD78-D1-BRUDD85-D3-BRUDD85 og D2-BRUDD85.

prosess (Engle 1982); χ^2_N er normalitetstesten i Jarque og Bera (1980) og Xi^2 er heteroskedastisitetstesten foreslått av White (1980). Ingen av feilspesifikasjonstestene er signifikante på vanlige nivåer, og vi kan ikke forkaste en hypotese om at de overidentifiserende instrumentene er gyldige.

4.2) inneholder signifikante effekter av utenlandsk etterspørsel, eksportpriser, priser på utenlandske produkter og variable enhetskostnader på nivå- og endringsform. Kapitalbeholdningen inngår kun i nivådelen av modellen og påvirker – som forventet – eksporten med betydelige tidsforsinkelser; K^* er det geometriske gjennomsnittet av realkapitalen tilbakedatert åtte til tolv kvartaler. Resultatene gir altså støtte til utgangshypotesen om at råvareeksporten er sammensatt av produkter som er differensierte relativt til konkurrerende industriråvarer produsert i utlandet og av varer som substituerer tilnærmet perfekt med utenlandsk produksjon. Effektene av kapitalbeholdningen kan imidlertid også forklares med at deler av eksporten som substituerer *imperfekt* med utenlandske produkter, i perioder, har vært bestemt fra tilbudssiden, jf. drøftingen av likning 2.6). Dette diskuteres nærmere nedenfor.

Den statiske langtidsløsningen av 4.2) er gitt ved:¹⁹

$$4.3) \quad a = \text{konstant} + 0,64 y + 0,36 k - 0,53 (pa - pu) - 0,32 (pv - pu)$$

$$\quad \quad \quad (0,075) \quad (0,075) \quad (0,145) \quad (0,109)$$

hvor koeffisientene har tolkning som partielle langtidselastisiteter. For eksempel sier 4.3) at en varig økning i utenlandsk etterspørsel på én prosent gir økt eksport med 0,64 prosent på lang sikt dersom nivåene på K , (PA/PU) og (PV/PU) ligger fast. Dataene ga støtte til en restriksjon om at eksporten er langsiktig homogen av grad 1 i Y og K , og denne restriksjonen ble pålagt ved estimeringen.

I korttidsdelen av modellen inngår Δy_t og $\Delta \Delta_{2,y_{t-1}}$ (den tilbakedaterte endringen i halvårsveksten i y_t) med signifikante parameterestimater. Koeffisienten for Δy_t på 0,80 (med tilhørende t -verdi lik 9,5) er signifikant *høyere* enn langtidselastisiteten for utenlandsk etterspørsel. Den kumulerte elastisiteten av eksporten med hensyn på aktivitetsnivået i utlandet er om lag lik én etter 2-3 kvartaler og 0,4-0,5 (altså *lavere* enn langtidselastisiteten) etter 4-6 kvartaler. Et slikt dynamisk forløp kan gis følgende tolkning: Når etterspørselsnivået i utlandet øker, tilpasses *produksjonen* av industriråvarer relativt tregt. I en *begrenset periode* (1-3 kvartaler) øker likevel *eksporten* forholdsvis sterkt ved at lagrene av ferdigvarer reduseres. Denne tolkningen av tilpasningsforløpet underbygges av to empiriske resultater:

- Lagerrelasjonen for norske industriråvarer i Johansson (1994) tyder på at 30-40 prosent av en varig økning i salget tas fra lager på kort sikt.
- I en feiljusteringsmodell for produksjonen av industriråvarer med eksporten som forklaringsfaktor fant vi kumulerte elastisiteter etter ett og fire kvartaler på henholdsvis 34 og 78 prosent av langtidselastisiteten.

Som påpekt ovenfor, uttrykker elastisiteten for Y i 4.3) den langsiktige effekten på eksportvolumet av økt aktivitet i utlandet *når kapitalbeholdningen holdes konstant*. Den relativt lave langtidselastisiteten, i forhold til de kumulerte elastisitetene etter 1-3 kvartaler, indikerer kapasitetsnivået (i perioder) har begrenset virkningene på eksporten av etterspørselsvekst i utlandet; på lang sikt har det ikke vært mulig å gjenopprette nivået på eksporten 1-3 kvartaler etter en varig etterspørselsøkning uten utvidelse av produksjonskapasiteten. Lengre perioder med effektive kapasitetsskranker i produksjonen må – såfremt vanlige lønnsomhetskrav er tilfredsstillt – antas å ville lede til investeringer i ny kapasitet. Den totale langtidsvirkningen av økt etterspørsel er derfor sterkere enn anslått i 4.3).

Et interessant trekk ved modellen 4.2) er at den inneholder sterkt asymmetriske virkninger av skift i eksportpriser, prisene på utenlandske produkter og variable enhetskostnader på kort- og mellomlang sikt. Eksportprisene og utenlandske priser inngår med signifikante korttidseffekter, mens endringer i enhetskostnadene først påvirker eksporten etter ett kvartal. Tilpasningstregthetene ved skift i variable enhetskostnader er konsistent med at eksporten i ett kvartal i stor grad er *produsert* i tidligere kvartaler, jf. likningen for industriråvareproduksjon refe-

¹⁹ Standardavvikene er beregnet etter likning 11) i Bårdsen (1989).

rert ovenfor. Ut fra diskusjonen av 4.1) synes det rimelig å tolke koeffisienten for Δp_u , som en kortsiktig etterspørselastisitet, og denne er signifikant lavere (i absoluttverdi) enn den langsiktige elastisiteten for (PA/PU). Korttidselastisiteten for eksportprisene på $-0,68$ er høyere (absolutt sett) enn langtidselastisiteten, men avviket er langt fra å være signifikant.

Parameterestimaten for $\Delta p_a + \Delta \Delta p_a$, og Δp_u , er (når vi tar hensyn til usikkerheten) tilnærmet identiske med motsatt fortegn. Det kan vises at disse variablene er forventningsrette prediktorer for henholdsvis $\Delta p_{a,t+1}$ og $\Delta p_{u,t+1}$.²⁰ En mulig forklaring på de asymmetriske korttidseffektene av endringer i PA og PU i 4.2) er derfor at eksport- etterspørselen justeres på bakgrunn av *forventet* framtidig utvikling i *relative* priser og at forventningsmekanismene for de to prisene ikke er identiske. Mot denne tolkningen av de kortsiktige prisseffektene kan det innvendes at Δp_a gir relativt gode prognoser for $\Delta p_{a,t+1}$, mens $\Delta p_a + \Delta \Delta p_a$ overvurderer svingningene i eksportprisveksten til dels betydelig. Det er derfor vanskelig å forklare hvorfor etterspørerne skulle benytte $\Delta p_a + \Delta \Delta p_a$ (og ikke Δp_a) til å predikere $\Delta p_{a,t+1}$. Koeffisientene for Δp_a og Δp_u blir imidlertid insignifikante dersom akselerasjonen i eksportprisene utelates fra modellen.

Koeffisienten for (pv-pu) i 4.3) undervurderer de samlede langtidsvirkningene på eksportvolumet av skift i variable enhetskostnader. For det første vil kostnadsendringer til en viss grad slå ut i eksportprisene på råvarer som ikke substituerer perfekt med utenlandske produkter. Dernest vil økte kostnader i forhold til produktprisen, alle andre forhold like, lede til reduserte bruttoinvesteringer i fast kapital. Endelig vil variasjon i det relative kostnadsforholdet mellom Norge og utlandet påvirke omfanget av investeringer som foretas i Norge. De siste 15 årene har kraftprisene økt langt sterkere for norske enn for utenlandske råvareprodusenter,²¹ og dette har trolig gjort norske selskaper mer tilbøyelige til å investere utenfor Norge.²² Kapitalavkastningen i ulike anvendelser er med andre ord potensielt viktig for bedriftenes langsiktige tilpasning - og i 4.2) ivaretas betydningen av dette for eksportutviklingen gjennom kapitalvariabelen.

På bakgrunn av 4.2) er det ikke trivielt å trekke slutninger om råvareeksportens sammensetning etter distinksjonen perfekt/imperfekt substitusjon med konkurrerende industriråvarer produsert i utlandet. De beregnede virkningene på eksportvolumet av skift i Y og K, samt diskusjonen av disse effektene, indikerer at råvarer differensierte relativt til utenlandske produkter utgjorde hoveddelen av eksporten i årene 1969-1993. Den relativt lave (absolutte) langtidselastisiteten for (PA/PU) trekker i motsatt retning; i utgangspunktet vil en forvente at eksport- etterspørselen for råvarer som ikke substituerer perfekt med utenlandsk produksjon (også) er svært prisfølsom. Det at koeffisienten for relative priser i 4.3) er lav i absoluttverdi *kan* derfor tolkes som at disse varene sto for en liten del av den samlede råvareeksporten i estimeringsperioden. Av følgende årsaker blir antakelig innslaget av differensierte produkter undervurdert etter et slikt resonnement:

- 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. Fra diskusjonen av likning 2.2) følger det at 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 (PA/PU) og på den langsiktige priselastisiteten.
- Indeksen for utenlandske priser har en annen varesammensetning enn norsk industriråvareeksport. En del av den *observerte* variasjonen i (PA/PU) er derfor *ikke* forårsaket av endringer i relative priser mellom norske og konkurrerende utenlandske produkter. Slik *tilsynelatende* relativ prisvariasjon påvirker ikke eksport- etterspørselen, og dermed ser det ut som etterspørselen er uelastisk.
- Kapasitetsskranker i produksjonen har trolig, i en del tilfeller, begrenset virkningene på eksporten av skift i relative priser.

²⁰ Se Hendry og Ericsson (1991) og Favero og Hendry (1992). Det kan være optimalt for etterspørerne å benytte slike *data*-baserte prediktorer framfor *modell*-baserte prediktorer dersom de har kostnader forbundet med å innhente og bearbeide informasjon.

²¹ Ifølge en artikkel i Dagens Næringsliv 8. Oktober 1991 betalte norsk ferrolegeringsindustri 10 prosent mindre pr. kWh enn vestlige konkurrenter i 1991, mens differensen i 1981 var på 50 prosent.

²² For eksempel var Norske Skogs investering i avispapirfabrikken i Golbey på begynnelsen av 1990-tallet basert på at en kunne oppnå klart lavere kraftpriser i Frankrike enn ved investering i Norge. Ila og Lilleby Smelteverker har foretatt betydelige investeringer i Brasil for å få billigere kraft enn i Norge. (Se reportasjene om norsk treforedlings- og ferrolegeringsindustri i Dagens næringsliv 8. og 10. oktober 1991.)

En økonometrisk presisering av det andre punktet er at serien for utenlandske priser er beheftet med målefeil, og således er korrelert med restleddet. Denne målefeilen trekker også i retning av at koeffisienten for Δp_u og langtidsvirkningen av skift i (PV/PU) er undervurdert i 4.2).²³

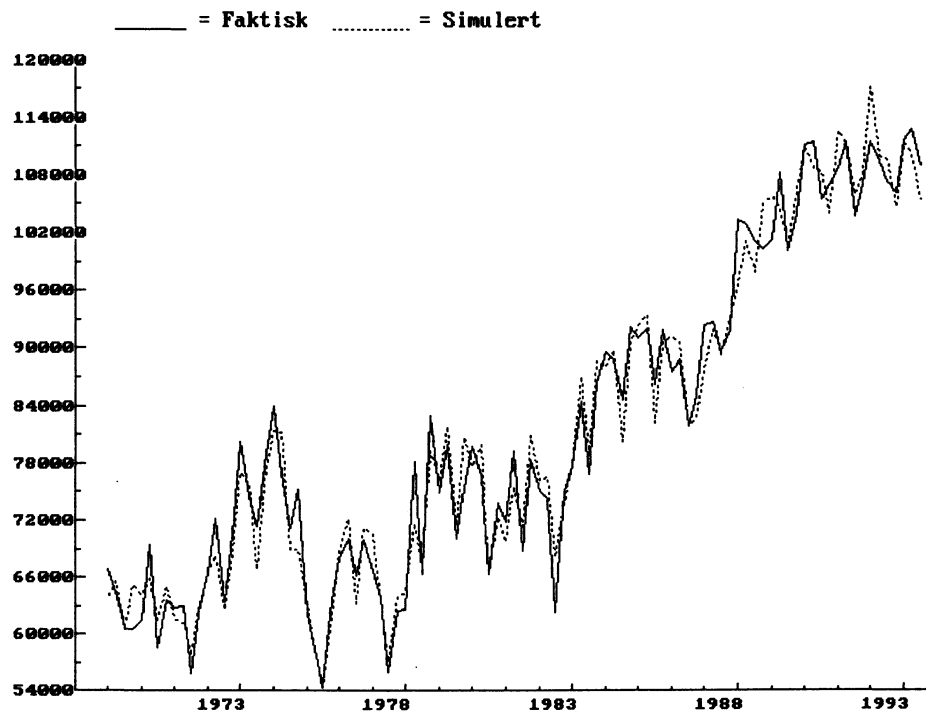
Til slutt i dette avsnittet skal vi evaluere føyningen for den estimerte eksportlikningen og, med utgangspunkt i 4.2), kort diskutere faktorer bak utviklingen i norsk industriråvareeksport fra 1969 til 1993.

De historiske og simulerte verdiene av eksportvolumet for perioden 1969.1-1993.3 er gjengitt i figur 4.1, mens figur 4.2 viser faktisk og simulert prosentvis vekst i eksporten over fire kvartaler. Plottene avdekker at råvareeksporten svingte sterkt over sampelet, særlig på 1970-tallet. Dernest ser vi at 4.2) både forklarer korttids-svingningene og de mer langsiktige bevegelsene i eksportvolumet relativt godt. Spesielt fanger modellen opp den betydelige eksportnedgangen fra 1974 til 1975. Selv om eksporten overpredikeres sterkt i 1992.1, må likningen også sies å ha god forklaringskraft de siste fem årene av sampelet – en periode med sterke omveltninger i markedene for flere industrielle råvarer.

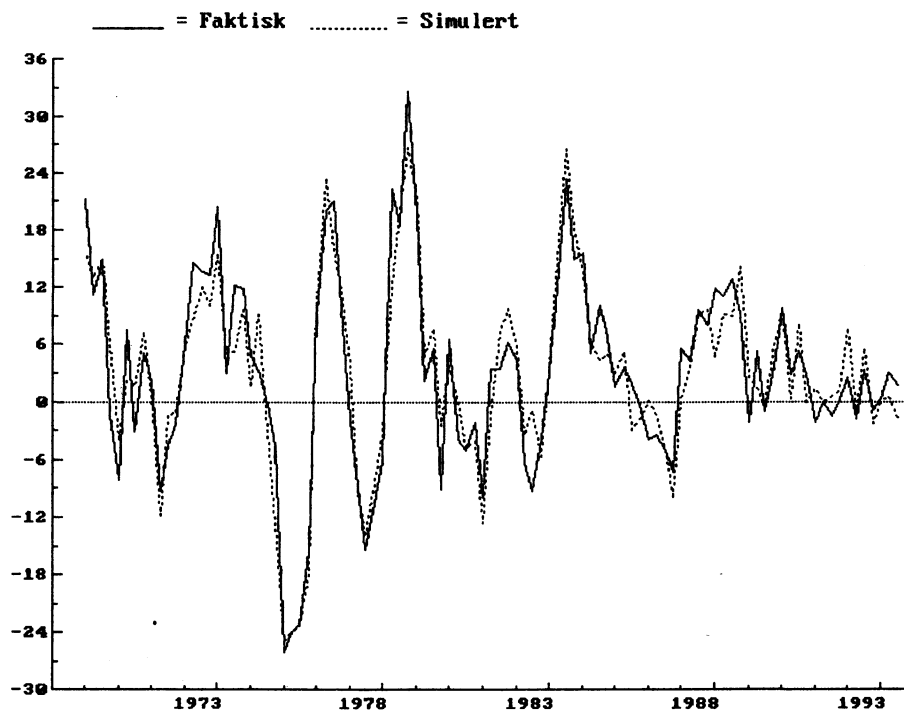
Aktivitetsnivået i utlandet, eksportvolumet og kapitalbeholdningen vokser trendmessig over tid, mens relative priser og forholdet mellom kostnader og utenlandske priser viser begrenset variasjon på lang sikt. Trenden i eksporten blir derfor forklart av utviklingen i utenlandsk etterspørsel og realkapitalen. Langtidselastisitetene tyder på at etterspørselseffektene er dominerende. I tillegg er kapitalbeholdningen i noen grad bestemt endogent av etterspørselen etter eksportvarer. Markedsveksten i utlandet er derfor hoveddrivkraften bak den langsiktige eksportutviklingen. Oppgang i eksportpriser og variable enhetskostnader relativt til prisene på utenlandske råvarer var – ifølge 4.2) og tallene i tabell 3.1 – viktige årsaker til det sterke fallet i eksportvolumet fra 1974 til 1975. På 1980-tallet førte antakelig økningen i forholdet mellom norske og utenlandske kraftpriser til reduserte investeringer i Norge, som igjen dempet veksten i eksportvolumet. Etter 1988 bidro det økte råvaretilbudet fra Øst-Europa og Kina til å redusere eksportveksten, fordi denne markedsomveltningen førte til en sterk økning i (PV/PU) og at realinvesteringene i norsk produksjon (trolig) ble betydelig lavere enn de ellers ville blitt. Det er også grunn til å tro at de lave prisene på råvarene fra Øst-Europa og Kina førte til nedgang i etterspørselen etter norsk råvareeksport, men slike effekter ivaretas ikke av 4.2). Betydningen av dette vil bli undersøkt i neste avsnitt.

²³ Langtidskoeffisientene blir konsistent estimert dersom målefeilen er en stasjonær tidsserie og nivåvariablene i feiljusteringsmodellen er ikke-stasjonære. Tester for ikke-stasjonaritet indikerer imidlertid at $(p_a - p_u)_t$ er stasjonær.

Figur 4.1 Føyning, eksportnivå



Figur 4.2 Føyning, prosentvis endring i eksporten over fire kvartaler.



5. Stabilitet og invarians

I dette avsnittet benytter vi plott av rekursivt estimerte parametre med \pm to standardavvik for å evaluere stabiliteten av 4.2).²⁴ Stabile (og signifikante) rekursive estimater indikerer at en modell er velspesifisert, mens ustabilitet i parameterestimaterne ofte er et tegn på at viktige forklaringsvariable er utelatt²⁵ og/eller at irrelevante variable er inkludert²⁶. I tillegg er det flere trekk ved dataseriene og (vår tolkning av) estimeringsresultatene som impliserer at spesifikasjonen 4.2) ikke kan forventes å være stabil over tid. På bakgrunn av økonomisk teori og generelle betraktninger er det grunn til å tro at:

- Koeffisientene i 4.2) avhenger av hvor stor del av eksporten som er bestemt fra tilbudssiden. Ut fra figur 3.1 og tallene i tabell 3.1 ser det ut som om graden av kostnadsoverveltning på eksportprisene har avtatt over estimeringsperioden. Dette kan være en indikasjon på at andelen av eksporten som substituerer tilnærmet perfekt med utenlandsk produksjon har vært økende. Det virker også sannsynlig at eksporten som ikke substituerer perfekt med utenlandske råvarer i større grad enn tidligere har vært tilbudsbestemt de siste ti årene; beregninger viser at kapasitetsutnyttningen i norsk produksjon av industriåvarer var svært høy i perioden 1984-1993 sammenliknet med årene 1975-1983. Økningen i kapasitetsutnyttning kan (antakelig) i stor grad føres tilbake til at den sterke veksten i relative kraftpriser mellom Norge og utlandet og eksportøkningen fra Øst-Europa og Kina har ført til svak kapasitetsutvikling i norsk produksjon.
- Eksportveksten på kort- og mellomlang sikt etter en økning i aktivitetsnivået i utlandet avhenger av størrelsen på lagerbeholdningen av ferdigvarer blant norske produsenter
- «Lagereffekten» blir raskere utspilt ved store enn ved små etterspørselsøkninger
- Tilpasningstreggheter i norsk produksjon av industriråvarer ikke har betydning for virkningene på eksporten av redusert etterspørsel
- Etterspørselsreduksjoner virker sterkere på eksportvolumet enn tilsvarende økninger i etterspørselen når flere av de norske bedriftene produserer på eller nær kapasitetsgrensen
- Økte verdensmarkedspriser i forhold til variable enhetskostnader kun gir økt eksport (for gitt kapitalbeholdning) dersom det eksisterer ledig produksjonskapasitet som blir lønnsom som følge av prisøkningen og/eller kostnadsreduksjonen
- Nedbygging av ledig kapasitet ikke påvirker eksporten
- Konstantleddet kan ha fått et negativt skift etter 1988. Prisindeksen PU undervurderer prisfallet på råvareproduksjon som konkurrerer med norsk eksport fra og med 1989 fordi «dumping»-salget fra Øst-Europa og Kina ikke inngår i beregningsgrunnlaget for denne indeksen. De siste årene av estimeringsperioden var det derfor antakelig vridning i etterspørselen, bort fra norske råvarer, som ikke fanges opp av vår modell.

Rekursiv estimering av eksportlikningen avdekker at flere av koeffisientene er ustabile på 1970-tallet, men variasjonen i estimatene lar seg ikke tolke i lys av de mulige årsakene til ustabilitet diskutert ovenfor. Vi velger å foku-

²⁴ Et rekursivt estimat viser tidsutviklingen for estimatet når startpunktet for estimeringen holdes fast og estimeringsperioden utvides med én og én observasjon. Standardavvikene er også beregnet rekursivt.

²⁵ Utelatelse av relevante forklaringsvariable fører i alminnelighet til at parametre for variable som er inkludert i modellen får utelattvariabel skjevhet. Denne skjevheten vil normalt variere over tid.

²⁶ Det er ikke usannsynlig at en eller flere forklaringsvariable får spuriøst signifikant effekt når variabelutvelgelsen (i stor grad) er basert på t-verdier, som her. Derimot er det ingen grunn til at koeffisientene for feilaktig inkluderte variable skal være stabile.

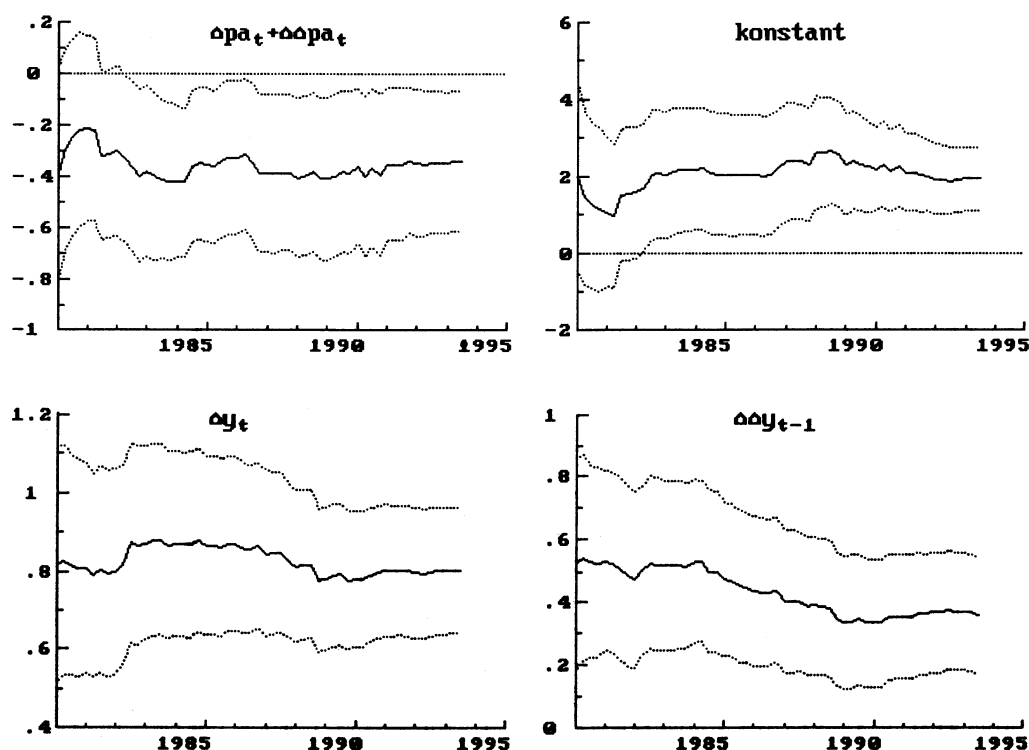
sere på parameter(u)stabiliteten etter 1979, og viser derfor de rekursive estimatene med \pm to estimerte standardavvik for perioden 1980.1-1993.3.²⁷

Av figur 5.1-5.3 ser vi at konstantleddet og koeffisientene for $(a-y)_{t-1}$ og $(a-k)_{t-1}$ skifter signifikant fra 1981 til 1988. Den langsiktige inntektselastisiteten øker i denne perioden, mens langtidselastisiteten for kapitalbeholdningen avtar. Disse skiftene går i *motsatt* retning av hva en kunne vente ut fra det første punktet foran. Videre er endringene i parameterestimatene for $\Delta\Delta_2 y_{t-1}$ og $(\Delta p v_{t-1} + \Delta p v_{t-4})$ fra 1984 til 1989 nær ved å være signifikante. Den avtakende koeffisienten for $\Delta\Delta_2 y_t$ kan ha sammenheng med økningen i kapasitetsutnyttning fra 1980-1983 til 1984-1989 og at ferdigvarelagrene viste en (svakt) nedadgående trend fra 1984 til 1989²⁸.

Det estimerte konstantleddet reduseres gradvis fra 1988 til 1991, noe som ikke er overraskende sett i lys av det siste punktet ovenfor. Skiftet er ikke signifikant på 5 prosent nivå ved bruk av tosidig test, men det *er* signifikant dersom vi isteden benytter en *ensidig* t-test – som er rimelig ettersom vi har en sterk forhåndsoppfatning om at et eventuelt skift i konstantleddet etter 1988 skal være negativt. Spesifikasjonen 4.2) kan altså ikke sies å være invariant overfor det økte tilbudet av enkelte industriråvarer fra Øst-Europa og Kina fra 1988 til 1993. Dette "regimeskiftet" ser imidlertid ikke ut til å ha svekket modellens samlede evne til å forklare eksportutviklingen; det rekursivt estimerte standardavviket for regresjonen avtar fra 3,99 prosent i 1989.1 til 3,72 prosent i 1993.3.

Selv om flere av koeffisientene viser variasjon mellom 1980 og 1993, er hovedinntrykket at modellen er relativt stabil over denne perioden – vurdert mot usikkerheten i estimatene. Estimaten er *svært* stabile de to siste årene av sampeleperioden, og samtlige av koeffisientene er signifikante på 5 prosent nivå etter 1984.

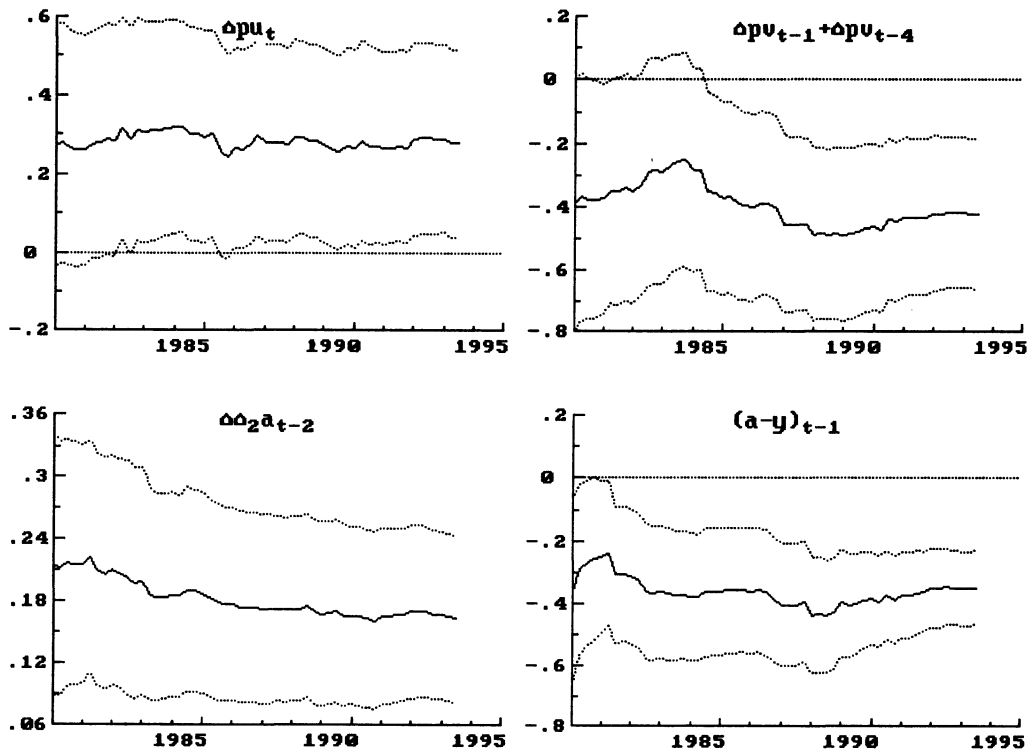
Figur 5.1 Rekursive estimater \pm to standardavvik



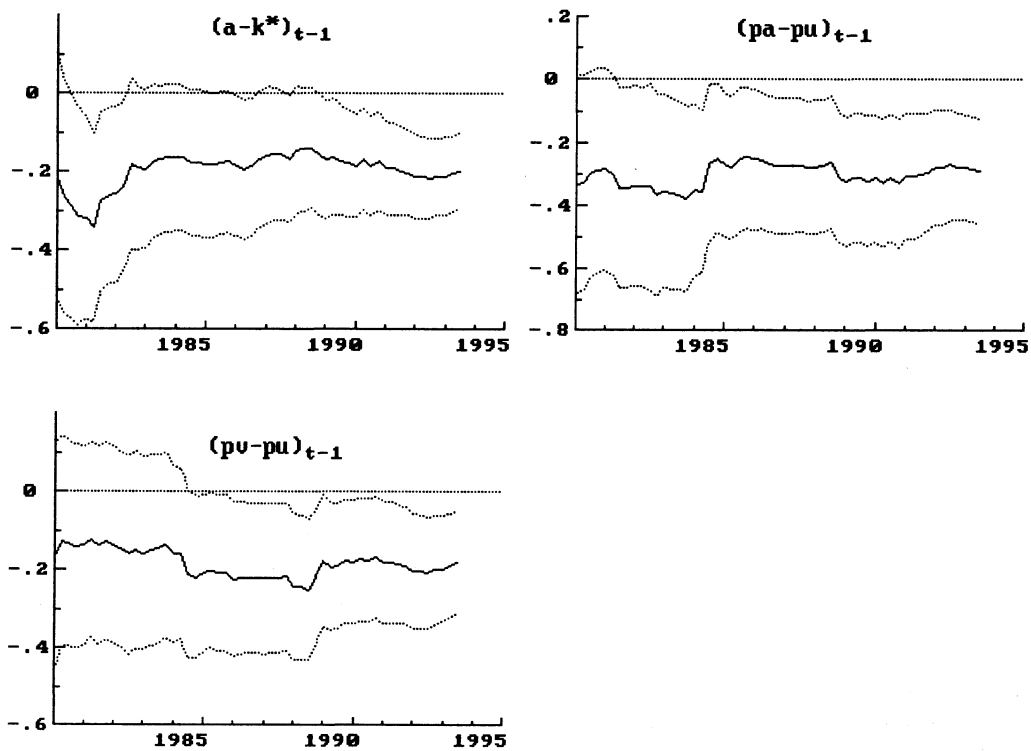
²⁷ Ved den rekursive estimeringen er parameteren for D2-BRUDD85 pålagt å være lik det koeffisientestimatet vi får for denne variabelen når hele sampelet benyttes.

²⁸ Se figur 7.1 i Johansson (1994).

Figur 5.2 Rekursive estimater \pm to standardavvik



Figur 5.3 Rekursive estimater \pm to standardavvik



6. Avslutning

I denne rapporten har vi presentert en økonometrisk eksportlikning som avviker fortolkningsmessig fra eksportrelasjoner estimert i tidligere studier på norske og utenlandske data. Mens tidligere analyser har modellert eksporten ved rene tilbuds- og etterspørselslikninger, inkluderer vi variable fra begge modelltypene i en aggregert relasjon for norsk eksport av industrielle råvarer. Modellen begrunnes med at markedene for en del industriråvarer antakelig er kjennetegnet 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, priser på norske og utenlandske industriråvarer, samt realkapitalen og kostnader i norsk produksjon på eksportvolumet. Koeffisientene og egenskaper ved dataseriene tyder på at produkter som er differensierte relativt til utenlandske råvarer utgjør hoveddelen av eksporten, og at vekst i utenlandsk etterspørsel er den viktigste faktoren bak økningen i eksportvolumet fra 1969 til 1993.

Resultatene indikerer at lagerbevegelser spiller en viktig rolle for den kortsiktige eksporttilpasningen, og at eksport som ikke substituerer perfekt med utenlandske råvarer har vært begrenset av kapasitetsskranker i produksjonen. Videre finner vi en viss støtte for at eksportetterspørselen justeres på bakgrunn av forventninger om framtidig utvikling i relative priser, noe som er rimelig når etterspørerne har kostnader forbundet med å endre tilpasning.

De rekursive estimatene rapportert i avsnitt 5 viser at flere av koeffisientene varierer over tid, og modellen ser ikke ut til å være invariant overfor det økte tilbudet av industriråvarer fra Øst-Europa og Kina etter 1988. Vi vurderer likevel den estimerte eksportrelasjonen som *forholdsvis* stabil over perioden 1980-1993. Den høye graden av parameterstabilitet de to siste årene av estimeringsperioden tilsier at modellen er egnet for prognoseformål.

Referanser

- Bowitz, E. og Å. Cappelen (1994): *Prisdannelse og faktoretterspørsmål i norske næringer*, Sosiale og økonomiske studier 85, Statistisk sentralbyrå.
- Bye, T. og S. Strøm (1987): Kraftpriser og kraftforbruk, *Sosialøkonomen* 41, nr 4, 19-29.
- Bårdsen, G. (1989): Estimation of Long Run Coefficients in Error Correction Models, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 51, 345-350.
- Bårdsen, G. og P.G. Fisher (1995): The Importance of Being Structured, Arbeidsnotat 95/2, Oslo: Norges Bank.
- Doornik, J.A. og D.F. Hendry (1992): *PcGive Version 7: An Interactive Econometric Modelling System*, Oxford: Institute of Economics and Statistics, University of Oxford.
- Engle, R.F. (1982): Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica* 50, 987-1007.
- Favero, C. og D.F. Hendry (1992): Testing the Lucas Critique: A Review, *Econometric Reviews* 11, 265-306.
- Goldstein, M. og 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.
- Hendry, D.F. og N. Ericsson (1991): Modelling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and the United States, *European Economic Review* 35, 833-886.
- Jarque, C.M. og 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.
- Mathiesen, L. (1990): Markedsanalyse for viktige norske eksportprodukter, *Sosialøkonomen* 44, nr 4, 18-23.
- Naug, B. og R. Nymoen (1993): *Import Price Formation and Pricing to Market: A Test on Norwegian Data*, Arbeidsnotat 93/9, Oslo: Norges Bank.

Phelps, E.S. og S.G. Winter (1970): "Optimal Price Policy under Atomistic Competition" i E.S. Phelps (red.): *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, New York: W.W. Norton.

Sargan, J.D. (1964): "Wages and Prices in United Kingdom: A Study in Econometric Methodology" i P.E. Hart, G. Mills og J.K. Whitaker (red.): *Econometric Analysis for National Economic Planning*, London: Butterworths, 25-63.

Stock, J.H. (1987): Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors, *Econometrica* **55**, 1035-1056.

von der Fehr, N-H.M (1987): *Prisdannelse på importvarer - en MODAG-rapport*, Rapporter 87/23, Statistisk sentralbyrå.

White, H. (1980): A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, *Econometrica* **48**, 817-838.

Vedlegg 1: Variabeldefinisjoner

- A** = Eksport av metaller, treforedlingsprodukter og kjemiske råvarer målt i faste kjøperpriser. 1991 er basisår. Kilde: Kvartalsvis nasjonalregnskap (KNR).
- K** = Beholdningen av realkapital i bedrifter hvor produksjon av industrielle råvarer er hovedaktivitet. Kilde: KNR.
- K_t^{*}** = $(K_{t-8} \cdot K_{t-9} \cdot K_{t-10} \cdot K_{t-11} \cdot K_{t-12})^{0,2}$
- Y** = Indikator for aktivitetsnivå i utlandet. Volumindekser for samlet vareimport hos Norges viktigste handelspartnere er veiet sammen med handelsvekter. 1980 = 100. Kilde: IMF og Lindquist (1993).
- PA** = Implisitt deflator for eksport av industrielle råvarer. 1991 = 1. Kilde: KNR.
- PU** = Prisindeks for utenlandske industriråvarer. IMFs metallprisindeks omregnet i norske kroner og prisindekser for norsk import av treforedlingsprodukter og kjemiske råvarer er veiet sammen med løpende vekter. Vekten for metaller er gitt ved metalleksportens andel av industriråvareeksporten. Tilsvarende for kjemiske råvarer og treforedlingsprodukter. 1991 = 1. Kilde: KNR og IMF.
- PV** = Variable enhetskostnader i bedrifter hvor produksjon av industrielle råvarer er hovedaktivitet. Kilde: KNR.
- Di** = Dummyvariabel for kvartal i. Er lik én i kvartal i, null ellers. i=1,2,3.
- BRUDD78** = Dummyvariabel for brudd i sesongmønsteret i KNR. Er lik én til og med 4. kvartal 1977.
- BRUDD85** = Dummyvariabel for brudd i sesongmønsteret i KNR. Er lik én til og med 4. kvartal 1984.

Vedlegg 2: Om bruk av prisindekser i økonometriske eksportlikninger

Teoriene som er diskutert i avsnitt 2 relaterer eksportvolumet til *prisinivåene* på norske og konkurrerende utenlandske industrielle råvarer. Som i tidligere studier basert på aggregerte tidsrekke-data, benytter vi *prisindekser*, normert til én i et basisår, ved estimeringen. Enkelte har hevdet at empiriske eksportmodeller neglisjerer viktige aspekter ved eksporttilpasningen når prisene operasjonaliseres på en slik måte. Følgende påstander er satt fram i denne forbindelse.²⁹

- 1) Dersom norske eksportpriser er høyere enn prisene på konkurrerende utenlandske produkter, korrigert for skjeller i kvalitet og bearbeidingsgrad, reduseres eksportvolumet over tid selv om det relative prisforholdet er konstant.³⁰ Siden det ikke benyttes nivåinformasjon om prisene, kan ikke den (de) estimerte eksportlikning(en)e fange opp dette.
- 2) Reduksjonen i eksportetterspørselen som følge av at norske priser er høyere enn prisene på utenlandske varer medfører i tillegg at eksportprisene presses ned. Dermed fortøner det seg som om fall i eksportprisene leder til nedgang i eksportetterspørselen. Denne samvariasjonen i data fører igjen til at prisfølsomheten i etterspørselen estimeres til å være svak, selv om den (antakelig) er sterk «i virkeligheten».
- 3) Markedsandelene på eksportmarkedet avtar over tid dersom norske eksportpriser er høyere enn prisene på tilsvarende utenlandske varer, selv om relative priser ligger fast. Heller ikke dette kan forklares av en eksportlikning som ikke anvender nivåinformasjon om prisene.

I denne rapporten har vi, i likhet med hva som er vanlig i litteraturen, benyttet en log-lineær funksjonsform. Det er lett å vise at normering av prisnivåvariable til én i et gitt år, eller en hvilken som helst annen reskalering av høyresidevariable, da medfører at konstantleddet endres, mens de øvrige koeffisientestimaterne, føyningsmål og testobservatorer er upåvirket. I den grad punktene 1)-3) inneholder relevant kritikk av økonometriske eksportrelasjoner, må derfor forklaringen være at likningene er feilspesifiserte i en eller annen form, og *ikke* at de er estimert med prisindekser istedenfor prisnivåer. I det følgende skal vi drøfte om 1)-3) inneholder relevante innvendinger mot økonometriske eksportrelasjoner generelt og modellen estimert i avsnitt 4 spesielt.

Det er enkelt å kommentere punkt 2); dette poenget kan være relevant dersom eksportlikningen er estimert med minste kvadraters metode, men ikke når det er benyttet (gyldige) instrumentvariable for eksportprisene. I det siste tilfellet «renses» eksportpriserien for prisendringer som er korrelerte med restleddet i eksportvolumlikningen, og som gir opphav til den samvariasjonen i data som er beskrevet under punkt 2). Som omtalt ovenfor, er 4.2) estimert med instrumenter for eksportprisene.

Dersom norske og konkurrerende utenlandske produkter er differensierte, vil en partiell økning i eksportprisene føre til en endelig nedgang i eksportvolumet, og det kan ta lang tid før effekten av skiftet er utspilt. Følgende vil nå gjelde:

²⁹ Kritikken mot økonometriske eksportlikninger referert i dette vedlegget har vært satt fram i ulike sammenhenger, men den har (tidligere) ikke vært formulert skriftlig.

³⁰ Denne hypotesen kalles gjerne Phelps-Winter-hypotesen, etter Phelps og Winter (1970).

- a) På lang sikt, når virkningen på eksportvolumet av økningen i eksportprisene er uttømt, er det fullt mulig at de norske eksportprisene ligger på et høyere nivå enn prisene på konkurrerende utenlandske produkter, justert for forskjeller i kvalitet og bearbeidingsgrad.
- b) På mellomlang sikt, før effekten på eksportvolumet av økningen i eksportprisene er utspilt, vil eksportvolumet synke selv om relative priser og utenlandsk etterspørsel ligger fast, som følge av den forutgående økningen i eksportprisene. Dersom dynamikken er korrekt spesifisert, vil den estimerte relasjonen forklare denne eksportnedgangen.³¹

Av a) og b) følger det at dynamikken må være feilspesifisert dersom punkt 1) ovenfor skal inneholde relevant kritikk av en eksportmodell for differensierte produkter. I vår analyse er det åpnet for at det kan være betydelige tilpasningstreggheter ved skift i prisene.

I tilfellet med differensierte produkter ligger det bak punkt 3) trolig en antakelse om at norske eksportørers mulighet til å øke eksporten når etterspørselen i utlandet vokser er større desto lavere eksportprisene er i forhold til prisene på konkurrerende utenlandske produkter, som er ekvivalent med at eksportens inntektsfølsomhet er en avtakende funksjon av (PA/PU).³² I så fall bør dette modelleres, og det er da ikke tap av relevant informasjon forbundet med å benytte prisindekser istedenfor prisnivåer; *endringen* i relative priser måles ved prisindeksene, mens nivåforskjellene i basisåret absorberes i konstantleddet.

Hypotesen om at inntektsvirkningene på eksportvolumet avhenger av forholdet mellom eksportpriser og konkurransepriser kan undersøkes ved bruk av rekursive estimater. Stabile inntektskoeffisienter i perioder med (store) svingninger i relative priser innebærer at hypotesen ikke har støtte i data. Som vist i figur 3.1, er det liten variasjon i (PA/PU) med de dataene som er benyttet ovenfor, noe som (ifølge vår argumentasjon) har sammenheng med at graden av substitusjon mellom norske og utenlandske industrielle råvarer er svært sterk. For modellen 4.2) er det mer relevant å undersøke om inntektselastisiteten(e) avhenger av (PV/PU); dersom marginen mellom priser og kostnader er negativ, er det ikke lønnsomt å møte vekst i etterspørselen med økt produksjon. Ut fra tallene i tabell 3.1 ville det derfor ikke være overraskende om elastisitetene for utenlandsk etterspørsel avtok etter 1988. De rekursive estimatene i figur 5.1-5.3 viser imidlertid at koeffisientene for Δy_t og $\Delta \Delta y_{t-1}$ er svært stabile i perioden 1989.1-1993.3. Langtidskoeffisienten for utenlandsk etterspørsel synker fra 0,70 til 0,64 i samme tidsrom, men denne endringen er langt fra å være signifikant. Resultatene gir derfor ikke særlig støtte til en hypotese om at virkningene på eksporten av markedsvekst i utlandet avhenger av marginen mellom priser og variable enhetskostnader.

Dersom norske og konkurrerende utenlandske varer er homogene, vil de norske eksportprisene være identiske med verdensmarkedsprisene for tilsvarende varer på noe sikt. På kort sikt kan det imidlertid være prisforskjeller som følge av; a) tilfeldige utslag; b) at norske eksportpriser ofte er bestemt i kontrakter med varighet på 3-6 måneder; c) imperfekt informasjon blant etterspørerne; og d) at det er kostnader for etterspørerne ved å si opp eksisterende kontrakter og å inngå nye. Hvis nå de norske eksportprisene ligger over prisene på verdensmarkedet, vil, alle andre forhold like, eksportvolumet og markedsandelene på eksportmarkedet synke over tid, selv om relative priser skulle ligge fast, jf. punktene 1) og 3). I dette tilfellet vil altså en varig (partiell) økning i eksportprisene, fra en situasjon hvor disse er identiske med de korresponderende verdensmarkedsprisene, føre til at eksportvolumet går mot null på lang sikt. Den reduserte eksportetterspørselen fører imidlertid til at eksportprisene presses ned mot prisene på verdensmarkedet, og nedgangen i eksportvolumet opphører. Siden varene er homogene, er det grunn til å tro at marginen mellom norske og utenlandske priser blir eliminert relativt raskt, før kvantumsutslagene har blitt særlig store.

³¹ Riktigheten av dette resonnetet påvirkes ikke av om prisøkningen finner sted før estimeringsperioden. Dersom eksportprisene øker sterkt rett før startpunktet for estimeringen, vil, alle andre forhold like, eksportvolumet reduseres (sterkt) i begynnelsen av estimeringsperioden. Den estimerte relasjonen vil forklare denne eksportnedgangen dersom den er (korrekt) spesifisert dynamisk, siden likningen da inneholder prisvariable med datering tidligere enn den første observasjonen i *estimeringsperioden*.

³² En slik hypotese synes å ligge til grunn for omtalen av eksportutviklingen på side 7 i Økonomisk utsyn for 1994. Der blir volumveksten i den tradisjonelle vareeksporten på 14 prosent fra 1993 til 1994 forklart med at: «...veksten (i de norske eksportmarkedene) i 1994 (kan) foreløpig anslås til rundt 9 prosent.... Dessuten bedret norske produsenter sin kostnadsmessige konkurranseevne gjennom perioden 1988-1993, noe som satte dem i stand til utnytte det internasjonale konjunktururomslaget.»

Hva skjer dersom vi estimerer en aggregert *etterspørsels*funksjon for eksporten når norske og tilsvarende utenlandske varer er homogene? Siden likningen ikke inkluderer *prisnivåer*, skulle en kanskje tro at den ikke kan forklare at eksporten avtar over tid når norske eksportpriser ligger høyere enn prisene på verdensmarkedet. Dette er imidlertid ikke riktig. Forventningsmessig er jo prisene på konkurrerende varer identiske, slik at forholdet mellom prisene på norske utenlandske varer må ha *økt* på ett eller annet tidspunkt når det er en positiv margin mellom disse prisene. Dersom likningen inkluderer tilstrekkelig med dynamikk, skal den derfor, som i tilfellet med differensierte produkter, predikere at eksportvolumet går ned som følge av at norske priser er høyere enn utenlandske.

Imidlertid er det sannsynlig at effektene på eksportvolumet av skift i relative priser blir uskarpt bestemt og betydelig undervurdert. For hver av varene i eksportaggregatet er det svært liten variasjon i relative priser. Dette trekker i retning av at priselastisiteten(e) blir uskarpt estimert, jf. variansformelen for MK-estimatoren. Som følge av den svake variasjonen i relative priser på disaggregert nivå, vil en stor del av den *observerte* variasjonen i (PA/PU) være forårsaket av at prisindeksene for norsk eksport og utenlandsk produksjon er ulikt sammensatt³³ og at varene som modelleres ikke har identisk prisutvikling. En slik tilsynelatende variasjon i relative priser fører ikke til endringer i eksportvolumet, og dette bidrar til at prisfølsomheten i etterspørselen undervurderes. Ved å estimere en etterspørselsrelasjon er det således ikke mulig å avdekke hvorvidt norske og konkurrerende utenlandske varer er homogene. De urimelige/misvisende resultatene, som i stor grad svarer til de påståtte konsekvensene av å benytte prisindekser referert ovenfor, følger imidlertid av at modellen er alvorlig feilspesifisert og ikke av at likningen er estimert med prisindekser; for varer der norske og konkurrerende utenlandske varer er homogene, bør en (dersom norske eksportører kan antas å være prisfaste kvantumstilpassere) estimere *tilbudsbaserte* modeller for eksportvolumet.

Viktigheten av å modellere tilbyderatferd når prisene er gitt på verdensmarkedet, blir illustrert når vi estimerer en aggregert etterspørselsrelasjon med de samme dataene og den samme modelleringsstrategien som er benyttet i avsnitt 4. Den langsiktige elastisiteten for relative priser blir da på -1,12, som indikerer at prisfølsomheten i etterspørselen er svak. Denne konklusjonen må, dersom analysen i avsnitt 4 gir en god virkelighetsbeskrivelse, betraktes som klart feilaktig. De svake priseffektene har sammenheng med at en del av eksporten substituerer (tilnærmet) perfekt med utenlandske industrielle råvarer. Siden det er liten relativ prisvariasjon for disse varene, er utviklingen i (PA/PU), og dermed nivået på langtidselastisiteten for denne variabelen, dominert av varene hvor det er begrenset substitusjon. I tillegg bidrar altså forskjeller i sammensetningen av prisindeksene for norske og utenlandske industriråvarer til at prisfølsomheten i etterspørselen undervurderes. Se også diskusjonen i avsnitt 4.

Konklusjonen på dette vedlegget er at:

- det er uproblematisk å benytte prisindekser istedenfor prisnivåer ved estimering av eksportrelasjoner på tidsrekke-data
- kritikken mot bruk av prisindekser referert ovenfor likevel inneholder potensielt relevante innvendinger mot økonomiske eksportrelasjoner
- modellen som er presentert i denne rapporten ikke rammes av disse innvendingene.

³³ Dette vil i praksis alltid være tilfelle når en estimerer eksportlikninger med aggregerte tidsrekke-data.

Utkommet i serien Rapporter (RAPP) etter 1. januar 1994*Issued in the series Reports (REP) since 1 January 1994*

ISSN 0332-8422

- 93/20 Dag Kolsrud: Stochastic Simulation of KVARTS91. 1993-70s. 95 kr. ISBN 82-537-3952-4
- 94/1 Torstein Bye, Ådne Cappelen, Torbjørn Eika, Eystein Gjelsvik og Øystein Olsen: Noen konsekvenser av petroleumsvirksomheten for norsk økonomi. 1994-54s. 95 kr. ISBN 82-537-3956-7
- 94/2 Wenche Drzwi, Lisbeth Lerskau, Øystein Olsen og Nils Martin Stølen: Tilbud og etterspørsel etter ulike typer arbeidskraft. 1994-56s. 95 kr. ISBN 82-537-3950-8
- 94/3 Hilde-Marie Branæs Zakariassen: Tilbud av arbeidskraft i Norge En empirisk analyse på kvartalsdata for perioden 1972 til 1990. 1994-100s. 110 kr. ISBN 82-537-3958-3
- 94/4 Resultatkontroll jordbruk 1993 Tiltak mot avrenning av næringssalter og jorderosjon. 1994-96s. 95 kr. ISBN 82-537-3966-4
- 94/5 Haakon Vennemo: A Growth Model of Norway with a Two-way Link to the Environment. 1994-57s. 95 kr. ISBN 82-537-3985-0
- 94/6 Odd Frank Vaage: Feriereiser 1992/93. 1994-49s. 80 kr. ISBN 82-537-3983-3
- 94/7 Magnar Lillegård: Prisindekser for boligmarkedet. 1994-31s. 80 kr. ISBN 82-537-3992-3
- 94/8 Grete Dahl, Else Flittig og Jorunn Lajord: Inntekt, levekår og sysselsetting for pensjonister og stønadsmottakere i folketrygden. 1994-57s. 95 kr. ISBN 82-537-3998-2
- 94/9 Leif Brubakk: Estimering av en makrokonsumfunksjon for ikke-varige goder 1968-1991. 1994-42s. 80 kr. ISBN 82-537-4003-4
- 94/10 Marie Arneberg og Thor Olav Thoresen: Syke- og fødselspenger i mikrosimuleringsmodellen LOTTE. 1994-37s. 80 kr. ISBN 82-537-4026-3
- 94/11 Klaus Mohn: Monetarism and Structural Adjustment - The Case of Mozambique. 1994-48s. 80 kr. ISBN 82-537-4005-0
- 94/12 Tom Langer Andersen, Ole Tom Djupskås og Tor Arnt Johnsen: Kraftkontrakter til alminnelig forsyning i 1993. 1994-53s. 80 kr. ISBN 82-537-4007-7
- 94/13 Svein Blom: Yrkesstart og familienstiftelse. En analyse av sentrale begivenheter i menns livsløp. 1994-53s. 95 kr. ISBN 82-537-4054-9
- 94/14 Asbjørn Aaheim: Inntekter fra utvinning av norske naturressurser Noen teoretiske betraktninger. 1994-30s. 80 kr. ISBN 82-537-4022-0
- 94/15 Trine Dale og Arne Faye: Utenlandske statsborgere og Kommunestyre- og Fylkestingsvalget 1991. 1994-100s. 110 kr. ISBN 82-537-4025-5
- 94/16 Tom-André Johansson: En økonometrisk analyse av lagertilpasningen i norske industri-sektorer. 1994-46s. 80 kr. ISBN 82-537-4027-1
- 94/17 Lasse Sigbjørn Stambøl: Flytting, utdanning og arbeidsmarked 1986-1990 En interaktiv analyse av sammenhengen mellom endringer i flyttetiltal og arbeidsmarked. 1994-60s. 95 kr. ISBN 82-537-4035-2
- 94/18 Anne Brendemoen, Mona I. Hansen og Bodil M. Larsen: Framskrivning av utslipp til luft i Norge En modelldokumentasjon. 1994-56s. 95 kr. ISBN 82-537-4036-0
- 94/19 Erling Holmøy, Gunnar Nordén and Birger Strøm: MSG-5. A Complete Description of the System of Equations. 1994-209s. 155 kr. ISBN 82-537-4039-5
- 94/20 Ragnhild Balsvik and Anne Brendemoen: A Computable General Equilibrium Model for Tanzania. Documentation of the Model, the 1990 - Social Accounting Matrix and Calibration. 1994-50s. 80 kr. ISBN 82-537-4041-7

- 94/21 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene 1975-1994. 1994-82s. 95 kr. ISBN 82-537-4055-7
- 94/22 Jon Erik Finnvold: Brukerkontakter i helse-søstertjenesten. En utvalgsundersøkelse. 1994-58s. 95 kr. ISBN 82-537-4056-5
- 94/23 Anders Barstad: Bomiljø og ulikhet Om fordeling og endring av miljøproblemer på bostedet. 1994-69s. 95 kr. ISBN 82-537-3829-3
- 94/24 Audun Langørgen: Framskrivning av sysselsettingen i kommuneforvaltningen. 1994-33s. 80 kr. ISBN 82-537-4066-2
- 94/25 Einar Bowitz, Taran Fæhn, Leo Andreas Grünfeld og Knut Moum: Norsk medlemskap i EU - en makroøkonomisk analyse. 1994-46s. 95 kr. ISBN 82-537-4068-9
- 94/26 Mette Rolland: Militærutgifter i utviklingsland Metodeproblemer knyttet til måling av militær-utgifter i norske programland. 1994-42s. 80 kr. ISBN 82-537-4069-7
- 94/27 Helge Brunborg og Svenn-Erik Mamelund: Kohort og periodefruktbarhet i Norge 1820-1993 *Cohort and Period Fertility for Norway 1820-1993*. 1994-77s. 95 kr. ISBN 82-537-4070-0
- 94/28 Petter Jakob Bjerve: Utviklingsoppdrag i Sri Lanka. 1994-26s. 80 kr. ISBN 82-537-4071-9
- 94/29 Marie W. Arneberg: Dokumentasjon av prosjektet LOTTE-TRYGD. 1994-40s. 80 kr. ISBN 82-537-4077-8
- 94/30 Elin Berg: Estimering av investeringsrelasjoner med installasjonskostnader. 1994-86s. 95 kr. ISBN 82-537-4078-6
- 94/31 Torbjørn Hægeland: En indikator for effekter av næringspolitiske tiltak i en økonomi karakterisert ved monopolitisk konkurranse. 1994-86s. 95 kr. ISBN 82-537-4089-1
- 95/1 Trygve Kalve og Åne Osmunddalen: Kombinert bruk av sosialhjelp og trygdeytelser. 1995-45s. 80 kr ISBN 82-537-4105-7
- 95/2 Bjørn E. Naug: En økonometrisk modell for norsk eksport av industrielle råvarer. 1995-32s. 80 kr ISBN 82-537-4106-5
- 95/3 Morten Kjelsrud og Jan Erik Sivertsen: Flyktninger og arbeidsmarkedet 2. kvartal 1993. 1995-28s. 80 kr ISBN 82-537-4107-3
- 95/4 Inger Texmon: Ut av redet En demografisk analyse av flytting fra foreldrehjemmet. Under utgivelse
- 95/5 Resultatkontroll jordbruk 1995 Gjennomføring av tiltak mot forurensninger. 1995-90s. 95 kr ISBN 82-537-4129-4
- 95/6 Hilde H. Holte: Langtidsarbeidsløses levekår 1991. Under utgivelse
- 95/7 Geir Frengen, Frank Foyn og Richard Ragnarsøn: Innovasjon i norsk industri og oljeutvinning i 1992. 1995-93s. 95 kr ISBN 82-537-4135-9
- 95/8 Annegrete Bruvoll og Gina Spurkland: Avfall i Norge fram til 2010. Under utgivelse
- 95/9 Taran Fæhn, Leo Andreas Grünfeld, Erling Holmøy, Torbjørn Hægeland og Birger Strøm: Sammensetningen av den effektive støtten til norske næringer i 1989 og 1991. 1995-106s. ISBN 82-537-4137-5
- 95/10 Ole Tom Djupskås og Runa Nesbakken: Energibruk i husholdningene 1993. Data fra Forbruksundersøkelsen. Under utgivelse
- 95/11 Liv Grøtvedt og Liv Belsby: Barns helse Helseundersøkelsene. 1995-53s. ISBN 82-537-4140-5
- 95/12 Kristin Rypdal: Anthropogenic Emissions SO₂, NO_x, NMVOC and NH₃ in Norway. Under utarbeidelse
- 95/13 Odd Frank Vaage: Feriereiser 1993/94. Under utarbeidelse



Returadresse:
Statistisk sentralbyrå
Postboks 8131 Dep.
N-0033 Oslo



Publikasjonen kan bestilles fra:

Statistisk sentralbyrå
Salg- og abonnementservice
Postboks 8131 Dep.
N-0033 Oslo

Telefon: 22 86 49 64
22 86 48 87
Telefaks: 22 86 49 76

eller:
Akademika - avdeling for
offentlige publikasjoner
Møllergt. 17
Postboks 8134 Dep.
N-0033 Oslo

Telefon: 22 11 67 70
Telefaks: 22 42 05 51

ISBN 82-537-4106-5
ISSN 0332-8422

Pris kr 80,00



Statistisk sentralbyrå
Statistics Norway

