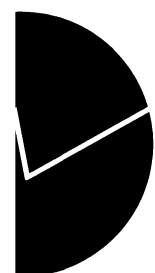


Andreas Benedictow

Norsk eksport av metaller

Rapport



Andreas Benedictow

Norsk eksport av metaller

Rapporter

I denne serien publiseres statistiske analyser og metode- og modellbeskrivelser fra de enkelte forsknings- og statistikkområder. Også resultater av ulike enkeltundersøkelser publiseres her, oftest med utfyllende kommentarer og analyser.

Reports

This series contains statistical analyses and method and model descriptions from the different research and statistics areas. Results of various single surveys are also published here, usually with supplementary comments and analyses.

© Statistisk sentralbyrå, juli 1999

Ved bruk av materiale fra denne publikasjonen, vennligst oppgi Statistisk sentralbyrå som kilde.

ISBN 82-537-4701-2

ISSN 0806-2056

Emnegruppe

09.90 Metoder, modeller, dokumentasjon

Emneord

Aggregeringseffekter
Eksportmodeller
Kapasitetsskranker
Konjunkturbarometeret
Monopolistisk konkurranse
Prisfast kvantumstilpasning
Tidsserieanalyse

Design: Enzo Finger Design
Trykk: Statistisk sentralbyrå

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Tall kan ikke offentliggjøres	Not for publication	: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 horizontal series	
Rettet siden forrige utgave	Revised since the previous issue	r

Sammendrag

Andreas Benedictow

Norsk eksport av metaller

Rapporter 99/?? • Statistisk sentralbyrå 1999

Denne rapporten presenterer resultater fra en økonometrisk analyse av norsk metalleksport. Det estimeres tre modeller som alle tar hensyn til at aggregeringseffekter kan gjøre tradisjonelle modeller for enkle til å forklare eksportutviklingen. Modellene estimeres på kvartalsdata for årene 1974-1997. Det benyttes primært data fra SSBs Kvartalsvise nasjonalregnskap og Konjunkturbarometer. Det er generelt etterspørselssideeffekter som dominerer, men realkapitalbeholdningen inngår signifikant i to av modellene. Resultatene er konsistente med en modell for monopolistisk konkurranse med kapasitetsskranker. For de to modellene der realkapitalbeholdningen inkluderes estimeres betraktelig høyere langsiktselastisiteter med hensyn på relative priser enn i tidligere analyser. Disse høye estimatene er mer i samsvar med det som forventes for et aggregat som består av produkter som i stor grad er homogene med utenlandsproduserte konkurrerende produkter.

Emneord: Aggregeringseffekter, eksportmodeller, kapasitetsskranker, konjunkturbarometeret, monopolistisk konkurranse, prisfast kvantumstilpasning, tidsserieanalyse.

Innhold

1. Innledning	7
2. Norsk metalleksport	9
2.1. Aluminium	9
2.2. Ferrolegeringer.....	9
2.3. Oppsummering	10
3. Modeller for eksport/handel	11
3.1. Modellen for monopolistisk konkurranse.....	11
3.2. Modellen for perfekte substitutter.....	13
4. Blandingsmodeller	16
4.1. En enkel blandingsmodell	16
4.2. En modell for monopolistisk konkurranse med kapasitetskranker	16
4.3. Blandingsmodeller med diskrete og kontinuerlige vekter.....	17
5. Data	19
6. Empiriske resultater	21
6.1. Dynamisk spesifikasjon.....	21
6.2. Resultater.....	23
7. Avslutning	33
Referanser	34
Vedlegg	
A. Kointegrasjon.....	35
B. Variabelliste og datatransformasjoner	36
C. Test av restriksjoner, enkel blandingsmodell	37
D. Test av restriksjoner, blandingsmodell med diskrete vekter	38
E. Test av restriksjoner, blandingsmodell med kontinuerlige vekter.....	39
F. En enkel blandingsmodell når restriksjonen om prishomogenitet på kort sikt forkastes	41
G. En enkel blandingsmodell uten ΔKAP	42
H. Endring av switch-grensen i modellen med diskrete vekter	43
I. En todelt etterspørselsmodell	44
J. To separate etterspørselsmodeller	45
Tidligere utgitt på emneområdet	46
De sist utgitte publikasjonene i serien Rapporter	47

1. Innledning*

De fleste økonometriske studier av eksportvolum for vestlige land fokuserer på eksportetterspørselen, det vil si etterspørselen i utlandet rettet mot eksportlandets produkter. Generelt antas det at eksporten består av produkter som er differensierte i forhold til utenlandsproduserte konkurrerende varer. Hver enkelt produsent antas å stå overfor fallende etterspørselskurver og tilpasningen blir som for en monopolist. Produzenten velger profittmaksimerende pris, gitt etterspørselsstrukturen. Eksportvolumet bestemmes dermed av etterspørselssiden i økonomien.

Også norske økonometriske eksportstudier viser at eksportbestemmelsen for de fleste produkter kan beskrives innenfor rammen gitt av en modell for differensierte produkter og imperfekt konkurranse, se for eksempel Lindquist (1993) og Naug (1995). En betydelig andel av norsk eksport består imidlertid av varer som ofte beskrives som stapelvarer eller homogene varer. For homogene varer, det vil si varer der perfekte (eller svært nære) substitutter produseres av utenlandske konkurrenter, og der markedssituasjonen ikke er preget av en oligopol-situasjon, antas det at produsentene står overfor en gitt verdensmarkedspris. Det betyr at eksportvolumet bestemmes av forhold på tilbudssiden.

Ved aggregerte studier, der det aggregeres over flere produsenter, kan det være slik at eksportvolumet for noen bestemmes av forhold på etterspørselssiden, mens det for andre bestemmes av forhold på tilbudssiden. Dette vil være tilfelle dersom det aggregeres over både produsenter som tilpasser seg som monopolister og produsenter med pristakeradferd. En annen mulighet er at aggregatet består av, eller inkluderer, produsenter som tilpasser seg som monopolister, og at de i perioder har full kapasitetsutnyttelse. En monopolist som utnytter sin produksjonskapasitet fullt ut står overfor en eksportbeskrankning på tilbudssiden. Skift i etterspørselen vil i dette tilfellet, for gitt

kapasitet, kun slå ut i pris, og ikke i produksjons- eller eksportvolum. Dette innebærer at noen produsenter i et marked med monopolistisk konkurranse kan stå overfor eksportbeskrankninger på tilbudssiden, mens andre kan stå overfor beskrankninger på etterspørselssiden.

For norsk eksport av *metaller* viser empiriske undersøkelser av Lindquist (1993) og Naug (1995) at både tilbuds- og etterspørselsvariable kan bidra til å forklare eksportutviklingen. Lindquist estimerer både tilbuds- og etterspørselsmodeller, og finner at det er vanskelig å diskriminere mellom dem ut fra statistiske kriterier. Det foreslås derfor en modelleringsstrategi der både tilbuds- og etterspørselsvariable inkluderes i samme modell. Naug estimerer en modell der variable fra begge modelltyper inngår, og finner støtte for en slik tilnærming.

Formålet med denne studien er å se nærmere på disse resultatene og å teste ulike modeller for bestemmelse av norsk eksport av metaller. Alle modellene tar hensyn til at aggregeringseffekter kan føre til at tradisjonelle modeller er for enkle til å forklare eksportutviklingen. Utgangshypotesen for analysen er at vi står overfor et aggregeringsproblem ved modellering av metalleksporten som følge av aggregering over ulike produkter, produsenter og/eller konjunktursituasjoner. Jeg tester tre forskjellige modeller der variable fra både tilbuds- og etterspørselssiden inkluderes.

Dersom en varegruppe består av både produkter som er perfekt substituerbare og produkter som er imperfekt substituerbare med konkurrerende utenlandske produkter, og det ikke eksisterer kapasitetsskranker eller andre forhold som gjør at en produsents eksport bestemmes fra etterspørselssiden i noen perioder og tilbudssiden i andre, bør eksporten av de to produktgruppene ideelt sett modelleres separat. Selv om en slik oppsplitting til en viss grad er mulig å gjennomføre ved å ta utgangspunkt i svært detaljert grunnlagsstatistikk fra handelsstatistikken, ville dette være svært tidkrevende. I denne studien tas varegruppens aggregeringsnivå som gitt. Et alternativ er derfor å teste en modell som inkluderer variable fra både tilbuds- og

* Denne rapporten bygger på min hovedoppgave i sosialøkonomi ved Universitetet i Oslo. Jeg vil rette en stor takk til Kjersti-Gro Lindquist, som har vært min veileder. Jeg vil også takke Bjørn E. Naug, Knut Moum og Ådne Cappelen for svært nyttige kommentarer.

etterspørselssiden samtidig, det vil si en enkel blandingsmodell av samme type som i Naug (1995).

Når det aggregeres over produsenter som står overfor samme, men skiftende markedssituasjon, kan en benytte en todelt modell der den ene delen inneholder variable fra tilbudssiden og den andre delen inneholder variable fra etterspørselssiden. De to modelldelene benyttes vekselvis ved bruk av diskrete vekter (dummy-variable), avhengig av om eksporten er begrenset fra tilbuds- eller etterspørselssiden. En slik fremgangsmåte er konsistent med en modell for monopolistisk konkurranse med kapasitetsskranke, når det forutsettes at alle produsentene i aggregatet har enten ledig produksjonskapasitet eller full kapasitetsutnyttelse samtidig. Denne tilnærmingen betinger at en kan identifisere i hvilke perioder eksportbeskrankningen er på den ene eller den andre siden.

Hvis aggregatet består av produsenter som står overfor ulik markedssituasjon i samme periode, slik at eksporten for noen produsenter er gitt fra etterspørselssiden mens den for andre er gitt ved beskrankninger på tilbudssiden, kan den todelte modellen benyttes slik at de to modelldelene vektet med kontinuerlige vekter i forhold til i hvilken grad eksportbeskrankningene er på tilbuds- eller etterspørselssiden i hver periode. Denne modellen kan være egnet både dersom aggregatet består av produsenter i et marked som kjennetegnes av monopolistisk konkurranse, og noen av dem (eller alle) i perioder står overfor en kapasitetsskranke (men ikke nødvendigvis samtidig), og dersom aggregatet består av både produsenter som tilpasser seg som monopolister og av produsenter med pristakeradferd. Igjen forutsettes det at identifikasjon av vekter for diskriminering av datamaterialet er mulig.

Estimeringsresultatene som presenteres i denne rapporten viser at det generelt er etterspørselseffekter som dominerer og forklarer det meste av eksportutviklingen. I den enkle blandingsmodellen estimeres en ren etterspørselsmodell på lang sikt. De to todelte modellene inkluderer i tillegg realkapitalbeholdningen. Det er konsistent med en modell for monopolistisk konkurranse med kapasitetsskranke. I den enkle blandingsmodellen estimeres en lav langsiktselastisitet for relative priser. Det er i tråd med resultatene i Lindquist (1993) og Naug (1995), men ikke i samsvar med det som forventes for et aggregat som preges av produkter som i stor grad er homogene i forhold til konkurrerende utenlandske produkter. I modellen med diskrete vekter og i modellen med kontinuerlige vekter estimeres det betraktelig høyere langsiktselastisiteter med hensyn på relative priser. Slik sett gir de todelte modellene mer rimelige resultater, og egner seg derfor for innarbeiding i SSBs makromodeller.

I kapittel 2 presenteres en oversikt over norsk metallindustri. I kapittel 3 utledes to modeller for inter-

nasjonal handel, en der produktene betraktes som imperfekte substitutter, og en der de betraktes som perfekte substitutter. I kapittel 4 betraktes tre forskjellige metoder der variable fra etterspørsels- og tilbudsmodellene inkluderes i samme modell. Det legges særlig vekt på en modell for monopolistisk konkurranse med kapasitetsskranke. Datakildene presenteres i kapittel 5. Analysen benytter kvartalsdata, hovedsakelig hentet fra SSBs Kvartalsvise nasjonalregnskap og Konjunkturbarometer. I kapittel 6 presenteres modellspesifikasjon og empiriske resultater.

2. Norsk metalleksport

Denne oversikten over norsk metalleksport er i stor grad basert på Reve (1992, s. 78 - 99). Norsk eksport av metaller domineres av aluminium og ferrolegeringer som utgjør henholdsvis 45 og 16 prosent, målt i norske kroner i 1996. Andre jern og stålprodukter utgjør 15 prosent. Gull, sølv, platina, bly, sink, tinn, kopper og nikkel utgjør mindre andeler. Produsentene er generelt svært eksportorienterte. Av den norske aluminiumsproduksjonen eksporteres 80 - 90 prosent, hovedsakelig til Vest-Europa der Norge har en andel av samlet produksjon på 25 prosent. Ferrolegeringsindustrien ble også bygget opp med tanke på eksport, ettersom Norge har en liten stålindustri og dermed en beskjeden etterspørsel etter ferrolegeringer i hjemmemarkedet. Ettersom aluminium- og ferrolegeringsindustrien til sammen utgjør mer enn 60 prosent av varegruppen metaller, er det av interesse å se nærmere på markedsstruktur og konkurranseforhold som disse industriene står overfor.

2.1. Aluminium

Rikelig tilgang på billig vannkraft var utgangspunktet for etablering av aluminiumsindustri i Norge. De første etableringsforsøk skjedde allerede før første verdenskrig, men det var først på 1950-tallet en storstilt utbygging ble satt i gang. I etableringsfasen tilførte utenlandske eierinteresser kapital, teknologi og råstoff, men i dag er denne industrien i vesentlig grad på norske hender.

Norsk aluminiumsindustri har hovedsakelig vært basert på fremstilling av primæraluminium, og Norge var i 1990 den femte største produsenten i verden. Primæraluminiumsindustrien er en moden bransje der mulighetene for å opprettholde kunnskapsbaserte konkurransemessige fortrinn er begrenset. Det er relativt små muligheter for differensiering, og priser avtales med utgangspunkt i aluminiumsnoteringer ved London Metal Exchange (LME). En studie av Lindquist (1999) viser imidlertid at den norske primæraluminiumsindustrien til en viss grad produserer differensierte produkter og i gjennomsnitt tar en pris som er høyere en LME-prisen.

Ifølge Hydro Aluminium er omkring 30 prosent av kostnadene knyttet til prisnivået i det enkelte land. Norske produsenter har en ulempe på grunn av høyt innenlandsk lønnsnivå, men dette utgjør en liten del av totale kostnader. Ulempen ved å være lokalisert langt fra råstoffkildene (særlig Australia, Guinea, Jamaica og Brasil) dempes i stor grad ved at transportkostnadene er svært lave. Kraftprisene er lavere enn for et gjennomsnitt av konkurrentene og utgjør således et konkurransemessig fortrinn. Prisdifferansen har imidlertid blitt redusert ettersom prisene på fossilt brennstoff har falt og nye konkurrenter med rimelige kraftkilder har kommet til.

Selv om primæraluminium dominerer, utgjør halvfabrikata en økende del av norsk aluminiumsproduksjon. Siden tidlig på 1970-tallet har norske aluminiumsprodusenter satset sterkt på videreforedling av aluminium gjennom omfattende etableringer i utlandet. Av eksporten går i overkant av 20 prosent til norskeide videreforedlingsbedrifter i utlandet som produserer plater, tråd og profiler. Markedene for valsede halvfabrikata (plater) preges av liten differensiering. Mesteparten av norske produsenters produksjon av halvfabrikata består imidlertid av spesialtilpassede produkter, profiler og rør, hovedsakelig til bil- og bygningsindustrien, der evnen til å forstå og oppfylle den enkelte kundes behov er en absolutt nødvendighet.

2.2. Ferrolegeringer

Norsk ferrolegeringsindustri oppsto ved århundreskiftet som et ledd i arbeidet med å finne anvendelse for norsk vannkraft. Norge har en liten stålindustri, og ferrolegeringsindustrien ble bygget opp med eksport for øyet. Etter andre verdenskrig ekspanderte ferrolegeringsindustrien kraftig, i takt med utbyggingen av vannkraften. I 1974 stoppet veksten opp, og produktjonsvolumet i 1990 var omtrent det samme som i 1974. Hovedproduktene er ferrosilisium, silisiummetall, ferromangan og silikomangan.

Norsk ferrolegeringsindustri er en betydelig aktør på verdensmarkedet. Det har gitt norske produsenter mulighet til å utøve markedsrett gjennom koordinert oppreden. Dette har til tider gitt seg utslag i høye

priser. I motsatt retning trekker det faktum at høye priser har virket som en oppmuntring til nyetablering og kapasitetsøkning. Liten effektiv anleggsstørrelse, lave transportkostnader og små muligheter for produkt differensiering gjør at ferrolegeringsmarkedene er preget av lave etableringsbarrierer.

Siden midten av 1970-årene har nye industriland og u-land utviklet eksportorienterte ferrolegeringsindustrier, samtidig som etterspørselen fra tradisjonelle industriland har avtatt som følge av stagnasjon i stålindustrien i samme periode. Dette har ført til samarbeid og større grad av felles opptreden av europeisk stålindustri, noe som har rammet norsk ferrolegeringsindustri gjennom økt priskonkurranse.

Råstoff og energi utgjør de største variable kostnads-komponentene. En del av råstoffet må importeres av norske produsenter, men det gjelder for de fleste utenlandske produsenter også, så dette skulle ikke medføre noen særnorsk kostnadsmessig ulempe. Energiprisene er lavere enn gjennomsnittet for de vestlige konkurrentene, men høyere enn for noen av de nyetablerte industrilandene.

2.3. Oppsummering

Både aluminium og ferrolegeringer er varer som preges av en sterk grad av homogenitet, og de norske eksportprisene på disse varene følger i stor grad utviklingen i verdensmarkedsprisene for tilsvarende varer. Disse forholdene gjør det isolert sett rimelig å anta at en modell for perfekte substitutter er det relevante teori-grunnlag for å beskrive norsk eksport av metaller. Norske produsenter har imidlertid betydelige markeds-andeler på verdensmarkedet, noe som åpner for bruk av markeds-makt. I tillegg er en mindre del av produksjonen spesialisert. Dette tyder på at eksporten kan forklares bedre av en modell for monopolistisk konkurranse, eller av en modell som er en kombinasjon av de to modellene, noe som støttes av tidligere empiriske studier. I neste kapittel presenteres en modell for monopolistisk konkurranse og en modell for perfekte substitutter. I kapittel 4 blir ulike måter å kombinere variable fra de to modellene diskutert.

3. Modeller for eksport/handel

Den dominerende handelsmodellen i den empiriske litteraturen er modellen for imperfekte substitutter og monopolistisk konkurranse. Den tar utgangspunkt i handel med differensierte produkter, der produsenten antas å stå overfor en fallende etterspørselskurve rettet mot sitt eget produkt i eksportmarkedene.

En konkurrent til modellen med produkt differensiering er modellen for perfekte substitutter. Den forutsetter homogene varer og pristakeradferd. Innenfor denne modellrammen antas det at eksportørene står overfor gitte priser i eksportmarkedene, og at eksportvolumet bestemmes av forhold på produsentsiden.

Empiriske studier for industrialiserte land støtter i hovedsak modellen for imperfekte substitutter og monopolistisk konkurranse. Dette resultatet kan imidlertid henge sammen med at de fleste studier er gjennomført på et relativt høyt aggregeringsnivå. Ofte er industrivarer behandlet som én vare, eller de er inndelt i noen få hovedgrupper. Det er rimelig å anta at valg av aggregeringsnivå kan ha betydning for hvilket resultat en får ved en empirisk analyse. Først når en modellerer på et nivå der varegruppen i stor grad domineres av homogene varer kan en vente å finne støtte for modellen for perfekte substitutter, dersom dette er den underliggende eller "sanne" strukturen.

Dersom dataene som benyttes i eksportanalyser er aggregert over foretak som står overfor ulike markedsstrukturer kan de to modellene antas å være komplementære, slik at variable fra begge modeller vil være bestemmende for eksportutviklingen. I en slik situasjon vil en kunne finne at en blandingsmodell, det vil si en modell som inkluderer forklaringsvariable fra begge modellene, statistisk sett forklarer eksportutviklingen best. En slik blandingsmodell kan eksempelvis formuleres ved at en lar variablene fra de to modellene inngå uvektet, eller en kan velge ulike former for vektning av de to modellene. I dette kapitlet presenteres de to modellene hver for seg. I kapittel 4 drøftes ulike måter å benytte tilbuds- og etterspørselsvariable i samme modell.

3.1. Modellen for monopolistisk konkurranse

Utledningen av modellen som skal forklare eksportetterspørselen er basert på konsumentteori. For produsentene i varegruppen metaller er etterspørerne stort sett produksjonsbedrifter, og ikke konsumenter i snever forstand. Dette er imidlertid neppe av fundamental betydning for resultatene.

I praksis er det som regel flere enn én bedrift som produserer og tilbyr varianter av en produkttype i et marked, og en stor del av internasjonal handel foregår med differensierte produkter. Differensierte produkter kan defineres som produkter som ikke substituerer hverandre perfekt, og som derfor har endelige substitusjonselastisiteter.

Det er to alternative teorier som gir veldefinerte etterspørselskurver for differensierte produkter. I Spence (1976) og Dixit og Stiglitz (1977) kjennetegnes etterspørselssiden ved at det å kunne velge blant alternative produkter har en egenverdi for konsumentene. De kjøper litt av alle tilgjengelige varianter av et produkt, selv om alle variantene har samme pris. Lancaster (1966,1979) har en annen tilnærming. Hvilket alternativ konsumenten velger avhenger her av produktpriser og avstanden mellom de tilgjengelige alternative goders egenskaper og "et idealgode". Samlet etterspørsel etter alle tilgjengelige alternativer kan beskrives med veldefinerte etterspørselskurver når det forutsettes at konsumentene ikke har identiske preferanser. Graden av differensiering forventes reflektert i priselastisiteter slik at nære substitutter har høye priselastisiteter og mindre nære substitutter har lavere priselastisiteter.

En viktig underliggende forutsetning for eksportmodellen for imperfekte substitutter er at konsumentene oppfatter produkter produsert i ulike land som heterogene. Denne forutsetningen støttes empirisk ved at en både på aggregert og disaggregert nivå normalt observerer toveis handel av samme vare. Hvis produkter produsert i innlandet og utlandet var perfekte substitutter, burde man observert at all produksjon ble konsentrert i ett eller i noen få land, under forutsetning av avtagende eller konstante grensekostnader (Magee

1975), og at hvert land enten eksporterte eller importerte en vare og ikke begge deler (Rhombert 1973). Her vil eksistens av grensehandel være en modererende faktor. Et eksempel kan være når et land A har produksjonsanlegg nær grensen til land B og land B har produksjonsanlegg langt fra denne grensen. Da kan lavere transportkostnader og raskere leveringstid medføre at grensenære områder i land B velger å importere deler av eller hele sitt forbruk av en vare, selv om den ellers er homogen med den innenlands produserte varen.

Empiriske studier viser også at bortsett fra for standardprodukter som selges ved internasjonale varebørser, som hvete og kobber, gjelder ikke "loven om én pris". Selv på disaggregert nivå er det påvist signifikante prisforskjeller for samme vare i forskjellige land (Kreinin og Officer 1978, Isard 1977, Kravis og Lipsey 1978). Disse studiene taler derfor for at det skal kunne identifiseres endelige priselastisiteter for de fleste handelsvarer (Goldstein og Khan 1985, s.1045). Årsaker til at forskjellige lands tilbud av et produkt betraktes som heterogene produkter av konsumentene kan, i tillegg til at produktene kan ha ulike fysiske egenskaper, for eksempel være et lands renommé som produsent av kvalitetsvarer, markedsføring, ulik leveringstid, ulik service og ulik tilgang på reservedeler.

I modellen for monopolistisk konkurranse forutsettes det at en produsents adferd ikke påvirker prisene til de andre produsentene i markedet. Dette er en rimelig forutsetning når bedriftene er små og det er mange produsenter i markedet. Mange små bedrifter produserer differensierte produkter, og hver enkelt bedrift står overfor fallende etterspørselskurver.

Grensekostnadskurven forutsettes å være stigende i figuren under. Denne forutsetningen kan forsvares med at ved høyere produksjonsvolum tas eldre produksjonsutstyr og dårligere teknikk i bruk, slik at

produsenten står overfor avtakende skalautbytte. Empirisk sett er det ikke lett å finne støtte for stigende grensekostnader, men dette er ikke vesentlig for modellen for monopolistisk konkurranse. Tilpasningen blir som for en monopolist.

Figur 3.1 illustrerer monopolistens tilpasning, der E og GK representerer henholdsvis etterspørselskurven og grensekostnadskurven. Produsenten maksimerer profitten og tilpasser seg slik at grenseinntekt (GI) er lik grensekostnad (GK), og produserer X enheter som selges til pris P.

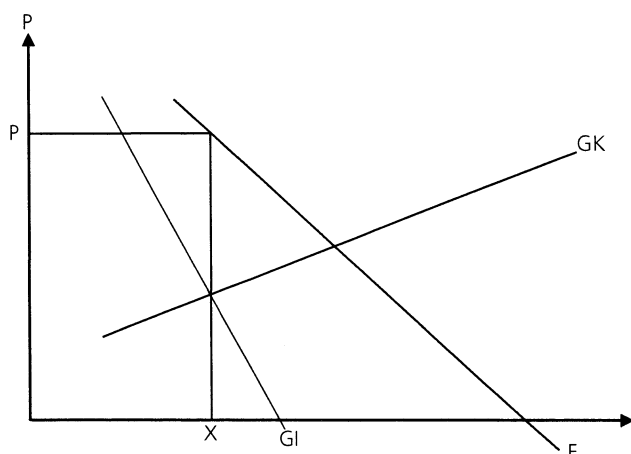
Utleddning av en eksportetterspørselsfunksjon

Utleddningen av en eksportetterspørselsfunksjon i tilfellet med differensierte produkter baseres hovedsakelig på Armington (1969). Armington utleder her etterspørselen etter et lands eksport i en generell teoretisk modell som beskriver etterspørselen etter produkter som kan skilles fra hverandre både som varegruppe og med hensyn til i hvilket land de er produsert. Vi får bruk for følgende definisjoner: *Varegrupper* skilles fra hverandre ved at de representerer ulike grupper av produkter, for eksempel metaller som en varegruppe og kjemiske råstoffer som en annen. *Produkter* kan skilles fra hverandre både med hensyn til hvilken varegruppe de tilhører, og i forhold til andre produkter i samme varegruppe, for eksempel metaller produsert i ulike land. Med andre ord skilles metaller fra kjemiske råstoffer ved at de tilhører forskjellige varegrupper, og metaller produsert i forskjellige land skilles fra hverandre som ulike produkter ved at de oppfattes som imperfekte substitutter for hverandre av etterspørerne (for eksempel på grunn av forskjeller i kvalitet, service, leveringstid osv.).

Armingtons målsetting var å forenkle produktetterspørselsfunksjonene systematisk, slik at de blir egnet for estimering, prediksjon og politikkanalyser. I sin modell (heretter kalt Armingtonmodellen) forutsetter Armington at konsumentenes preferanser for ulike produkter innenfor en varegruppe, f.eks. metaller fra to forskjellige land, er uavhengige av deres konsum av alle andre varegrupper. Et lands etterspørsel etter et spesielt produkt (for eksempel tysk etterspørsel etter norske metaller) kan da uttrykkes som en funksjon av markedets størrelse (tysk etterspørsel etter metaller generelt) og av relative priser på konkurrerende produkter (relativ pris mellom tyske metaller og metaller produsert i Norge og i alle andre land).

I den opprinnelige Armingtonmodellen forutsettes det videre at så lenge relative priser i markedet er konstante, påvirkes ikke et lands markedsandel av endringer i størrelsen på markedet, der størrelsen på markedet er en funksjon av realinntekt. Denne siste forutsetningen er svært restriktiv. Min analyse vil ikke være så restriktiv, men restriksjonen om konstante markedsandeler ved konstante relative priser vil bli

Figur 3.1. Tilpasning i modellen for monopolistisk konkurranse



testet. Det kan tenkes at faktorer som markedsføring og relativ kvalitetsendring på konkurrerende produkter kan virke inn på produsenters markedsandeler selv om relative priser er konstante. Slike faktorer er vanskelige å observere og er derfor ikke eksplisitt tatt med som forklaringsvariable i de økonometriske modellene.

Anta at vi har m land og at det produseres n ulike varer i hvert land. Det produseres dermed mn produkter og det er $mmn = m^2n$ tilbuds- og etterspørselsfunksjoner. Når utenlandsk etterspørsel rettet mot norske produkter modelleres får vi $n(m-1)$ eksport- etterspørselsfunksjoner. Om vi betrakter alle andre land som ett aggregert marked er $m=2$, det innenlandske markedet og eksportmarkedet (utlandet). Da får vi n eksport- etterspørselsfunksjoner, en for hvert produkt produsert i Norge.

Utlandets nytte, U , uttrykkes som en funksjon av mn tilgjengelige produkter :

$$(3.1) U = U(X)$$

der

$$(3.2) X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$$

er en vektor for n varegrupper, der X_i er det kvantumet som landet har til disposisjon av varegruppe i , og der

$$(3.3) X_i = (H_i^*, A_i)$$

er en vektor for varegruppe i som består av to produkter, H_i^* som produseres og omsettes i utlandet og norsk eksport, A_i , der H_i^* er et imperfekt substitutt for A_i .

Eksport- etterspørselsfunksjonene i (3.5) kan utledes ved å maksimere U med hensyn på budsjettbetingelsen

$$(3.4) D = PX$$

der P er en prisvektor som korresponderer med X , og D er realinntekt i utlandet.

$$(3.5) A_i = g_i(D, PH_1^*, PA_1, PH_2^*, PA_2, \dots, PH_n^*, PA_n)$$

for alle $i, i = 1, \dots, n$, der PH_i^* er prisen på H_i^* og PA_i er prisen på A_i . Likning (3.5) uttrykker utlandets etterspørsel etter produkt i som en funksjon av realinntekt og priser. Vi får n slike eksport- etterspørselsfunksjoner, en for hvert produkt produsert i Norge. Dersom faktisk eksport er lik etterspørselen, så bestemmer likning (3.5) også norsk eksport.

Under forutsetning om separabilitet i etterspørselen etter hver varegruppe kan priser på andre varegrupper utelates. Det vil også gjøres i modelleringen i denne studien. Da kan (3.5) uttrykkes som

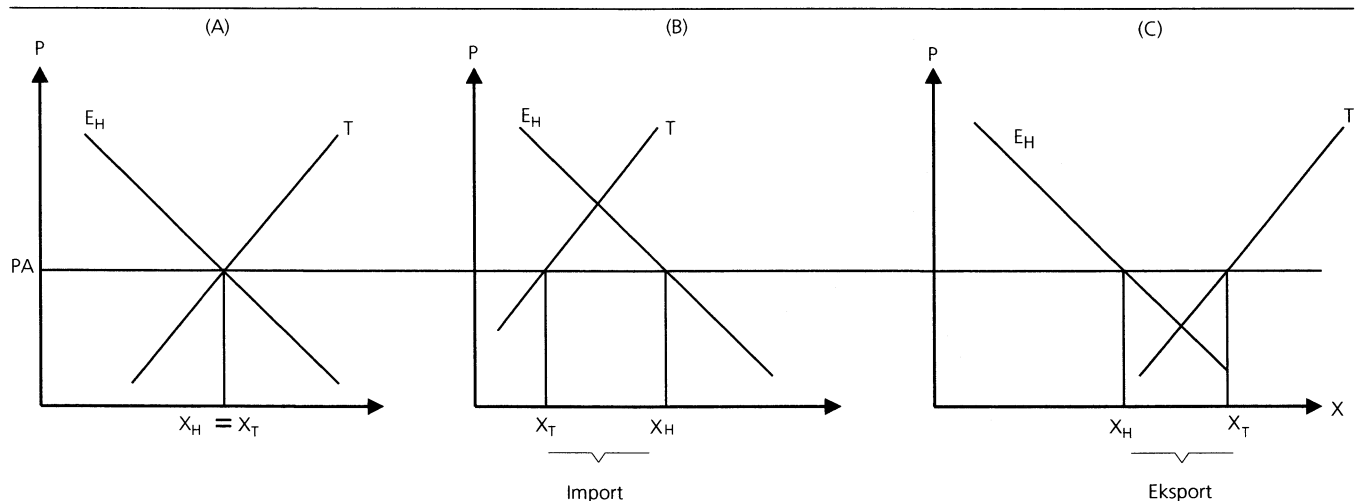
$$(3.6) A_i = f_i(MII_i, PH_i^*, PA_i)$$

der MII_i representerer samlet utenlandsk etterspørsel etter varegruppe i , det vil si den delen av samlet realinntekt i utlandet som brukes på vare i . Likning (3.6) uttrykker norsk eksport av produkt i som en funksjon av utlandets utgifter til varegruppe i og pris på innenlandsk og utenlandsk produkt i i varegruppe i . Det antas at $\partial A_i / \partial PH_i^* > 0$, $\partial A_i / \partial PA_i < 0$ og $\partial A_i / \partial MII_i > 0$. Det vil si at økt relativ pris på det utenlandske produktet, og økt etterspørsel etter varegruppe i , gir økt norsk eksport.

3.2. Modellen for perfekte substitutter

I Armingtonmodellen forutsettes det heterogene produkter og elastisitetspåvirket kvantumstilpasning. Modellen for perfekte substitutter avviker fra Armingtonmodellen hovedsakelig ved at det her forutsettes

Figur 3.2. Tilpasning i modellen for perfekte substitutter



homogene varer og prisfast kvantumstilpasning på verdensmarkedet. Økonomien som modelleres er liten i den forstand at en innenlandsk produsents adferd ikke påvirker verdensmarkedsprisen. Prisen betraktes derfor som gitt på verdensmarkedet. Etterspørselen er uendelig elastisk, og produsenten står overfor en horisontal etterspørselskurve, priskurven, i verdensmarkedet. Produsenten tilpasser seg slik at verdensmarkedsprisen, som er produsentens grenseinntekt, er lik grensekostnad, det vil si i skjæringspunktet mellom tilbuds- og priskurven som vist i figur 3.2 (Rødseth 1979).

Produsentens eksport bestemmes residualt og tilsvarende differansen mellom innenlandsk tilbud (X_T) og innenlandsk etterspørsel (X_H). PA er lik verdensmarkedsprisen, og innenlandske produsenter tilbyr X_T enheter. Figur 3.2 viser tilfellene der innenlandsk tilbud er henholdsvis lik, mindre enn og større enn innenlandsk etterspørsel. I figur 3.2(A) er innenlandsk tilbud, X_T , lik innenlandsk etterspørsel, X_H , og eksporten er lik null. I figur 3.2(B) er innenlandsk tilbud mindre enn innenlandsk etterspørsel, og differansen importeres. I figur 3.2(C) er innenlandsk tilbud større enn innenlandsk etterspørsel, og differansen eksporteres.

Utleddning av en eksporttilbudsfunksjon

Hoel og Moene (1993, kapittel 11) danner utgangspunktet for utledningen av eksporttilbudsfunksjonen. Produsenten maksimerer sin profitt. Profittfunksjonen defineres ved profittmaksimeringsproblemet

$$(3.7) \Pi(PA, \mathbf{Q}') = \text{maks}(\mathbf{V}) [PA \cdot f(\mathbf{V}) - \sum_i Q_i V_i]$$

der $X = f(\mathbf{V})$, \mathbf{V} er en vektor for n innsatsfaktorer i produksjonen av X, \mathbf{Q}' er en vektor for de tilhørende faktorprisene og V_j og Q_j er henholdsvis volum og pris på innsatsfaktor j. PA er lik verdensmarkedsprisen regnet i norske kroner. Profittfunksjonen er voksende i PA og avtakende i \mathbf{Q}' , homogen av grad 1 i (PA, \mathbf{Q}') og konveks og kontinuerlig i (PA, \mathbf{Q}') . Det optimale valget av \mathbf{V} tilfredsstiller betingelsen

$$(3.8) PA \cdot \partial f(\mathbf{V}) / \partial V_j = Q_j, \quad j = 1, \dots, k.$$

Definisjonen av profittfunksjonen og omhyllingsteoremet gir at $\partial \Pi(PA, \mathbf{Q}') / \partial PA = f(\mathbf{V}) = X$, der X er optimal produksjon og kan uttrykkes som $X(PA, \mathbf{Q}')$. Vi har dermed

$$(3.9) X(PA, \mathbf{Q}') = \partial \Pi(PA, \mathbf{Q}') / \partial PA$$

Likning (3.9) kalles tilbudsfunksjonen og viser hvordan optimalt produsert kvantum avhenger av prisen på produktet og av innsatsfaktorpriser. Det kan vises at $\partial X / \partial PA > 0$ og at $\partial X / \partial Q_j < 0$.

En produsents realkapitalbeholdning, K, vil normalt ikke være fleksibel på kort sikt. Det er derfor vanlig å behandle K som gitt på kort sikt, og betinge analysen med hensyn på K. Tilbudsfunksjonen kan da uttrykkes som

$$(3.10) X = X(PA, \mathbf{Q}, K)$$

der \mathbf{Q} ikke omfatter prisen på K. Eksporten bestemmes residualt ved differansen mellom total produksjon og etterspørselen fra hjemmemarkedet: $A = X - X_H$. Etterspørselen fra hjemmemarkedet kan uttrykkes som

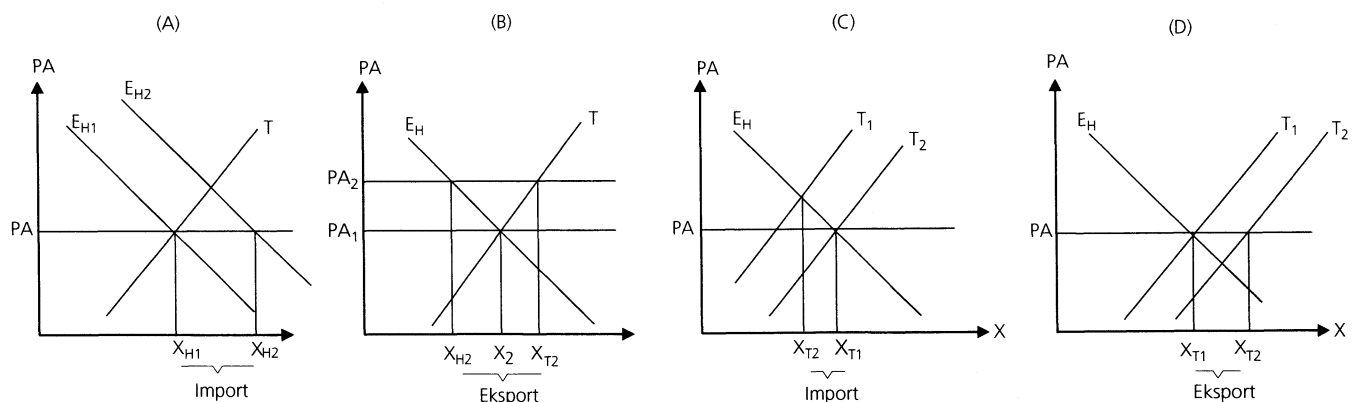
$$(3.11) X_H = X_H(D_H, P_H, PA)$$

der D_H er innenlandsk realinntekt og P_H er priser på andre varer omsatt i hjemmemarkedet. Likning (3.11) kan utledes ved nyttemaksimering, analogt med likning (3.5). Det forutsettes at $\partial X_H / \partial D_H > 0$, $\partial X_H / \partial PA < 0$ og at $\partial X_H / \partial P_H > 0$. Eksporttilbudsfunksjonen kan da uttrykkes som

$$(3.12) A(D_H, P_H, PA, \mathbf{Q}, K) = X(PA, \mathbf{Q}, K) - X_H(D_H, P_H, PA)$$

der $\partial A / \partial D_H < 0$, $\partial A / \partial PA > 0$, $\partial A / \partial P_H < 0$, $\partial A / \partial Q_i < 0$ og $\partial A / \partial K > 0$. En økning i innenlandsk inntekt gir økt innenlandsk etterspørsel. Innenlandsk tilbud påvirkes ikke ved gitt pris, og eksporten avtar (figur 3.3(A)).

Figur 3.3. Skift i modellen for perfektsubsistutter



Før skift er eksporten lik 0 i alle figurene, og variabel/curve har fotskrift 1. Etter skift har variabel/curve fotskrift 2 (Import er lik negativ eksport).

Økt verdensmarkedspris vil øke tilbudet og redusere innenlandsk etterspørsel. Begge disse effektene trekker i retning av økt eksport (figur 3.3(B)). Når faktorprisene stiger vil produsentens grensekostnad øke. Det medfører redusert produksjon som i sin helhet slår ut i redusert eksport (figur 3.3(C)). Økt kapasitetsnivå forutsettes å medføre redusert grensekostnad og dermed økt produksjon og eksport (figur 3.3(D)). En prisøkning på andre varer omsatt på hjemmemarkedet for gitt realinntekt gir en positiv substitusjonseffekt som trekker i retning av et positivt skift i den innenlandske etterspørselskurven. Innenlandsk tilbud påvirkes ikke. Dermed reduseres eksporten, som vist i figur 3.3(A).

4. Blandingsmodeller

De fleste økonometriske eksportstudier estimerer modeller der det fokuseres på eksportetterspørselen, som for eksempel i likning (3.6). Dette er en fornuftig tilnærming når eksporten består av produkter som er differensierte i forhold til konkurrerende produkter produsert i utlandet og det er ledig produksjonskapasitet. Hvis det er beskrankninger på tilbudssiden som begrenser eksporten bør eksportvolumet modelleres ved en tilbudsrelasjon.

Empiriske undersøkelser av Lindquist (1993) og Naug (1995) tyder på at både tilbuds- og etterspørselssiden har betydning for norsk eksport av metaller. Lindquist estimerer både tilbuds- og etterspørselsmodeller og finner at det er vanskelig å diskriminere mellom dem, og foreslår en modelleringsstrategi der både tilbuds- og etterspørselsvariable inkluderes i samme modell. Naug inkluderer variable fra begge typer modeller simultant og finner støtte for en slik blandingsmodell. Modellen i Naug (1995) danner et utgangspunkt for blandingsmodellene i denne analysen.

I dette kapittelet betraktes tre forskjellige metoder der variable fra modellen for imperfekte substitutter og fra modellen for perfekte substitutter inkluderes i samme modell: (i) Når tilbuds- og etterspørselsvariable benyttes samtidig, (ii) når de benyttes vekselvis i en switch-modell med diskrete vekter, og (iii) når de benyttes samtidig, men vektet.

4.1. En enkel blandingsmodell

Dersom aggregatet metaller består både av produkter som er differensierte i forhold til konkurrerende produkter produsert i utlandet og av produkter som er perfekt substituerbare med konkurrerende utenlandske produkter, kan det være interessant å teste en modell der både tilbuds- og etterspørselsvariable inkluderes samtidig. Likning (4.1) er konsistent med modellen i Naug (1995)

$$(4.1) \quad a = \delta_1 + \delta_2 mii + \delta_3 (pa - pmet) + \delta_4 k \\ + \delta_5 (pa - pvyt) + \delta_6 kap$$

Her, og i det følgende, markerer små bokstaver at variable er på logaritmisk form (det vil si at $a = \log A$

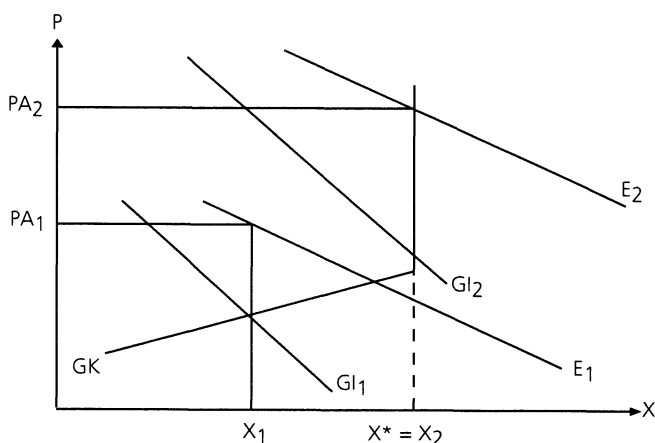
osv.). A er norsk eksport av metaller, MII er utenlandsk etterspørsel etter metaller. PA er norsk eksportpris på metaller og $PMET$ er konkurransepris (det vil si prisen på konkurrerende produkter på eksportmarkedet). $PVYT$ er variable enhetskostnader i Norge ved produksjon av metaller, og representerer et samlet mål på Q (vektoren med alle faktorpriser) i teoriavsnittet. Denne tilnærmingen reduserer antall koeffisienter i den generelle modellen som estimeres betydelig og øker derfor antall frihetsgrader vesentlig. K er realkapitalbeholdningen i den norske metallsektoren, og KAP er kapasitetsutnyttningen. Som i Naug (1995) tolkes effekten av KAP som at produsentene vrir seg mot hjemmemarkedet og vekk fra eksportmarkedet når etterspørselen fra hjemmemarkedet (og dermed kapasitetsutnyttningen) øker.

4.2. En modell for monopolistisk konkurranse med kapasitetskranker

Det forutsettes her at en produsent alltid står overfor to potensielle beskrankninger for sin eksport, egen produksjonskapasitet og utenlandsk etterspørsel. Produsenten står overfor beskrankninger på etterspørselssiden når graden av kapasitetsutnyttning er lav, og beskrankningene er på tilbudssiden ved full kapasitetsutnyttning. Når graden av kapasitetsutnyttning øker vil produsenten før eller siden nå et switch-punkt, der etterspørselssiden plutselig blir uten betydning og tilbudsvariable overtar all forklaringskraft. I aggregerte eksportlikninger blir dette problematisk når ikke alle produsenter når sitt switch-punkt samtidig. Dette drøftes nærmere etter en grafisk betraktning.

I figur 4.1 er en produsents switch-punkt illustrert ved punktet X^* . Når $X = X^*$ er produksjonskapasiteten fullt utnyttet og produsenten kan ikke øke sitt tilbud av X ytterligere (før en eventuell utvidelse av kapasiteten er gjennomført). Da blir grensekostnadskurven (GK) vertikal. Når produksjonen er lavere enn X^* , som i tilfellet der $X = X_1$, er det ledig produksjonskapasitet og produksjonen er etterspørselsbestemt. Produksjonsvolum og pris fastsettes av skjæringspunktet mellom grensekostnadskurven og grenseinntektskurven (GI_1). Hvis etterspørselskurven skifter opp eller ned vil produksjonen henholdsvis øke eller avta. Når

Figur 4.1. Tilpasning i modellen for monopolistisk konkurranse med kapasitetskranker



produksjonen er lik $X_2 = X^*$ er produksjonskapasiteten fullt utnyttet. Denne situasjonen inntreffer når grenseinntektskurven (GI_2) skjærer grensekostnadskurven over knekkpunktet. Skift i etterspørselen vil ikke påvirke produsert volum så lenge grenseinntektskurven skjærer grensekostnadskurven langs den vertikale delen. I dette tilfellet vil skift i etterspørselskurven kun slå ut i pris.

Produsenten kan øke tilbudt volum ved å øke produksjonskapasiteten slik at grensekostnadskurven, og dermed X^* , skifter til høyre. Som sagt i kapittel 3.2, er det vanlig å betrakte realkapital som gitt på kort sikt. Det innebærer at svært realkapitalintensive produsenter, som for eksempel i aluminiumsindustrien, kun på noe sikt vil være i stand til å påvirke sin produksjonskapasitet. En realkapitalinvestering med sikte på en kapasitetsøkning vil som regel være svært kostbar og ta tid. Det medfører at en slik investering bare vil finne sted når et positivt skift i etterspørselskurven forventes å være varig. Andre faktorer som kan være til hinder for en kapasitetsøkning kan for eksempel være manglende tilgjengelighet på kvalifisert arbeidskraft eller billig elektrisitet. Når produsenten tolker et positivt skift i etterspørselskurven som midlertidig (og derfor velger å ikke utvide produksjonskapasiteten), eller står overfor andre forhold som forhindrer en kapasitetsøkning, vil produksjonsbeskrankningen være på tilbudssiden.

Når en ser på en aggregert varegruppe vil det ofte være problematisk å forutsette at alle produsenter/eksportører momentant skal gå fra det ene regimet til det andre, det vil si at alle når sitt switch-punkt samtidig. På aggregert nivå kan det være rimelig å anta at dette er en gradvis prosess. Anta at en kan beregne en representativ/gjennomsnittlig kapasitetsutnytningsgrad for alle produsenter i en varegruppe. Når kapasitetsutnytningsgraden øker gir tilbudsmodellen en relativt bedre beskrivelse av eksporten, og når kapasitetsut-

nytningsgraden synker gir etterspørselsmodellen en relativt bedre beskrivelse av eksporten. Istedenfor å karakterisere eksporten som enten etterspørsels- eller tilbudsbestemt til enhver tid kan en da forutsette at eksporten er underlagt begge regimer til samme tid, men i ulik grad i forskjellige perioder, avhengig av nivået på kapasitetsutnyttningen.

4.3. Blandingsmodeller med diskrete og kontinuerlige vekter

Når en aggregerer over aktører som til enhver tid står overfor samme markedsstruktur og det er slik at når markedsstrukturen endres, så endres den samtidig for alle aktørene, for eksempel avhengig av konjunkturutviklingen i forskjellige perioder, er det av interesse å teste en switch-modell. Modellen i likning (4.1) splittes i to deler, en del som inneholder forklaringsvariable fra tilbudsmodellen og en del som inneholder forklaringsvariable fra etterspørselsmodellen. De to modelldelene benyttes vekselvis, avhengig av hvor beskrankningen på eksporten befinner seg. I perioder der beskrankningen er på tilbudssiden benyttes tilbudsdelen og i perioder der beskrankningen er på etterspørselssiden benyttes etterspørselsdelen. Det benyttes diskrete vekter (dummyvariable) som er null eller én ettersom det er den ene eller den andre modelldelen som benyttes. Til å bestemme hvilken del som til enhver tid skal brukes, det vil si når de to dummyvariablene vekselvis skal være null og én, benyttes en indikator basert på data hentet fra SSBs Konjunkturbarometer (se kapittel 5).

Modellen med diskrete vekter er uegnet når det aggregeres over produsenter som står overfor ulik markedsituasjon i samme periode. Et alternativ er da å forsøke å formulere en modell slik at den fanger opp tilbuds- og etterspørselseffekter proporsjonalt med andelen produsenter som står overfor beskrankninger på tilbuds- eller etterspørselssiden i hver enkelt periode. Da benyttes kontinuerlige vekter istedenfor diskrete vekter, slik at de to modelldelene benyttes i forhold til deres betydning for bestemmelsen av eksportvolumet. De samme data fra Konjunkturbarometeret benyttes, men nå konstrueres altså kontinuerlige vekter i stedet for rene 0-1 variable.

Vektmodellen kan uttrykkes som

$$(4.2) \quad a = \delta_1 + \theta_E[\delta_2 m_{ii} + \delta_3(pa - pmet)] + \theta_T[\delta_4 k + \delta_5(pa - pvyt) + \delta_6 kap]$$

der θ_E og θ_T har følgende to tolkninger:

- (1) Diskrete vekter: θ_E og θ_T er dummyvariable der $\theta_E = 1$ og $\theta_T = 0$ når eksporten er etterspørselsbestemt, og $\theta_E = 0$ og $\theta_T = 1$ når eksporten er tilbudsbestemt.
- (2) Kontinuerlige vekter: θ_E og θ_T er kontinuerlige vekter mellom 0 og 1 som summeres til 1.

PA inngår både i etterspørsels- og tilbudsmodellen. Når norsk eksportpris (PA) øker relativt til verdensmarkedsprisen (PMET), forventes norsk eksport å avta. I tilbudsmodellen antas PA å være lik verdensmarkedsprisen på tilsvarende produkter. Her vil økt PA derfor forventes å trekke i retning av økt norsk eksport. Nettoeffekten av PA på eksporten i en periode er lik differansen mellom effekten av PA i etterspørselsmodellen og effekten av PA i tilbudsmodellen.

5. Data

I den økonometriske analysen benyttes kvartalsdata, hovedsakelig hentet fra SSBs Kvartalsvise nasjonalregnskap og Konjunkturbarometer. Som indikator for internasjonal pris på metaller benyttes variabelen PMET, som er IMF (International Monetary Fund) sin metallpris omregnet til norske kroner. MII er en indikator for etterspørselen etter metaller på de norske eksportmarkedene og er beregnet med utgangspunkt i vareimport (ekskl. olje) hos Norges handelspartnere. KAP er en indeks for kapasitetsutnyttning i produksjonssektoren som produserer metaller. MII og KAP er beregnet i Statistisk sentralbyrå. Indikatoren som benyttes til å konstruere dummyvariable og kontinuerlige vekter, er beregnet med utgangspunkt i data fra Konjunkturbarometeret. Øvrige data er hentet fra det norske kvartalsvise nasjonalregnskapet; A er samlet eksport av metaller i faste priser. PA er en prisindeks for eksport av metaller. PVYT er variable enhetskostnader (inkludert netto sektorskatter) i norsk metallproduksjon. K er realkapitalbeholdning i produksjonssektoren som produserer metaller. Observasjonsperioden strekker seg fra 1. kvartal 1974 til 4. kvartal 1997, og startpunktet begrenses av Konjunkturbarometeret. På grunn av inkludert dynamikk blir imidlertid 2. kvartal 1975 benyttet som startpunkt for estimeringene. Datatransformasjonene som benyttes er beskrevet i vedlegg 2.

Konjunkturbarometeret

Konjunkturbarometeret er en kvalitativ undersøkelse som kartlegger norske industrileders vurderinger av konjunktursituasjonen og -utsiktene for en fast gruppe kjennetegn. Undersøkelsen bygger på et utvalg større foretak innen bergverksdrift og industri. Bruttoutvalget omfatter 670 enheter der de fleste har 100 eller flere ansatte. Utvalgsenheterne har til sammen 60 prosent av den totale sysselsetting i de aktuelle næringene. Hvert foretaks svar vektet med foretakets andel av samlet sysselsetting. Svarprosenten ligger normalt rundt 80. Undersøkelsen gjennomføres hvert kvartal og er frivillig.

Informasjonen fra Konjunkturbarometeret som benyttes her, er hentet fra tabell 6.3, spørsmål 15: "Hvilken kapasitetsutnyttingsgrad innebærer nåværende produksjonsnivå?". Svaralternativene er:

Under 50 prosent, 50-65 prosent, 65-80 prosent, 80-95 prosent, 95 prosent og over, og uoppgitt. Jeg benytter andelen bedrifter som svarer "95 prosent og over" som indikator på andelen bedrifter med full kapasitetsutnyttelse. Før 1983 ble bedriftene stilt spørsmålet "Betyr det nåværende kapasitetsutnyttingsnivå full kapasitetsutnyttelse?" Andelen bedrifter som svarte bekræftende på dette spørsmålet er koblet med andelen som har svart at kapasitetsutnyttningen er "95 prosent og over" til en tidsserie som dekker hele analyseperioden.

Fra 1. kvartal 1996 innføres en ny sektorinndeling i Konjunkturbarometeret, i det en går fra bruk av ISIC-klassifisering til bruk av NACE-klassifisering. Kalibrerte, konsistente data var tilgjengelig tilbake til 1. kvartal 1987. Alle tidligere tall i disse seriene (før 1987) er kalibrert ved at gjennomsnittlig verdi på kalibrerte data divideres med gjennomsnittlig verdi på gamle data for den overlappende perioden (1987:1 til 1996:1). Data før 1987 multipliseres deretter med denne brøken.

I modellen med dummyvariable lar jeg $\theta_T = 1$ og $\theta_E = 0$ i de observasjonsperiodene der flere enn 50 prosent av bedriftene oppgir at de hadde full kapasitetsutnyttelse, og $\theta_T = 0$ og $\theta_E = 1$ der 50 prosent eller færre av bedriftene oppga at de hadde full kapasitetsutnyttelse. Dette delte hele observasjonsmaterialet i to deler med omtrent like mange observasjoner i hver; i 47 prosent av kvartalene svarte flere enn 50 prosent av bedriftene at de hadde full kapasitetsutnyttelse. I modellen med kontinuerlige vekter lar jeg θ_T anta sin faktiske verdi, det vil si andelen bedrifter som oppgir at de har full kapasitetsutnyttelse. Variabelen θ_E beregnes ved at $\theta_E = 1 - \theta_T$.

Historisk utvikling

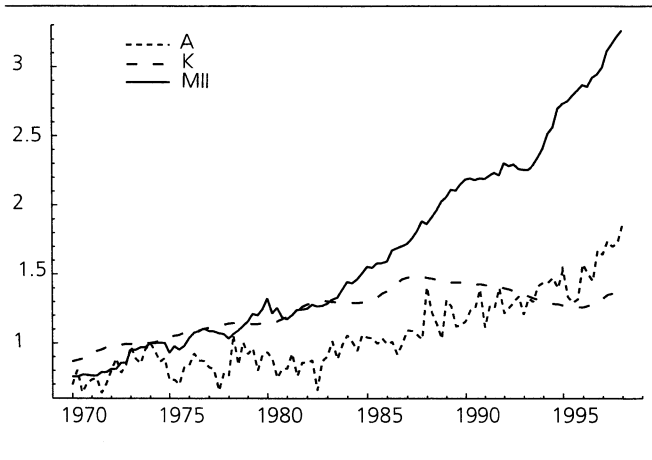
Figur 5.1 viser at eksporten (A) vokser langsommere enn etterspørselen fra verdensmarkedet (MII). Det betyr at enten så er markedselastisiteten mindre enn én, eller så er det andre faktorer som trekker eksporten ned, for eksempel produksjonsbeskrankninger eller at norsk eksportpris (PA) har steget raskere enn verdensmarkedsprisen (PMET). Figur 5.3 viser at det er en svakt stigende trend i variabelen PA/PMET over hele observasjonsperioden.

Fra begynnelsen av 1980-tallet øker eksporten raskere enn realkapitalbeholdningen (K), samtidig som forholdet mellom eksport og produksjon (X) er stabilt i samme periode (se figur 5.2). Det betyr at eksportveksten ikke kan forklares med at det er skjedd en vridning mot økt eksport og redusert salg på hjemmemarkedet for norske eksportører. Figur 5.2 støtter antakelsen i denne studien om en nær sammenheng mellom eksport og produksjon for metaller. Vi ser at eksportandelen generelt er svært høy.

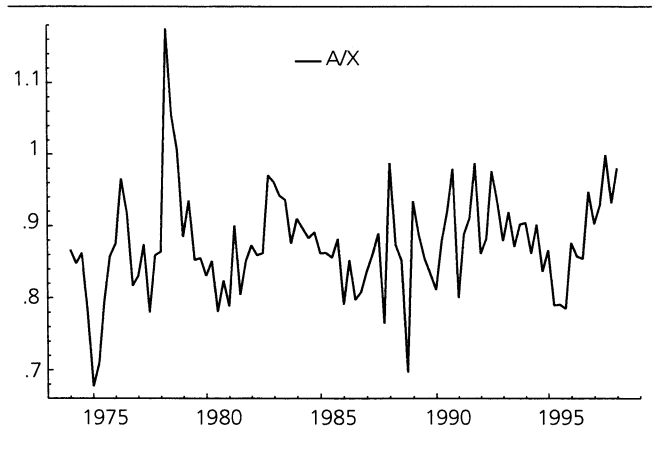
Figur 5.3 viser at variable enhetskostnader (PVYT) vokser sterkere enn PA fra 1970 til 1977 og etter 1989. Fra 1977 til 1989 er det imidlertid en svak trend i motsatt retning.

Figur 5.4 viser utviklingen i de to kapasitetsutnyttingsmålene KONBAR og KAP over tid. Tidsserien fra Konjunkturbarometeret (KONBAR), som er benyttet til å konstruere vektene i modellene med diskrete og

Figur 5.1. Norsk eksport av metaller i faste priser (A), realkapitalbeholdningen i metallsektoren innenlands (K) og en indikator for etterspørselen etter metaller på de norske eksportmarkedene i faste priser (MI). Tallene er normert til 1 i 1. kvartal 1974

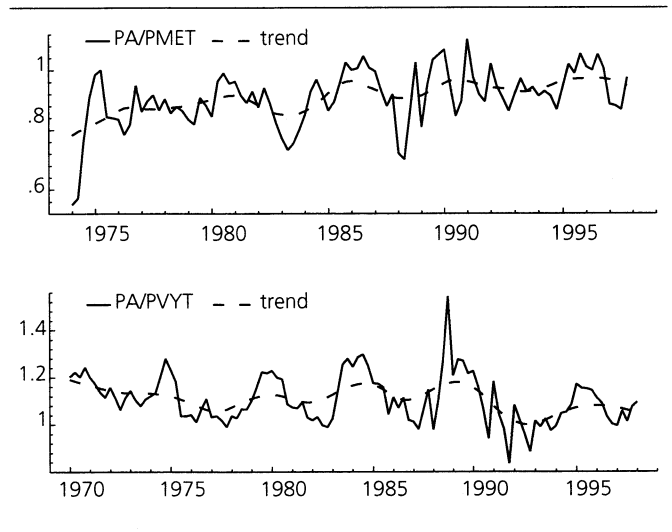


Figur 5.2. Eksportandelen i norsk produksjon av metaller, faste 1995-priser

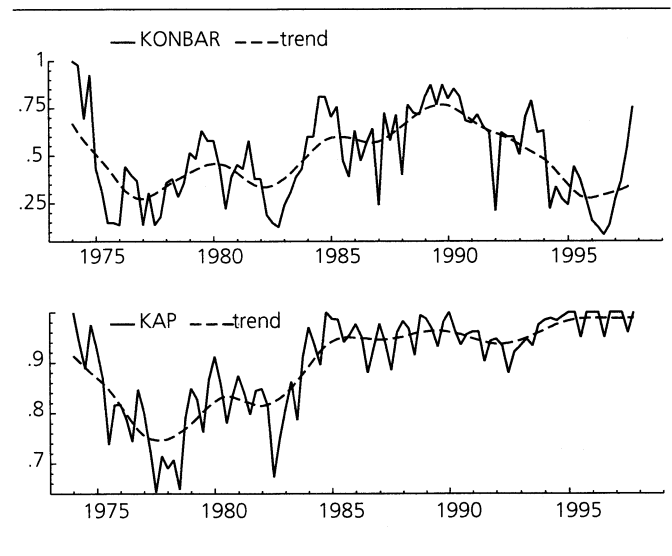


kontinuerlige vekter, har en utvikling med klare likhetstrekk med variabelen KAP frem til omkring 1992. Kvaliteten på KAP er imidlertid spesielt usikker etter 1993. Ved å bruke KAP som vekt i stedet for KONBAR vil en få forskjellig resultat med hensyn til i hvilke perioder etterspørsels- og tilbudsmodellene benyttes i modellen med diskrete vekter, og hvilken vekt de to modellene får i modellen med kontinuerlige vekter. Ved bruk av KONBAR blir bruken av de to modellene jevnere fordelt over estimeringsperioden. En annen faktor som bør tas i betraktning ved et valg mellom variablene KONBAR og KAP som vekt, er at variabelen KONBAR bygger på faktiske observasjoner mens KAP er en beregnet variabel.

Figur 5.3. Faktisk og trendmessig utvikling i forholdet mellom norsk eksportpris for metaller og en konkurransepris på eksportmarkedene (PA/PAMET) og mellom norsk eksportpris og variable enhetskostnader i produksjonen av metaller innenlands (PA/PVYT)



Figur 5.4. Faktisk og trendmessig utvikling i de to kapasitetsutnyttingsmålene KONBAR og KAP. Tallene er normert til 1 i 1. kvartal 1974



6. Empiriske resultater

Norsk eksport av metaller modelleres her på feiljusteringsform. Jeg estimerer tre blandingsmodeller: En enkel blandingsmodell, en blandingsmodell med diskrete vekter og en blandingsmodell med kontinuerlige vekter. Likningene estimeres med minste kvadraters metode.

6.1. Dynamisk spesifikasjon

Frem til nå har modellene i denne studien vært presentert på nivåform, og de kan derfor tolkes som langsiktige likevektssammenhenger. En slik enkel statistisk modell kan eksempelvis uttrykkes som

$$(6.1) \quad a_t = \mu_0 + \mu_1 m_{ii} + v_t$$

der a og m_{ii} er variable på logaritmisk form, det vil si at $a = \log(A)$ osv. μ_i , $i = 0, 1$, er koeffisienter i modellen og v_t er et restledd. Hvis en statistisk likning skal gi en god beskrivelse av utviklingen i den endogene variabelen må hele effekten av endringer i forklaringsvariable, det vil si høyresidevariable, uttømmes momentant (i løpet av perioden endringen i forklaringsvariable finner sted). Ettersom det normalt vil være tregheter i tilpasningen bør en tilfredsstillende eksportmodell derfor utformes dynamisk. Årsaker til at det kan være tregheter i tilpasningen kan for eksempel være inngåtte langsiktige kontrakter, ufullstendig informasjon og kostnader forbundet med å endre tilpasning. Likning (6.2) er et eksempel på en enkel dynamisk modell, en autoregressiv distribuert lag (ADL(1,1))-modell, og fremkommer ved å inkludere ett lag av både a_t og m_{ii} i likning (6.1).

$$(6.2) \quad a_t = \alpha_0 + \alpha_1 m_{ii} + \alpha_2 m_{ii,t-1} + \alpha_3 a_{t-1} + u_t$$

der α_i , $i = 0, 1, 2, 3$, er koeffisienter og u_t er et restledd der det forutsettes at $u_t \sim IN(0, \sigma^2)$. Det forutsettes også at likning (6.2) representerer den "sanne" datagenererende prosessen til A . På tidspunkt t avhenger her A av nivået til MII på tidspunkt t og tidspunkt $t-1$, og av sitt eget nivå på tidspunkt $t-1$. Generelt kan den dynamiske modellen generaliseres ved å inkludere flere lag, slik at mer kompliserte prosesser kan beskrives.

Det er imidlertid flere potensielle problemer knyttet til denne formen på en dynamisk modell. Det kan være sterk korrelasjon mellom ulike lag av en nivåvariabel, noe som medfører problemer med multikolaritet. Det blir da vanskelig å skille virkningene av MII_t og MII_{t-1} på A_t , og α_1 og α_2 får store varianser, stor kovarians og lave t -verdier, selv om modellen er riktig spesifisert. Når en ved modellestimering tar utgangspunkt i en svært generell modell som deretter reduseres etter ulike kriterier, som typisk vil inkludere eliminering av ikke-signifikante variable fra den estimerte modellen, kan resultatet bli en feilspesifisert modell. Ettersom variablene i denne modellen er på nivåform er det også sannsynlig at noen (eller alle) variable er ikke-stasjonære. Trender i data kan føre til spuriøs korrelasjon mellom variable som delvis eller i sin helhet kan forklares av at variablenes utvikling over tid er korrelert. En løsning på dette problemet er å differensiere variablene til de viser stasjonaritet før modellen estimeres. Da fjernes imidlertid all informasjon om eventuelle langsiktige sammenhenger mellom nivåene til A og MII og modellen blir lite egnet for prediksjonsformål. Ettersom økonomisk teori typisk beskriver langsiktige sammenhenger mellom nivåene til økonomiske variable, kan en dermed også tape tilknytningen til teorien ved å se bort fra disse sammenhengene.

En del av problemene skissert over unngås eller begrenses ved å spesifisere modellen på feiljusteringsform. En slik feiljusteringsmodell danner utgangspunktet ved estimering av modeller for eksport av metaller i denne studien. En feiljusteringsmodell kan utledes med utgangspunkt i likning (6.2): Først trekkes a_{t-1} fra på begge sider i likningen, deretter gjøres noen omformuleringer:

$$(6.3) \quad a_t - a_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 (m_{ii} - m_{ii,t-1}) + (\alpha_1 + \alpha_2) m_{ii,t-1} + (\alpha_3 - 1) a_{t-1} + u_t$$

La $(a_t - a_{t-1}) = \Delta a$ og $m_{ii} - m_{ii,t-1} = \Delta m_{ii}$, slik at

$$(6.4) \quad \Delta a_t = \alpha_1 \Delta m_{ii} - (1 - \alpha_3) \{ a_{t-1} - \alpha_0 / (1 - \alpha_3) - [(\alpha_1 + \alpha_2) / (1 - \alpha_3)] m_{ii,t-1} \} + u_t$$

Likning (6.4) kan skrives på formen

$$(6.5) \Delta a_t = \alpha_1 \Delta m_{it} + \beta_1 [a_{t-1} - \beta_0 - \beta_2 m_{it-1}] + u_t$$

der $\beta_0 = \alpha_0 / (1 - \alpha_3)$, $\beta_1 = -(1 - \alpha_3)$, og $\beta_2 = (\alpha_1 + \alpha_2) / (1 - \alpha_3)$

Likning (6.5) er en enkel feiljusteringsmodell som korresponderer med ADL(1,1)-modellen i likning (6.2). Det vil si at likningene (6.2) og (6.5) er ekvivalente, men feiljusteringsmodellen har altså noen fordeler. Under forutsetning om at variablene a og m er kointegrerte (se vedlegg A om kointegrasjon) inkluderer modellen nå både kortsikts- og langsiktsvirkninger som er mulige å identifisere. For at modellen skal konvergere mot langsiktig likevekt er det nødvendig å forutsette at $|\alpha_3| < 1$, det vil si at $\beta_1 < 0$ (og > -2). En stasjonær likevekt i modellen har vi når $\Delta a_t = \Delta m_{it} = 0$. Ettersom $\beta_1 \neq 0$ per forutsetning er $E[a_{t-1} - \beta_0 - \beta_2 m_{it-1}] = 0$, der $E[\]$ representerer forventet verdi til uttrykket i parentes. Langsiktsløsningen, definert som den langsiktige sammenhengen mellom A og MII , er dermed gitt ved

$$(6.6) a = \beta_0 + \beta_2 m_{it}$$

Når modellen ikke er i likevekt er uttrykket i parentes i likning (6.5) forskjellig fra 0, og tilsvarer avstanden til likevekt på tidspunkt t . Tilpasningshastigheten mot likevekt angis av $\beta_1 = -(1 - \alpha_3)$. Jo nærmere β_1 er -1 (det vil si jo nærmere α_3 er 0) desto mer vil avstanden til likevekt reduseres i hver periode, og jo raskere vil tilpasningen være. Dette kan illustreres ved å anta at økonomien i utgangspunktet er i likevekt og at A plutselig skifter til et lavere nivå som ikke er konsistent med likning (6.6). Dette kan for eksempel forklares med negative sjokk i økonomien som fanges opp i u_t . Når a_{t-1} er lavere enn det som er forenlig med likevekt blir $[a_{t-1} - \beta_0 - \beta_2 m_{it-1}] < 0$. Ettersom $\beta_1 = -(1 - \alpha_3) < 0$ bidrar dette isolert sett til at Δa_t øker (se likning (6.5)), slik at a_t går tilbake mot sitt langsiktige nivå slik det bestemmes av m_{it} i langsiktsmodellen.

En annen fordel med feiljusteringsmodellen er at det er enkelt å tolke parametrene i forhold til økonomisk teori. Det er rimelig å anta at det på kort sikt kan være slik at teori restriksjoner ikke er oppfylt som følge av tregheter i tilpasningen, men at dataene støtter teori restriksjonene når de testes på de langsiktige sammenhengene. Modellens langsiktsdel og kortsiktsdel inngår med separate koeffisienter i feiljusteringsmodellen, og effekten av avvik fra likevekt blir eksplisitt modellert. Langsiktsdelen er representert ved nivåvariablene og kortsiktsdelen er representert ved de differensierte variablene, og det er enkelt å teste teori restriksjoner på henholdsvis kortsiktsdelen og langsiktsdelen separat. I tillegg er alle variablene stasjonære gitt tilstrekkelig differensiering, og forutsatt kointegrasjon er da standard regresjonsteknikker gyldige (Harris, 1995).

Likning (6.5) kan skrives om slik at

$$(6.7) \Delta a_t = \alpha_1 \Delta m_{it} + \beta_1 a_{t-1} + \gamma_0 + \gamma_1 m_{it-1} + u_t$$

der $\gamma_0 = -\beta_0 \beta_1$ og $\gamma_1 = -\beta_2 \beta_1$

Eksportrelasjonene som estimeres er på samme form som likning (6.7). Relasjonene er på log-lineær form. Den log-lineære funksjonsformen impliserer at elastisiteten av A med hensyn på MII er konstant. Langsiktselastisitetene kan regnes ut ved å sette $\Delta a_t = \Delta m_{it} = 0$ og løse likningen med hensyn på a_{t-1} . Det gir

$$(6.8) a = -\gamma_0 / \beta_1 - (\gamma_1 / \beta_1) m_{it}$$

der langsiktselastisiteten til A med hensyn på MII er gitt ved $-(\gamma_1 / \beta_1)$ ($= \beta_2$ i likningene (6.5) og (6.6)).

Det forutsettes at prishomogenitet gjelder både på kort og lang sikt. For langsiktsdelen av modellen gjøres dette ved å inkludere priser på følgende måte: $(pa - pmet)_t = \log(PA_t) - \log(PMET_t) = \log(PA_t / PMET_t)$. Da vil en én prosents endring i PA når $PMET$ holdes konstant gi samme prosentvise endring i den endogene variable som en én prosents endring i $PMET$ når PA er konstant. Hvis PA og $PMET$ øker (reduseres) prosentvis like mye er brøken uforandret, og prisendringene opphever hverandre. For kortsiktsdelen gjelder tilsvarende resonnement for differansen mellom prisforholdet i ulike perioder: $\Delta(pa - pmet)_t = \log(PA_t) - \log(PMET_t) - [\log(PA_{t-1}) - \log(PMET_{t-1})] = \log(PA_t / PMET_t) - \log(PA_{t-1} / PMET_{t-1}) = \log[(PA_t / PMET_t) / (PA_{t-1} / PMET_{t-1})]$. Prishomogenitetsrestriksjonene testes eksplisitt, og resultatene presenteres sammen med estimeringsresultatene. Mens prishomogenitet på lang sikt er inkludert fordi dette er en teori restriksjon, er prishomogenitet i kortsiktsdelen i den generelle modellen pålagt for å redusere antall koeffisienter som må estimeres. Avvik fra prishomogenitet på kort sikt kan for eksempel skyldes ufullkommen informasjon eller inngåtte kontrakter som gjør at det tar noe tid før markedsaktører kan handle ved prisendringer. Forkastning av prishomogenitet på lang sikt indikerer forkastning av den langsiktige sammenhengen som estimeres og derved teori modellen som ligger til grunn for denne, men kan også skyldes dataproblemer (for eksempel målefeil og aggregeringsnivå).

Dersom Norges markedsandel for metaller er konstant ved konstante relative priser, vil elastisiteten av eksporten med hensyn på etterspørselen være lik $El_{MII} A = 1$, gitt at det ikke er beskrankninger på tilbudssiden. Det betyr at en økning i etterspørselen etter metaller på verdensmarkedet på én prosent medfører en økning på én prosent i norsk eksport av metaller. Denne analysen forutsetter ikke konstante markedsandeler ved konstante relative priser (se kapittel 3.1), men restriksjonen blir testet.

Ideelt sett ville den beste metoden for å estimere de tre modellene i dette kapittelet være å benytte et test-tre der alle mulige grener nedover fra en generell modell estimeres. Det er imidlertid en veldig omfattende strategi, som er nærmest uhåndterbar med et så generelt utgangspunkt for de økonometriske modellene som i denne studien. I stedet benyttes derfor den "vanlige" strategien der ikke-signifikante parametre for lange lag på differensierte variable ekskluderes først. Deretter fjernes variable med ikke-teorikonsistente koeffisientfortegn. Modellen gjøres imidlertid mer generell fra ulike reduserte varianter for å teste hvor robuste tidligere restriksjoner er. Dette er ment å skulle kompensere for noe av tapet ved valg av en mindre omfattende strategi enn et fullstendig test-tre. Målsettingen er å finne stabile langsiktige sammenhenger.

6.2. Resultater

For hver av likningene som estimeres rapporteres estimatene for koeffisientene (betegnet Coefficient) og deres standardavvik (Std. Error), T-verdier (t-value), signifikanssannsynligheter (t-prob) og korrelasjonen mellom hver enkelt høyresidevariabel og venstresidevariabelen når alle andre høyresidevariable holdes konstante (PartR²). I tillegg rapporteres den multiple korrelasjonskoeffisienten (R²), en F-test av om R² er lik null, standardavviket for regresjonen (sigma), Durbin Watson-observatoren (DW), RSS, en test for autokorrelasjon opptil femte lag (AR 1- 5), heteroskedastisitetstester (ARCH, Xi² og Xi*Xj), en test for normalfordeling av restleddene (NORMALITY) og en spesifikasjonstest (RESET) som kan tolkes som en test på den valgte funksjonsformen. For testene oppgis signifikanssannsynligheter i parentes. Se Hendry og Doornik (1996), sidene 237-241 for en nærmere beskrivelse av testene. For hver relasjon gjengis både den dynamiske modellen og den statiske langsiktsløsningen.

I tillegg testes hvorvidt prishomogenitet på henholdsvis kort og lang sikt og markedselastisitet lik én på lang sikt er gyldige restriksjoner. Prishomogenitet på kort sikt testes ved å inkludere Δpa_t [= pa_t - pa_{t-1}] i tillegg til

variabelen Δ(pa - pmet)_t [= (pa - pmet)_t - (pa - pmet)_{t-1} = Δpa_t - Δpmet_t], mens prishomogenitet på lang sikt testes ved inkludere pa_{t-1} i tillegg til variabelen (pa - pmet)_{t-1}. Hypotesen om markedselastisitet lik én på lang sikt testes ved å erstatte mii_{t-1} med (a - mii)_{t-1}. I de to første tilfellene brukes t-verdien på den inkluderte variabelen som testobservator. I det siste tilfellet benyttes t-verdien på a_{t-1}. Disse t-verdiene oppgis sammen med de øvrige statistiske testene (se vedlegg C, D og E for en mer detaljert oversikt). Dersom Δpa_t, pa_{t-1} og/eller a_{t-1} er signifikante forkastes henholdsvis restriksjonen om prishomogenitet på kort og lang sikt og markedselastisitet lik én på lang sikt.

Generelt kan jeg ha et simultanitetsproblem når både A_t og PA_t er inkludert i modellen, dersom eksportvolum og eksportpris bestemmes samtidig. Dette kan i så fall føre til simultanitetsskjevheter i estimatene på koeffisientene. I Lindquist (1993) estimeres eksportvolumrelasjoner for metaller med instrumentvariable for eksportprisen. Konklusjonen der er at dette har helt marginal betydning for resultatene. Jeg ser derfor bort fra dette problemet i denne studien.

6.2.1. En enkel blandingsmodell

Den generelle modellen som estimeres er

$$(6.9) \Delta a_t = \sum_{i=1}^5 [\beta_{1t-i} \Delta a_{t-i}] + \lambda_1 a_{t-1} + \lambda_2 mii_{t-1} + \sum_{i=0}^5 [\beta_{2t-i} \Delta mii_{t-i}] + \lambda_3 (pa - pmet)_{t-1} + \sum_{i=0}^5 [\beta_{3t-i} \Delta (pa - pmet)_{t-i}] + \lambda_4 k_{t-1} + \sum_{i=0}^5 [\beta_{4t-i} \Delta k_{t-i}] + \lambda_5 kap_{t-1} + \sum_{i=0}^5 [\beta_{5t-i} \Delta kap_{t-i}] + \lambda_6 (pa - pvyt)_{t-1} + \sum_{i=0}^5 [\beta_{6t-i} \Delta (pa - pvyt)_{t-i}] + D_1 + D_2 + D_3 + u_t$$

der D_j er en sesongdummy for kvartal j, j = 1,2,3.

Reduksjon av den generelle modellen gir feiljusteringsmodellen i likning (6.10) (se tabell 6.1):

$$(6.10) \Delta a_t = 2,81 - 0,50a_{t-1} + 0,34mii_{t-1} - 0,25(pa - pmet)_{t-1} - 0,54\Delta(pa - pmet)_t + 0,75\Delta kap_t - 0,26\Delta a_{t-3}$$

Tabell 6.1. Den enkle blandingsmodellen

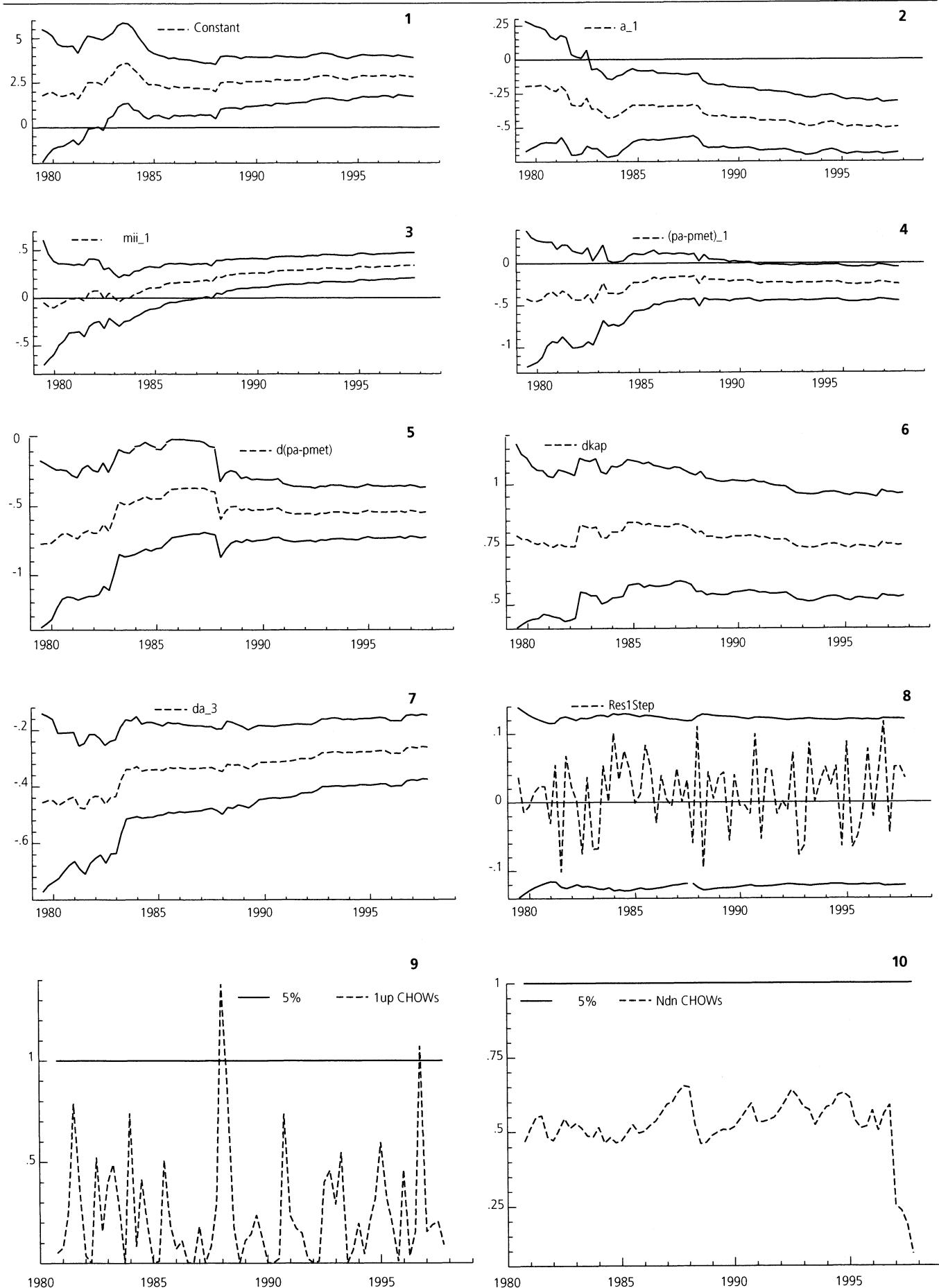
Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	2.8095	0.54526	5.153	0.0000	0.2402
a _{t-1}	-0.49581	0.094188	-5.264	0.0000	0.2481
mii _{t-1}	0.33972	0.066137	5.137	0.0000	0.2390
(pa-pmet) _{t-1}	-0.24701	0.099502	-2.482	0.0150	0.0683
Δ(pa-pmet) _t	-0.54265	0.091226	-5.948	0.0000	0.2964
Δkap _t	0.74865	0.10674	7.014	0.0000	0.3693
Δa _{t-3}	-0.26069	0.056974	-4.576	0.0000	0.1995

R² = 0.739145 F(6,84) = 39.67 [0.0000] \sigma = 0.0605169 DW = 2.31 RSS = 0.3076328777 for 7 variable og 91 observasjoner

AR 1- 5 F(5, 79) = 1.7432 [0.1344]
 ARCH 4 F(4, 76) = 0.16665 [0.9547]
 Normality Chi²(2) = 5.6845 [0.0583]
 Xi² F(12, 71) = 0.58627 [0.8462]
 Xi*Xj F(27, 56) = 0.67769 [0.8642]
 RESET F(1, 83) = 0.38057 [0.5390]

Restriksjonstester:
 Δpa_t: t-verdi = -3,17
 pa_{t-1}: t-verdi = -1,11
 a_{t-1}: t-verdi = -4,23

Figur 6.1. Rekursiv minste kvadraters metode anvendes for å undersøke om parametrene i modellen er stabile over tid



De første syv plottene i figur 6.1 er av koeffisientestimaterne på hvert enkelt punkt i utvalget med approksimert 95 prosent konfidensintervall (± 2 -standardavvik). For mesteparten av datasettet er estimatene signifikant forskjellige fra null og relativt stabile, bortsett fra a_{t-1} og mii_{t-1} som "drifter" noe. "Breakpoint" Chow-testen i den siste figuren gir ikke forkastning av en hypotese om at parametrene i modellen er konstante. Det åttende plottet viser residualene fra den rekursive estimeringen med 95 prosent konfidensintervall. Ingen av residualene er utenfor konfidensintervallet, noe som ville indikert ekstremobservasjoner, og båndene er relativt konstante. Den niende figuren, en ett-trinns Chow test, antyder "outliers" i 1. kvartal 1988 og i 4. kvartal 1996. Disse kan fjernes ved å innføre en dummyvariabel for hvert av de to kvartalene. Dummyvariabelen for 1. kvartal 1988 er insignifikant i en t-test. Dummyvariabelen for 4. kvartal 1996 er såvidt signifikant, men inkluderes denne i modellen forkastes en hypotese om at restleddene er normalfordelte. Derfor beholdes ingen av dummyvariabelene i modellen. Hovedinntrykket er at modellen er stabil, spesielt etter 1988.

Den langsiktige sammenhengen er:

$$(6.11) \quad a = 5,62 + 0,68mii - 0,5(pa - pmet)$$

Det er benyttet som utgangspunkt at norsk eksport av metaller består både av produkter som er differensierte i forhold til konkurrerende råvarer produsert i utlandet og av produkter som er homogene med konkurrerende utenlandske produkter. I langsiktsløsningen i likning (6.11) inngår kun etterspørselsvariable. Dette er konsistent med modellen for monopolistisk konkurranse.

På lang sikt estimeres det signifikante effekter av henholdsvis utenlandsk etterspørsel og relative priser. En økning på én prosent i utenlandsk etterspørsel gir en økning i eksporten på 0,68 prosent på lang sikt. Priselastisiteten er estimert til å være -0,50. Det vil si at en økning i eksportprisen (PA) eller en reduksjon i konkurranseprisen (PMET) på én prosent reduserer norsk eksport av metaller med 0,50 prosent på lang sikt.

I likhet med i Lindquist (1993) og Naug (1995) er langsiktselastisiteten for relative priser svært lav (i absoluttverdi). En kan imidlertid ikke uten videre konkludere med at eksportetterspørselen for metaller er lite prisfølsom på bakgrunn av resultatene som er rapportert her. En årsak til at det estimeres en lav priselastisitet for aggregatet kan være at når "den sanne priselastisiteten" er svært høy vil observerte endringer i relative priser være relativt små og kortvarige, og dermed gi små utslag i produksjon og eksport, slik at den estimerte langsiktselastisiteten blir lavere enn "den sanne langsiktselastisiteten". Dermed

vil det estimeres relativt lave priselastisiteter også for aggregatet. Et høyt aggregeringsnivå kan også føre til at tilbudsideeffekter faller ut av modellen.

Restriksjonen om prishomogenitet på kort sikt forkastes. Hvis denne restriksjonen fjernes fra modellen forkastes en nullhypotese om at restleddene er normalfordelte på 0,6 prosentnivå (se vedlegg F). En så klar forkastning av forutsetningen om normalfordelte restledd er ikke akseptabel, og derfor foretrekkes modellen i likning (6.11). Restriksjonen om prishomogenitet på lang sikt forkastes ikke. At prishomogenitet forkastes på kort sikt men ikke på lang sikt kan skyldes at inngåtte avtaler som må fullføres fører til at aktørene i markedet ikke kan handle momentant ved prisendringer. En annen forklaring kan være at ufullkommen informasjon på kort sikt gjør at det tar noe tid før relative prisendringer oppdages av markedsaktørene. En restriksjon om konstante markedsandeler ved konstante priser forkastes klart.

Det estimeres en signifikant tilbudsidevariabel i den dynamiske kortsiktmodellen i likning (6.10), kapasitetsutnyttning (KAP), men denne "faller ut" på lang sikt. Tolkningen av KAP som ble presentert i kapittel (4.1) var at produsentene vrir seg mot hjemmemarkedet og vekk fra eksportmarkedet når etterspørselen fra hjemmemarkedet og dermed kapasitetsutnyttningen øker. Den sterke positive kortsiktseffekten av KAP kan ikke tolkes innenfor en slik ramme. Ettersom metallsektoren er svært eksportorientert vil det være en nær sammenheng mellom eksport og kapasitetsutnyttelse. Jeg har nok derfor et simultanitetsproblem i relasjon (6.10). De langsiktige elastisitetene endres imidlertid svært lite om Δkap ekskluderes fra modellen (se vedlegg G), det vil si at simultanitetsskjevhet synes å være et lite problem for de langsiktige elastisitetene.

6.2.2. En blandingsmodell med diskrete vekter

Den generelle modellen som estimeres er nå

$$(6.12) \quad \Delta a_t = \sum_{i=1}^5 [\beta_{1t-i} \Delta a_{t-i}] + \lambda_1 a_{t-1} + \theta_{Et-i} [\lambda_2 mii_{t-1} + \lambda_3 (pa - pmet)_{t-1}] + \sum_{i=0}^5 [\theta_{Et-i} \beta_{2t-i} \Delta mii_{t-i}] + \sum_{i=0}^5 [\theta_{Et-i} \beta_{3t-i} \Delta (pa - pmet)_{t-i}] + \theta_{Tt-1} [\lambda_4 k_{t-1} + \lambda_5 kap_{t-1} + \lambda_6 (pa - pvyt)_{t-1}] + \sum_{i=0}^5 [\theta_{Tt-i} \beta_{4t-i} \Delta k_{t-i}] + \sum_{i=0}^5 [\theta_{Tt-i} \beta_{5t-i} \Delta kap_{t-i}] + \sum_{i=0}^5 [\theta_{Tt-i} \beta_{6t-i} \Delta (pa - pvyt)_{t-i}] + D_1 + D_2 + D_3 + u_t$$

der θ_{Et-i} og θ_{Tt-i} er dummyvariable for periode t-i, der $i = 0, 1, \dots, 5$: $\theta_{Et-i} = 1$ og $\theta_{Tt-i} = 0$ når eksporten er bestemt fra etterspørselssiden, og $\theta_{Et-i} = 0$ og $\theta_{Tt-i} = 1$ når eksporten er tilbudsbestemt.

Reduksjon av den generelle modellen gir estimatene i tabell 6.2, der E eller T først i et variabelnavn viser at variabelen inngår henholdsvis i etterspørselsdelen eller

tilbudsdelen av modellen, for eksempel er $Emii_{t,i}$
 $= \theta_{E,t-1} mii_{t,i}$. Det gir følgende feiljusteringsmodell:

$$(6.13) \Delta a_t = 0,96 - 0,20\Delta a_{t-1} - 0,28\Delta a_{t-3} - 0,21a_{t-1} \\ + 0,19Emii_{t-1} + 0,87\Delta Emii_t - 0,30E(pa - pmet)_{t-1} \\ - 0,74E\Delta(pa - pmet)_t + 0,09Tk_{t-1} - 0,06D_3 \\ - 0,20DUM944$$

De første ti plottene i figur 6.2 er av koeffisientestimaterne på hvert enkelt punkt i utvalget med approksimert 95 prosent konfidensintervall (± 2 -standardavvik). Estimaterne er relativt konstante bortsett fra koeffisientene foran Δa , som avtar i verdi ettersom estimeringsperioden forlenges, og $E\Delta(pa - pmet)$ der det antydes ett brudd i 4. kvartal 1987. "Break-point" Chow-testen i den siste figuren gir imidlertid ikke forkastning av en hypotese om at parametrene i modellen er konstante. Figur nummer elleve viser at båndene til konfidensintervallet (95 prosent) for residualene fra den rekursive estimeringen er relativt konstante. Det er én observasjon utenfor konfidensintervallet, i 1. kvartal 1989, og den tolvte figuren, en ett-trinns Chow test, viser også en "outlier" i dette kvartalet. En dummyvariabel for denne perioden er imidlertid insignifikant på fem prosents nivå i en t-test, og inkluderes derfor ikke i modellen.

Statisk langsiktsløsning:

$$(6.14) a = 4,57 + 0,90Emii - 1,43E(pa - pmet) \\ + 0,43Tk$$

I langsiktsløsningen inngår de samme etterspørselssidevariablene som i den enkle blandingsmodellen, men i tillegg inkluderes nå også realkapitalbeholdning (K). De

estimerte langsiktselastisitetene med hensyn på utenlandsk etterspørsel (MII) og realkapitalbeholdning (K) er henholdsvis 0,90 og 0,43. Langsiktselastisiteten for relative priser er betraktelig høyere (i absoluttverdi) enn hva som er funnet i tidligere eksportstudier av metaller og i blandingsmodellen i kapittel 6.2.1. Priselastisiteten er nå estimert til å være -1,43, mot for eksempel -0,47 i kapittel 6.2.1. Det vil si at en økning i eksportprisen (PA) eller en reduksjon i konkurranseprisen (PMET) på én prosent reduserer norsk eksport av metaller med 1,43 prosent på lang sikt.

I denne modellspesifikasjonen er K den eneste variabelen som bestemmer eksporten på lang sikt i den delen av materialet der over 50 prosent av bedriftene oppgir at kapasitetsutnyttningen var 95 prosent eller mer. Det betyr at eksporten kun forklares av K i nær halvparten (47 prosent) av estimeringsperioden. Dette resultatet er konsistent med modellen for imperfekte substitutter og monopolistisk konkurranse med kapasitetsskranke, gitt en knukket grensekostnadskurve. Av figur 4.1, kapittel 4 ser vi at når etterspørselskurven krysser kapasitetsskranken, så vil eksporten bestemmes av denne skranken.

Det er svakere føyning i denne modellen ($\sigma = 0,072$) enn i den enkle blandingsmodellen ($\sigma = 0,061$). Føyningen i den enkle blandingsmodellen er imidlertid overvurdert som følge av simultanitetsproblemene.

Restriksjonene om prishomogenitet på kort og lang sikt får støtte i denne modellen. Også en restriksjon om konstante markedsandeler ved konstante relative priser og konstant realkapitalbeholdning støttes.

Tabell 6.2. Blandingsmodellen med diskrete vekter

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	0.95803	0.45795	2.092	0.0396	0.0519
Δa_{t-1}	-0.19666	0.083063	-2.368	0.0203	0.0655
Δa_{t-3}	-0.28036	0.067995	-4.123	0.0001	0.1753
a_{t-1}	-0.20892	0.074456	-2.806	0.0063	0.0896
$Emii_{t-1}$	0.19136	0.054926	3.484	0.0008	0.1317
$E\Delta mii_t$	0.86543	0.40555	2.134	0.0359	0.0539
$E(pa-pmet)_{t-1}$	-0.29944	0.12934	-2.315	0.0232	0.0628
$E\Delta(pa-pmet)_t$	-0.74349	0.14761	-5.037	0.0000	0.2408
Tk_{t-1}	0.086793	0.024266	3.577	0.0006	0.1379
D_3	-0.056523	0.011898	-4.751	0.0000	0.2200
DUM944	-0.20029	0.077732	-2.577	0.0118	0.0766

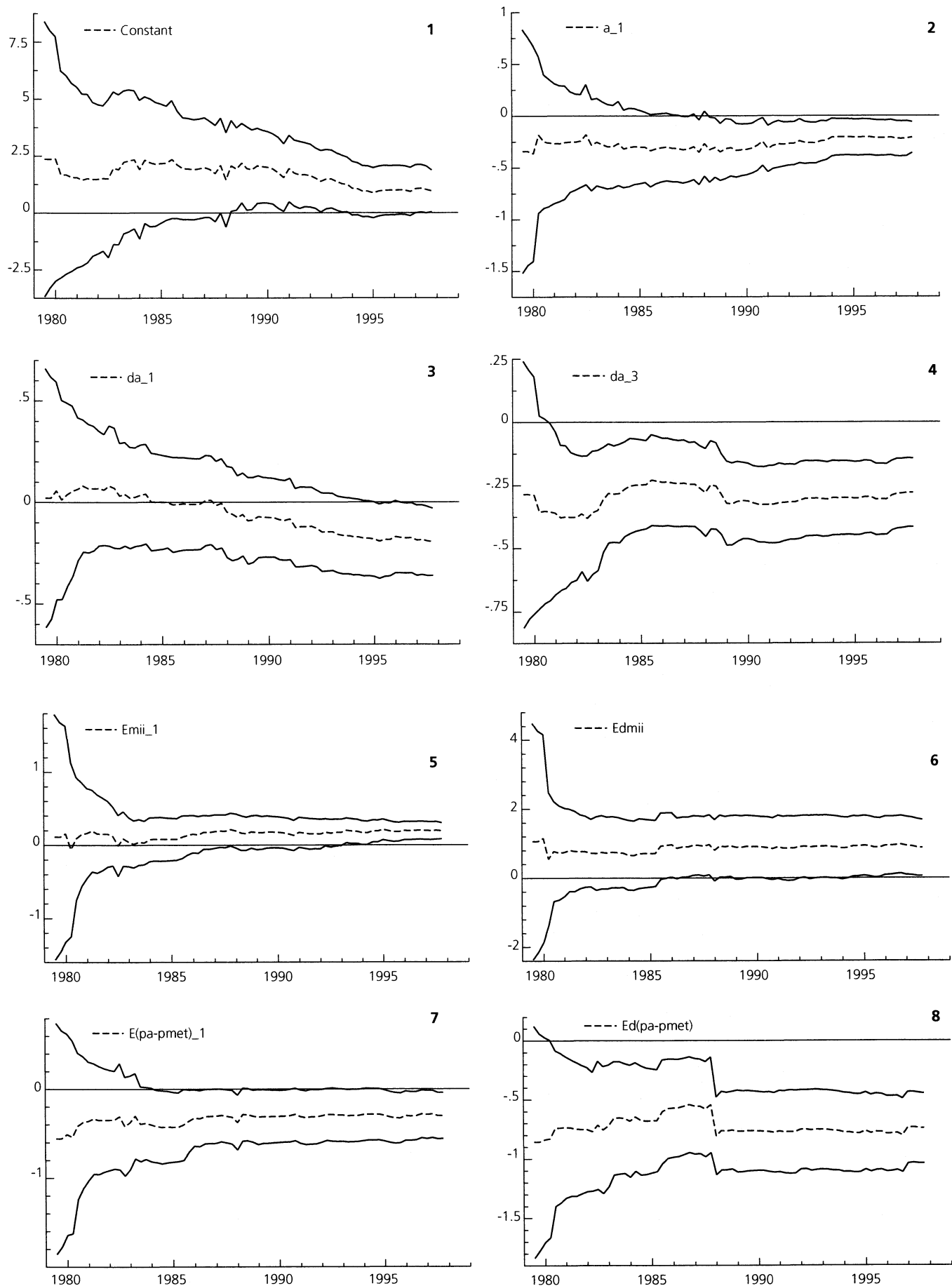
$R^2 = 0.64576$ $F(10,80) = 14.584 [0.0000]$ $\sigma = 0.0722638$ $DW = 2.12$ $RSS = 0.417764521$ for 11 variables and 91 observations

AR 1- 5 $F(5, 75) = 1.8458 [0.1142]$
 ARCH 4 $F(4, 72) = 0.23176 [0.9197]$
 Normality $\chi^2(2) = 4.1019 [0.1286]$
 χ^2 $F(19, 60) = 0.4599 [0.9687]$
 $\chi_i * \chi_j$ $F(53, 26) = 0.40104 [0.9976]$
 RESET $F(1, 79) = 0.85877 [0.3569]$

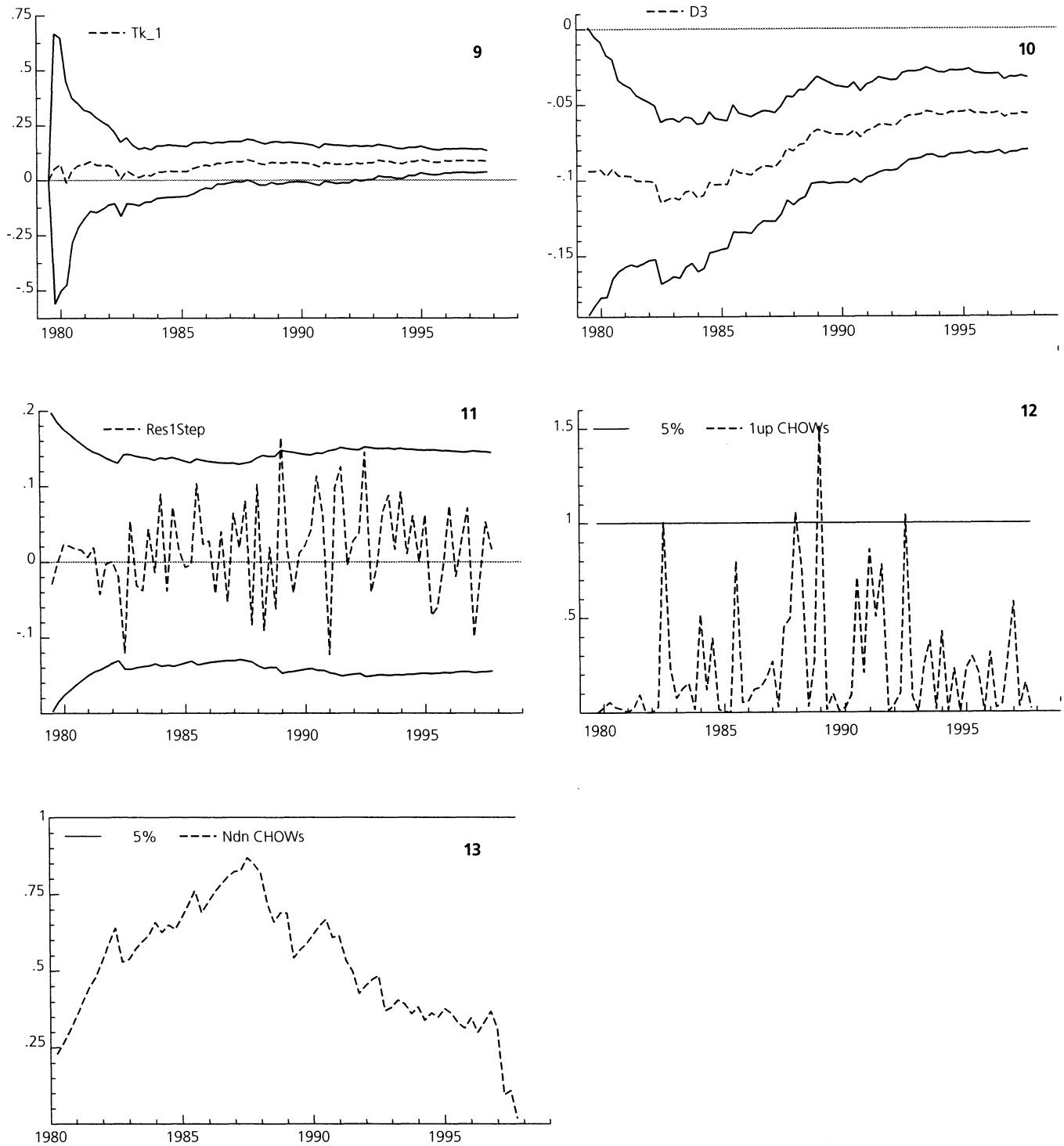
Restriksjonstester:

Epa_{t-1} : t-verdi = -0,78
 $E\Delta pa$: t-verdi = -1,43
 a_{t-1} : t-verdi = -0,44

Figur 6.2. Rekursiv minste kvadraters metode anvendes for å undersøke om parametrene i modellen er stabile over tid



Figur 6.2. (forts.)



For å undersøke om modellen med diskrete vekter er robust overfor endringer i switch-grensen, estimeres to nye switch-modeller (se vedlegg H):

1. Når flere enn 70 prosent oppgir en kapasitetsutnyttingsgrad på "95 prosent og over" benyttes tilbudsdelene av modellen (i 17 prosent av periodene). I de resterende periodene benyttes etterspørselsdelene. Denne modellen inkluderer de samme variable som før, men elastisiteten for rela-

tive priser blir svært lav (-0,44), omtrent som i den enkle blandingsmodellen.

2. Når flere enn 30 prosent oppgir en kapasitetsutnyttingsgrad på "95 prosent og over" benyttes tilbudsdelene av modellen (i 83 prosent av periodene). I de øvrige periodene benyttes etterspørselsdelene. Denne modellen inkluderer også de samme variable som før, men i dette tilfellet er elastisiteten for relative priser svært høy (-5,53).

Jeg finner altså at den estimerte priselastisiteten avhenger mye av mitt valg av switch-grense. Når observasjonsmaterialet i etterspørselsmodellen i stor (liten) grad består av bedrifter som oppgir at kapasitetsutnyttningen er "95 prosent eller over" blir elastisiteten for relative priser lav (høy). Det vil si at når det inkluderes flere (færre) produsenter som har tilnærmet full kapasitetsutnyttning i utvalget, estimeres en mindre (større) elastisitet for relative priser i etterspørselsmodellen. Dette er konsistent med modellen for monopolistisk konkurranse. Når materialet jeg benytter til å estimere etterspørselsmodellen inkluderer mange observasjoner der produksjon og eksport i stor grad er bestemt ved kapasiteten i innenlandsk produksjon, så får vi ikke identifisert den "sanne" bakenforliggende etterspørselskurven fordi eksporten i stor grad bestemmes ved andre forhold.

Jeg har også estimert en todelt modell der det åpnes for at etterspørselsvariable kan forklare eksporten også i den delen av materialet der flere enn 50 prosent av bedriftene oppgir at de har en kapasitetsutnyttingsgrad på "95 prosent og over". Da estimeres rene etterspørselsmodeller for begge utvalgene. Langsiktselastisitetene for relative priser blir tilnærmet like for begge modellene, og omtrent som i den enkle blandingsmodellen (se vedlegg I). Denne konklusjonen endres ikke om en også lar feiljusteringskoeffisienten, det vil si koeffisienten foran lagget nivå på eksportvolumet, variere over de to datasettene (se vedlegg J).

6.2.3. En blandingsmodell med kontinuerlige vekter

Den generelle modellen som estimeres er nå

$$(6.15) \Delta a_t = \sum_{i=1}^5 [\beta_{1t-i} \Delta a_{t-i}] + \lambda_1 a_{t-1} + \theta_{At-1} [\lambda_2 mii_{t-1} + \lambda_3 (pa - pmet)_{t-1}] + \sum_{i=0}^5 [\theta_{At-i} \beta_{2t-i} \Delta mii_{t-i}] + \sum_{i=0}^5 [\theta_{At-i} \beta_{3t-i} \Delta (pa - pmet)_{t-i}]$$

$$+ \theta_{Bt-1} [\lambda_4 k_{t-1} + \lambda_5 kap_{t-1} + \lambda_6 (pa - pvyt)_{t-1}] + \sum_{i=0}^5 [\theta_{Bt-i} \beta_{4t-i} \Delta k_{t-i}] + \sum_{i=0}^5 [\theta_{Bt-i} \beta_{5t-i} \Delta kap_{t-i}] + \sum_{i=0}^5 [\theta_{Bt-i} \beta_{6t-i} \Delta (pa - pvyt)_{t-i}] + D_1 + D_2 + D_3 + u_t$$

der θ_{Bt-i} er prosentvis andel som oppgir at de har en kapasitetsutnyttingsgrad på 95 prosent eller mer i periode t-i, der $i = 0, 1, \dots, 5$. $\theta_{At-i} = 1 - \theta_{Bt-i}$.

Reduksjon av den generelle modellen gir estimatene i tabell 6.3, der A eller B først i et variabelnavn viser at variabelen inngår henholdsvis i etterspørselsdelen eller tilbudsdelene av modellen, for eksempel er $A_{mii_{t-1}} = \theta_{At-1} mii_{t-1}$. Det gir følgende feiljusteringsmodell:

$$(6.16) \Delta a_t = 1,55 - 0,17 \Delta a_{t-1} - 0,26 \Delta a_{t-3} - 0,39 a_{t-1} + 0,41 A_{mii_{t-1}} + 1,22 \Delta mii_t - 0,54 A (pa - pmet)_{t-1} - 1,07 A \Delta (pa - pmet)_t + 0,18 B k_{t-1} - 0,05 D_3$$

Statistisk langsiktsløsning:

$$(6.17) a = 3,97 + 1,05 A_{mii} - 1,38 A (pa - pmet) + 0,46 B k$$

Restriksjonene om prishomogenitet forkastes både på kort sikt og på lang sikt i denne modellen (restriksjonen om konstante markedsandeler ved konstante priser og konstant realkapitalbeholdning forkastes ikke). De langsiktige elastisitetene som estimeres i denne modellen er svært like de som estimeres i modellen med diskrete vekter (se likning (6.14)). Når restriksjonen om prishomogenitet på kort sikt fjernes, estimeres feiljusteringsmodellen i likning (6.18) (se tabell 6.4):

$$(6.18) \Delta a_t = 1,24 - 0,16 \Delta a_{t-1} - 0,20 \Delta a_{t-3} - 0,35 a_{t-1} + 0,38 A_{mii_{t-1}} + 1,87 A \Delta mii_t - 0,83 A (pa - pmet)_{t-1} - 1,95 A \Delta pa_t + 0,72 A \Delta pmet_t + 0,18 B k_{t-1} - 0,05 D_3$$

Tabell 6.3. Blandingsmodell med kontinuerlige vekter (likning (6.16))

Variable	Coefficient	Std. Error	t-value	t-prob	PartR^2
Constant	1.5458	0.53798	2.873	0.0052	0.0925
Δa_{t-1}	-0.16503	0.082859	-1.992	0.0498	0.0467
Δa_{t-3}	-0.25946	0.064770	-4.006	0.0001	0.1654
a_{t-1}	-0.38901	0.11061	-3.517	0.0007	0.1325
$A_{mii_{t-1}}$	0.40592	0.10644	3.814	0.0003	0.1522
$A \Delta mii_t$	1.2187	0.52597	2.317	0.0230	0.0622
$A(pa - pmet)_{t-1}$	-0.54322	0.18619	-2.918	0.0046	0.0951
$A \Delta (pa - pmet)_t$	-1.0692	0.18899	-5.658	0.0000	0.2832
$B k_{t-1}$	0.18369	0.047055	3.904	0.0002	0.1583
D_3	-0.049660	0.011298	-4.395	0.0000	0.1926

$R^2 = 0.673882$ $F(9, 81) = 18.597$ [0.0000] $\sigma = 0.0689067$ $DW = 2.11$ $RSS = 0.3845989611$ for 10 variables and 91 observations

AR 1-5 $F(5, 76) = 1.633$ [0.1615]
 ARCH 4 $F(4, 73) = 0.20279$ [0.9361]
 Normality $\chi^2(2) = 5.6442$ [0.0595]
 χ^2 $F(18, 62) = 0.76331$ [0.7326]
 $\chi^2 \chi^2_j$ $F(54, 26) = 0.64056$ [0.9162]
 RESET $F(1, 80) = 0.18081$ [0.6718]

Restriksjonstester:

$A_{pa_{t-1}}$: t-verdi = -2,58
 $A \Delta pa_t$: t-verdi = -3,97
 a_{t-1} : t-verdi = 1,16

Tabell 6.4. Blandingsmodell med kontinuerlige vekter (likning (6.18))

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	1.2373	0.50083	2.471	0.0156	0.0709
Δa_{t-1}	-0.15707	0.076231	-2.060	0.0426	0.0504
Δa_{t-3}	-0.19582	0.061687	-3.174	0.0021	0.1119
a_{t-1}	-0.34477	0.10234	-3.369	0.0012	0.1242
$Am_{ii,t-1}$	0.38437	0.098044	3.920	0.0002	0.1612
$\Delta m_{ii,t}$	1.8668	0.51052	3.657	0.0005	0.1432
$A(pa-pmet)_{t-1}$	-0.82835	0.18568	-4.461	0.0000	0.1992
Δpa_t	-1.9521	0.28223	-6.917	0.0000	0.3742
$\Delta pmet_t$	0.72137	0.19463	3.706	0.0004	0.1465
Bk_{t-1}	0.17543	0.043326	4.049	0.0001	0.1701
D_3	-0.047817	0.010401	-4.597	0.0000	0.2090

R² = 0.72757 F(10,80) = 21.365 [0.0000] \sigma = 0.0633724 DW = 2.14 RSS = 0.3212843823 for 11 variables and 91 observations

AR 1-5 F(5, 75) = 1.1272 [0.3534]
 ARCH 4 F(4, 72) = 0.16998 [0.9530]
 Normality Chi²(2) = 5.9653 [0.0507]
 Xi² F(20, 59) = 0.53406 [0.9394]
 Xi*Xj F(65, 14) = 0.33797 [0.9984]
 RESET F(1, 79) = 1.3062 [0.2565]

Restriksjonstester:

Apa_{t-1} t-verdi = -2,82
 a_{t-1} t-verdi = 1,16

De første elleve plottene i figur 6.3 er av koeffisient-estimaterne på hvert enkelt punkt i utvalget med approksimert 95 prosent konfidensintervall. Alle estimatene er signifikant forskjellige fra null for mesteparten av datasettet, og de er relativt konstante, bortsett fra koeffisienten foran Δa_{t-1} som avtar i verdi ettersom utvalgsperioden forlenges. "Break-point" Chow-testen i den siste figuren gir ikke forkastning av en hypotese om at parametrene i modellen er konstante. Figur nummer tolv viser at båndene til konfidensintervallene (95 prosent) for residualene fra den rekursive estimeringen er relativt konstante. Den tretende figuren, som viser en ett-trinns Chow test, antyder "outliers" i 1. kvartal 1992 og i 4. kvartal 1994. En dummyvariabel for 1. kvartal 1992 forkastes på 5 prosents nivå i en t-test. En dummyvariabel for 4. kvartal 1994 er så vidt signifikant, men inkluderes denne i modellen forkastes forutsetningen om normalfordelte restledd klart. Også denne dummyvariabelen utelates derfor fra modellen, ettersom dette ikke påvirker de langsiktige elastisitetene i vesentlig grad.

Statisk langsiktsløsning:

$$(6.19) \quad a = 3,54 + 1,09Am_{ii} - 2,37A(pa - pmet) + 0,51Bk$$

Langsiktsløsningen inneholder de samme forklaringsvariable som i tilfellet med diskrete vekter, og er

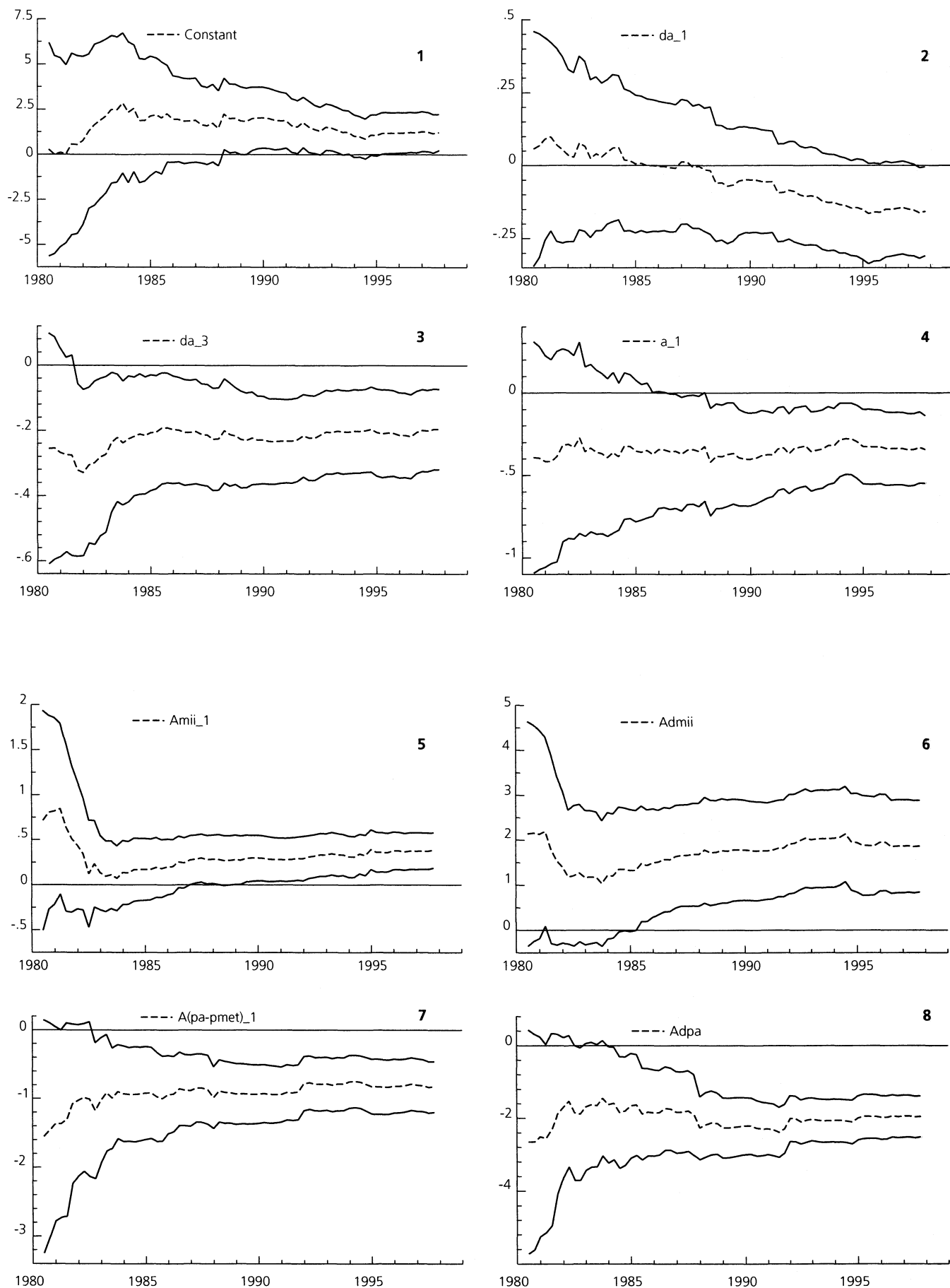
konsistent med modellen for monopolistisk konkurranse med kapasitetsskranke. Fjerning av restriksjonen om prishomogenitet på kort sikt gir små utslag i langsiktselastisitetene for eksporten med hensyn på utenlandsk etterspørsel (MII) og realkapitalbeholdning (K), men langsiktselastisiteten med hensyn på relative priser blir betraktelig høyere.

De estimerte langsiktselastisitetene for norsk eksport av metaller med hensyn på utenlandsk etterspørsel (MII) og realkapitalbeholdning (K) er nå henholdsvis 1,09 og 0,51. Den estimerte langsiktselastisiteten for relative priser har en relativt høy absoluttverdi, -2,37, som også er betraktelig høyere enn i modellen med diskrete vekter.

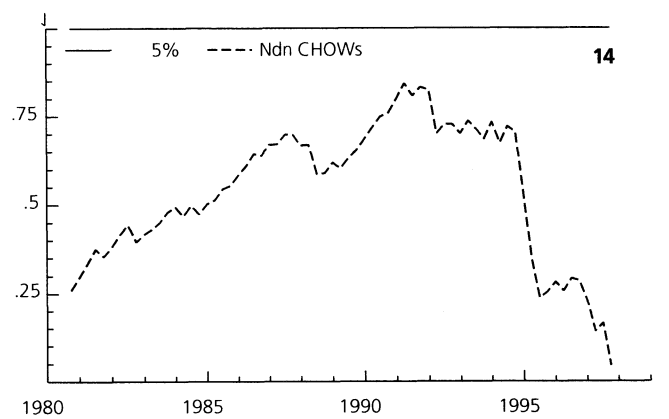
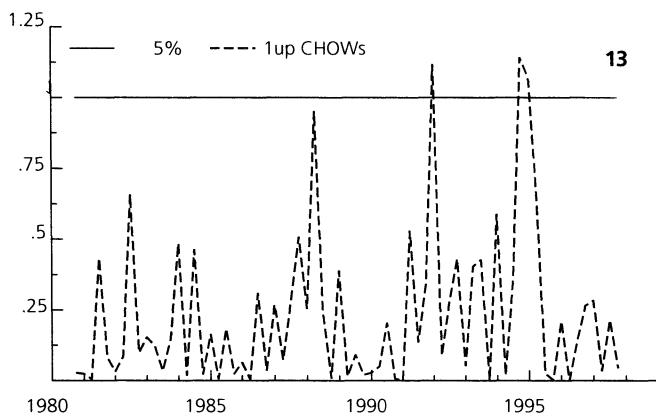
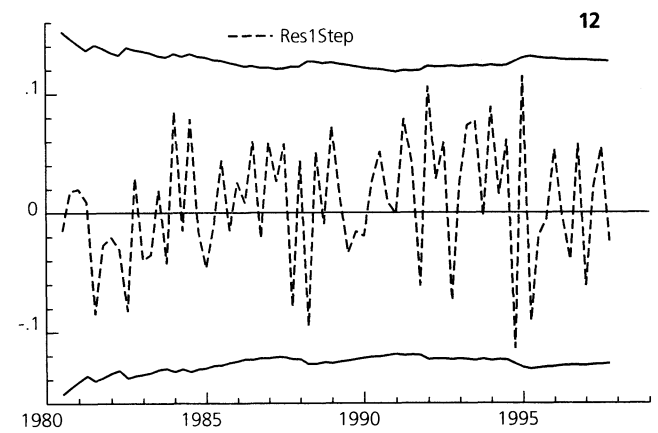
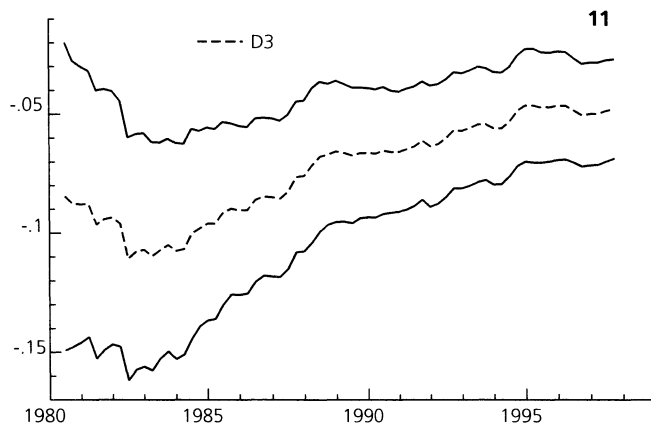
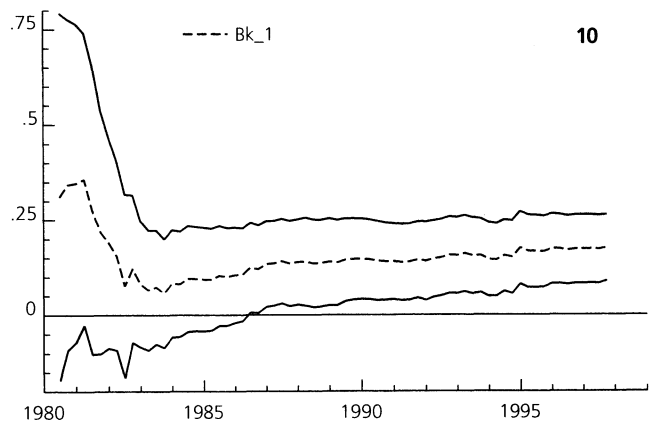
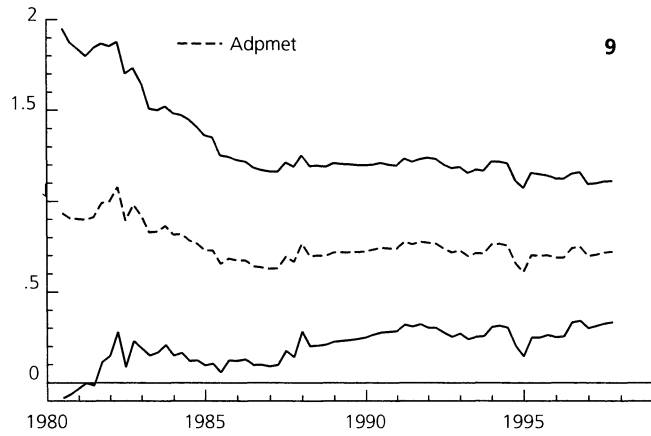
I denne modellen er føyningen ($\sigma = 0,063$) omtrent som for den enkle blandingsmodellen og bedre enn for modellen med diskrete vekter.

Restriksjonen om prishomogenitet på lang sikt forkastes også i denne modellen. En restriksjon om konstante markedsandeler ved konstante priser og konstant realkapitalbeholdning forkastes ikke.

Figur 6.3. Rekursiv minste kvadraters metode benyttes for å undersøke om parametrene i modellen er stabile



Figur 6.3. (forts.)



7. Avslutning

Målsettingen med denne studien er å teste ulike modeller for bestemmelse av norsk eksport av metaller, der alle modellene tar hensyn til at aggregerings-effekter kan føre til at tradisjonelle modeller er for enkle til å forklare eksportutviklingen. Det estimeres tre modeller. Den første er en enkel blandingsmodell der både etterspørsels- og tilbudsvariable inkluderes uten vekter (det vil si alle med vekt 1). Deretter estimeres to modeller som består av to deler, der en del inneholder etterspørselsvariable og den andre inneholder tilbudsvariable. I den ene av disse modellene benyttes de to modelldelene vekselvis i ulike perioder ved hjelp av diskrete vekter. I den andre modellen vektet de to modelldelene i forhold til i hvilken grad eksportbeskrankningen ligger på etterspørsels- eller tilbudssiden i hver periode. Vektene konstrueres ved bruk av data fra SSBs Konjunkturbarometer.

Det er generelt etterspørselseffekter som dominerer i de estimerte modellene, og resultatene er konsistente med en modell for monopolistisk konkurranse. Den enkle blandingsmodellen har signifikante kortsiktseffekter av kapasitetsutnyttning. Dette skyldes trolig et simultanitetsproblem. På lang sikt estimeres en ren etterspørselsmodell. De todelte modellene inkluderer de samme etterspørselsvariable som den enkle blandingsmodellen, men i tillegg inngår realkapitalbeholdning signifikant på lang sikt. Dette er konsistent med modellen for monopolistisk konkurranse med kapasitetsskranke.

I den enkle blandingsmodellen estimeres en lav (absolutt) langsiktselastisitet for relative priser ($El_{(PA/PMET)A} = -0,50$). Lindquist (1993) og Naug (1995) estimerer tilsvarende lave elastisiteter. Dette er ikke konsistent med det som forventes for et aggregat som preges av produkter som i stor grad er homogene i forhold til konkurrerende utenlandske produkter. I de todelte modellene estimeres betraktelig høyere langsiktselastisiteter for relative priser, -1,43 og -2,37 for henholdsvis modellen med diskrete vekter og modellen med kontinuerlige vekter. Disse resultatene tyder på at det er av avgjørende betydning for identifiseringen av priselastisitetene på etterspørselssiden at en vekter

observasjonene i forhold til i hvilken grad eksportbeskrankningen er på etterspørsels- eller tilbudssiden i hver periode.

Det pålegges restriksjoner om prishomogenitet på kort og lang sikt i modellene. Prishomogenitet på kort sikt forkastes i den enkle blandingsmodellen og i modellen med kontinuerlige vekter. Dette kan skyldes ufullkommen informasjon og inngåtte avtaler som gjør at det tar noe tid før markedsaktørene fullt ut kan endre tilpasning ved prisendringer. Prishomogenitet på lang sikt forkastes i modellen med kontinuerlige vekter. Dette er en teorirestriksjon og forkastning av denne restriksjonen indikerer forkastning av den langsiktige sammenhengen som estimeres. En restriksjon om konstante markedsandeler ved konstante priser og konstant realkapitalbeholdning på lang sikt får støtte i modellen med diskrete vekter og i modellen med kontinuerlige vekter, men forkastes i den enkle blandingsmodellen.

Referanser

- Armington, P.S. (1969): A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production. *IMF Staff Papers* **16**, 1, 159-171.
- Dixit, A.K. og Stiglitz, J.E. (1977): Monopolistic Competition and Optimal Product Diversity. *American Economic Review* **67**.
- Engle, R.F. og Granger, C.W.J. (1987): Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica* **55**, 251-276.
- Goldstein, M. and Khan, M.S. (1985): "Income and Price Effects in Foreign Trade." i Jones, R.W. og Kenen, P.B. (red.), *Handbook of International Economics*, Vol. II. North-Holland, Amsterdam.
- Harris, R.I.D. (1995): Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling. Prentice Hall, Harvester Wheatsheaf.
- Hendry, D.F. og Doornik, J.A. (1996): Empirical Econometric Modelling Using PcGive 9.0. for Windows. International Thomson Business Press, London.
- Hoel, M. og Moene, K.O. (1993): Produksjonsteori. Universitetsforlaget, Oslo.
- Isard, P. (1977): How Far Can We Push the Law of One Price? *American Economic Review* **67**, 942 - 948.
- Kravis, I.B. og Lipsey, R.E. (1978): Price Behaviour in the Light of Balance of Payment Theories. *Journal of International Economics*, 8, 193 - 246.
- Kreinin, M. og Officer, L.H. (1978): The Monetary Approach to the Balance of Payments: A Survey. *Studies in International Finance*, 43 (Princeton University).
- Lancaster, K. (1966): A New Approach to Consumer Theory. *Journal of Political Economy* **74**.
- Lancaster, K. (1979): Variety, Equity and Efficiency. New York: Colombia University Press.
- Lindquist, K.-G. (1993): *Empirical Modelling of Exports of Manufactures: Norway 1962-1987*. Rapporter 93/18, Statistisk Sentralbyrå.
- Lindquist, K.-G. (1999): The Response By the Norwegian Aluminium Industry To Changing Market Structure. *International Journal of Industrial Organization*, forthcoming.
- Magee, S.P. (1975): "Prices, Income and Foreign Trade: A Survey of Recent Economic Studies." Kenen, P.B. (red.), *International Trade and Finance. Frontiers for research*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Naug, B.E. (1995): Eksport- og importlikninger i Kvarts. Notater 95/29, Statistisk Sentralbyrå.
- Reve, T., Lensberg, T. og Grønhaug, K. (1992): Et konkurransedyktig Norge. *TANO A.S.*, 78-99.
- Rhomberg, R.R. (1973): "Towards a General Trade Model." i Ball, R.J. (red.), *The International Linkage of National Economic Models*. North - Holland, Amsterdam, 9 - 20.
- Rødseth, A. (1979): Macroeconomic Policy in a Small Open Economy. *Scandinavian Journal of Economics*, 1.
- Spence, R. (1976): Product Selection, Fixed Costs and Monopolistic Competition. Cambridge: Harvard University Press.

Kointegrasjon

En tidsserie sies å være integrert av orden d , betegnet $I(d)$, når den må differensieres d ganger før den blir stasjonær. Hvis en står overfor to tidsserier, a_t og m_t , som begge er $I(d)$ vil en lineær kombinasjon av de to seriene generelt være $I(d)$. Hvis for eksempel både a_t og m_t er $I(1)$ vil u_t fra likningen $u_t = a_t - \theta m_t$ generelt være $I(1)$. Hvis det imidlertid finnes en $\theta = \theta^*$ slik at u_t er integrert av en lavere orden en d , $I(d - b)$, der $b > 0$, er a_t og m_t kointegrerte av orden (d, b) (Engle og Granger 1987). Det betyr at hvis både a_t og m_t er $I(1)$ og $u_t \sim I(0)$, er a_t og m_t kointegrerte av orden $(1, 1)$. I dette tilfellet står a_t og m_t i et spesielt forhold til hverandre. $u_t \sim I(0)$ betyr at $a_t = \theta^* m_t$ gjelder forventningsmessig og at avvik fra dette vil ha en tendens til å bli korrigert. Dette ville ikke gjelde om $u_t \sim I(1)$.

Den økonomiske tolkningen av begrepet kointegrasjon er at når to eller flere tidsserier sammen utgjør en langsiktig likevektssammenheng vil deres utvikling være svært lik over tid og differansen mellom dem vil være stabil/stasjonær, selv om seriene hver for seg inneholder stokastiske trender og dermed er ikke-stasjonære. Slik etterligner kointegrasjonskonseptet eksistensen av en langsiktig likevekt som et økonomisk system konvergerer mot over tid, og u_t kan tolkes som avstanden systemet er fra langsiktig likevekt på tidspunkt t (Harris 1995). Økonomisk teori kan i mange tilfeller betraktes som hypoteser om kointegrerende sammenhenger mellom variable.

Variabelliste og datatransformasjoner

A =	samlet norsk eksport av metaller i faste 1995-priser.
PA =	en prisindeks for eksport av metaller, 1995 = 1.
PVYT =	variable enhetskostnader (inkludert netto sektorskatte) i norsk metallproduksjon.
K =	realkapitalbeholdning i produksjonssektoren som produserer metaller.
KAP =	en indeks for kapasitetsutnyttning i produksjonssektoren som produserer metaller.
PMET =	International Monetary Fund (IMF) sin metallprisindeks omregnet til norske kroner.
MII =	en indikator for etterspørselen etter metaller på de norske eksportmarkedene. Variabelen er beregnet med utgangspunkt i vareimport (ekskl. olje) hos Norges handelspartnere.
X =	Bruttoproduksjon i faste priser.

$$\begin{aligned} a &= \log(A); & \Delta a &= \text{diff}(a,1); (\Delta a_t = a_t - a_{t-1}) \\ mii &= \log(MII); & \Delta mii &= \text{diff}(mii,1); \\ pmet &= \log(PMET); & \Delta pmet &= \text{diff}(pmet,1); \\ pa &= \log(PA); & \Delta pa &= \text{diff}(pa,1); \\ \Delta(pa-pmet)_t &= pa_t - pmet_t - [pa_{t-1} - pmet_{t-1}] \\ &= \Delta pa_t - \Delta pmet_t. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} k &= \log(K); & \Delta k &= \text{diff}(k,1); \\ kap &= \log(KAP); & \Delta kap &= \text{diff}(kap,1); \\ pvyt &= \log(PVYT); & \Delta pvyt &= \text{diff}(pvyt,1); \end{aligned}$$

D_1 = sesongdummy for 1. kvartal
 D_2 = sesongdummy for 2. kvartal
 D_3 = sesongdummy for 3. kvartal

DUM881 = dummy(1988, 1, 1988, 1);
 = dummyvariabel for 1. kvartal 1988
 DUM891 = dummy(1989, 1, 1989, 1);
 DUM921 = dummy(1992, 1, 1992, 1);
 DUM944 = dummy(1994, 4, 1994, 4);
 DUM964 = dummy(1996, 4, 1996, 4);

Modell med kontinuerlige vekter

A eller B først i et variabelnavn viser at variabelen inngår henholdsvis i etterspørselsdelen eller tilbuds- delen av modellen, for eksempel er $Amii_{t-i} = \theta_{A,t-i} mii_{t-i}$.

$KB95J = \theta_A$ er prosentvis andel som oppgir at de har en kapasitetsutnyttingsgrad på "95 prosent og over".

$$IKB95J = 1 - KB95J$$

Etterspørsel

$$\begin{aligned} Amii &= IKB95J \cdot mii; & A\Delta mii &= IKB95J \cdot \Delta mii; \\ Apa &= IKB95J \cdot pa; & A\Delta pa &= IKB95J \cdot \Delta pa; \\ Apmet &= IKB95J \cdot pmet; & A\Delta pmet &= IKB95J \cdot \Delta pmet; \\ A(pa-pmet) &= IKB95J \cdot (pa-pmet); & A\Delta(pa-pmet) &= IKB95J \cdot \Delta(pa-pmet); \end{aligned}$$

Tilbud:

$$\begin{aligned} Bk &= KB95J \cdot k; & B\Delta k &= KB95J \cdot \Delta k; \\ Bkap &= KB95J \cdot kap; & B\Delta kap &= KB95J \cdot \Delta kap; \\ B\Delta pvyt &= KB95J \cdot \Delta pvyt; \end{aligned}$$

Modell med diskrete vekter

E eller T først i et variabelnavn viser at variabelen inngår henholdsvis i etterspørselsdelen eller tilbuds- delen av modellen, for eksempel er $Emii_{t-i} = \theta_{E,t-i} mii_{t-i}$

DUM95J = $KB95J > 0.5$; = $\theta_T = 1$ når 50 prosent eller flere oppgir at de har en kapasitetsutnyttingsgrad på "95 prosent og over". Da er $\theta_E = 0$

IDUM95J = $1 - DUM95J$; = $\theta_E = 1$ når færre enn 50% oppgir at de har en kapasitetsutnyttingsgrad på "95 prosent og over". Da er $\theta_T = 0$.

Etterspørsel

$$\begin{aligned} Emii &= IDUM95J \cdot mii; & E\Delta mii &= IDUM95J \cdot \Delta mii; \\ Epa &= IDUM95J \cdot pa; & E\Delta pa &= IDUM95J \cdot \Delta pa; \\ E(pa-pmet) &= IDUM95J \cdot (pa-pmet); & E\Delta(pa-pmet) &= IDUM95J \cdot \Delta(pa-pmet); \\ & & E\Delta pmet &= IDUM95J \cdot \Delta pmet; \end{aligned}$$

Tilbud:

$$\begin{aligned} Tk &= DUM95J \cdot k; & T\Delta k &= DUM95J \cdot \Delta k; \\ Tkap &= DUM95J \cdot kap; & T\Delta kap &= DUM95J \cdot \Delta kap; \\ T\Delta pvyt &= DUM95J \cdot \Delta pvyt; \end{aligned}$$

Test av restriksjoner, enkel blandingsmodell

Tabell C1. Prishomogenitet, lang sikt

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	2.8735	0.54758	5.248	0.0000	0.2491
a_{t-1}	-0.53068	0.099190	-5.350	0.0000	0.2564
$m_{ii,t-1}$	0.39128	0.080805	4.842	0.0000	0.2203
$(pa-pmet)_{t-1}$	-0.24398	0.099405	-2.454	0.0162	0.0677
$\Delta(pa-pmet)_t$	-0.52791	0.092070	-5.734	0.0000	0.2837
Δkap_t	0.74000	0.10689	6.923	0.0000	0.3661
Δa_{t-3}	-0.25665	0.057014	-4.502	0.0000	0.1962
pa_{t-1}	-0.045206	0.040816	-1.108	0.2713	0.0146

R² = 0.742944 F(7,83) = 34.27 [0.0000] \sigma = 0.0604354 DW = 2.31 RSS = 0.3031524926 for 8 variables and 91 observations

AR 1- 5 F(5, 78) = 1.7289 [0.1378]
 ARCH 4 F(4, 75) = 0.20688 [0.9338]
 Normality Chi²(2) = 4.8514 [0.0884]
 Xi² F(14, 68) = 0.50442 [0.9227]
 Xi*Xj F(35, 47) = 0.559 [0.9623]
 RESET F(1, 82) = 0.44423 [0.5070]

Tabell C2. Prishomogenitet, kort sikt

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	2.3543	0.53757	4.380	0.0000	0.1877
a_{t-1}	-0.42194	0.092472	-4.563	0.0000	0.2005
$m_{ii,t-1}$	0.29544	0.064371	4.590	0.0000	0.2024
$(pa-pmet)_{t-1}$	-0.36176	0.10123	-3.574	0.0006	0.1334
$\Delta(pa-pmet)_t$	-0.41796	0.095177	-4.391	0.0000	0.1885
Δkap_t	0.77584	0.10178	7.623	0.0000	0.4118
Δa_{t-3}	-0.21818	0.055766	-3.912	0.0002	0.1557
Δpa_t	-0.42324	0.13348	-3.171	0.0021	0.1081

R² = 0.767331 F(7,83) = 39.104 [0.0000] \sigma = 0.0574973 DW = 2.38 RSS = 0.2743927006 for 8 variables and 91 observations

R 1- 5 F(5, 78) = 1.7831 [0.1261]
 ARCH 4 F(4, 75) = 0.30222 [0.8756]
 Normality Chi²(2) = 10.105 [0.0064] **
 Xi² F(14, 68) = 0.67074 [0.7943]
 Xi*Xj F(35, 47) = 0.59086 [0.9464]
 RESET F(1, 82) = 1.0125 [0.3173]

Tabell C3. Markedselastisitet lik én

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	2.8095	0.54526	5.153	0.0000	0.2402
a_{t-1}	-0.15609	0.036910	-4.229	0.0001	0.1755
$(pa-pmet)_{t-1}$	-0.24701	0.099502	-2.482	0.0150	0.0683
$\Delta(pa-pmet)_t$	0.54265	0.091226	-5.948	0.0000	0.2964
Δkap_t	0.74865	0.10674	7.014	0.0000	0.3693
Δa_{t-3}	-0.26069	0.056974	-4.576	0.0000	0.1995
$(a-mii)_{t-1}$	-0.33972	0.066137	-5.137	0.0000	0.2390

R² = 0.739145 F(6,84) = 39.67 [0.0000] \sigma = 0.0605169 DW = 2.31 RSS = 0.3076328777 for 7 variables and 91 observations

AR 1- 5 F(5,79) = 1.7432 [0.1344]
 ARCH 4 F(4,76) = 0.16665 [0.9547]
 Normality Chi²(2) = 5.6845 [0.0583]
 Xi² F(12,71) = 0.53874 [0.8821]
 Xi*Xj F(27,56) = 0.67769 [0.8642]
 RESET F(1,83) = 0.38057 [0.5390]

Vedlegg D

Test av restriksjoner, blandingsmodell med diskrete vekter

Tabell D1. Prishomogenitet, lang sikt

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	0.83071	0.48598	1.709	0.0913	0.0357
Δa_{t-1}	-0.18957	0.083726	-2.264	0.0263	0.0609
Δa_{t-3}	-0.28063	0.068151	-4.118	0.0001	0.1767
a_{t-1}	-0.22243	0.076527	-2.907	0.0047	0.0966
$E\Delta m_{it}$	0.24226	0.084297	2.874	0.0052	0.0946
$E\Delta m_{it}$	0.82943	0.40898	2.028	0.0459	0.0495
$E(pa-pmet)_{t-1}$	-0.29152	0.13002	-2.242	0.0278	0.0598
$E\Delta(pa-pmet)_t$	-0.72450	0.14985	-4.835	0.0000	0.2283
Tk_{t-1}	0.11094	0.038843	2.856	0.0055	0.0936
D_3	-0.056762	0.011929	-4.758	0.0000	0.2228
DUM944	-0.20184	0.077934	-2.590	0.0114	0.0783
Epa_{t-1}	-0.065440	0.082078	-0.797	0.4277	0.0080

R² = 0.648588 F(11,79) = 13.255 [0.0000] $\sqrt{\sigma} = 0.0724289$ DW = 2.14 RSS = 0.4144298299 for 12 variables and 91 observations

AR 1- 5 F(5, 74) = 2.161 [0.0675]
 ARCH 4 F(4, 71) = 0.2539 [0.9064]
 Normality Chi²(2) = 3.4673 [0.1766]
 Xi² F(21, 57) = 0.41976 [0.9846]
 RESET F(1, 78) = 0.66958 [0.4157]

Tabell D2. Prishomogenitet, kort sikt

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	0.78657	0.47057	1.672	0.0986	0.0342
Δa_{t-1}	-0.19857	0.082539	-2.406	0.0185	0.0683
Δa_{t-3}	-0.27107	0.067870	-3.994	0.0001	0.1680
a_{t-1}	-0.18214	0.076316	-2.387	0.0194	0.0673
$E\Delta m_{it}$	0.17639	0.055569	3.174	0.0021	0.1131
$E\Delta m_{it}$	1.0140	0.41615	2.437	0.0171	0.0699
$E(pa-pmet)_{t-1}$	-0.35962	0.13524	-2.659	0.0095	0.0822
$E\Delta(pa-pmet)_t$	-0.62014	0.17019	-3.644	0.0005	0.1439
Tk_{t-1}	0.080672	0.024488	3.294	0.0015	0.1208
D_3	-0.055812	0.011832	-4.717	0.0000	0.2198
DUM944	-0.17589	0.079099	-2.224	0.0290	0.0589
$E\Delta pa_t$	-0.39768	0.27843	-1.428	0.1571	0.0252

R² = 0.654677 F(11,79) = 13.616 [0.0000] $\sqrt{\sigma} = 0.0717986$ DW = 2.12 RSS = 0.4072480829 for 12 variables and 91 observations

AR 1- 5 F(5, 74) = 1.1741 [0.3301]
 ARCH 4 F(4, 71) = 0.13985 [0.9669]
 Normality Chi²(2) = 3.5109 [0.1728]
 Xi² F(21, 57) = 0.4387 [0.9801]
 RESET F(1, 78) = 1.9752 [0.1639]

Tabell D3. Markedselastisitet lik én

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	0.95803	0.45795	2.092	0.0396	0.0519
Δa_{t-1}	-0.19666	0.083063	-2.368	0.0203	0.0655
Δa_{t-3}	-0.28036	0.067995	-4.123	0.0001	0.1753
a_{t-1}	-0.017555	0.039836	-0.441	0.6606	0.0024
$E\Delta m_{it}$	0.86543	0.40555	2.134	0.0359	0.0539
$E(pa-pmet)_{t-1}$	-0.29944	0.12934	-2.315	0.0232	0.0628
$E\Delta(pa-pmet)_t$	-0.74349	0.14761	-5.037	0.0000	0.2408
Tk_{t-1}	0.086793	0.024266	3.577	0.0006	0.1379
D_3	-0.056523	0.011898	-4.751	0.0000	0.2200
DUM944	-0.20029	0.077732	-2.577	0.0118	0.0766
(a-Emii)_{t-1}	-0.19136	0.054926	-3.484	0.0008	0.1317

R² = 0.64576 F(10,80) = 14.584 [0.0000] $\sqrt{\sigma} = 0.0722638$ DW = 2.12 RSS = 0.417764521 for 11 variables and 91 observations

AR 1- 5 F(5, 75) = 1.8458 [0.1142]
 ARCH 4 F(4, 72) = 0.23176 [0.9197]
 Normality Chi²(2) = 4.1019 [0.1286]
 Xi² F(19, 60) = 0.45827 [0.9693]
 Xi*Xj F(53, 26) = 0.40104 [0.9976]
 RESET F(1, 79) = 0.85877 [0.3569]

Test av restriksjoner, blandingsmodell med kontinuerlige vekter

Når prishomogenitetsrestriksjoner på kort og lang sikt inkluderes

Tabell E1. Prishomogenitet, lang sikt

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	1.5653	0.52024	3.009	0.0035	0.1017
Δa_{t-1}	-0.10385	0.083566	-1.243	0.2176	0.0189
Δa_{t-3}	-0.24911	0.062757	-3.969	0.0002	0.1645
a_{t-1}	-0.60396	0.13566	-4.452	0.0000	0.1986
$A_{mii,t-1}$	0.79745	0.18357	4.344	0.0000	0.1909
$A\Delta mii_t$	1.1422	0.50944	2.242	0.0277	0.0591
$A(pa-pmet)_{t-1}$	-0.61785	0.18235	-3.388	0.0011	0.1255
$A\Delta(pa-pmet)_t$	-0.97366	0.18646	-5.222	0.0000	0.2542
Bk_{t-1}	0.36922	0.085197	4.334	0.0000	0.1901
D_3	-0.045614	0.011037	-4.133	0.0001	0.1759
Apa_{t-1}	-0.32195	0.12499	-2.576	0.0118	0.0766

R² = 0.698857 F(10,80) = 18.565 [0.0000] \sigma = 0.0666282 DW = 2.03 RSS = 0.3551455766 for 11 variables and 91 observations

AR 1-5 F(5, 75) = 1.838 [0.1156]
 ARCH 4 F(4, 72) = 0.4209 [0.7931]
 Normality Chi²(2) = 3.4297 [0.1800]
 Xi² F(20, 59) = 0.69031 [0.8195]
 Xi*Xj F(65, 14) = 1.3622 [0.2672]
 RESET F(1, 79) = 0.0020245 [0.9642]

Tabell E2. Prishomogenitet, kort sikt

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	1.2373	0.50083	2.471	0.0156	0.0709
Δa_{t-1}	-0.15707	0.076231	-2.060	0.0426	0.0504
Δa_{t-3}	-0.19582	0.061687	-3.174	0.0021	0.1119
a_{t-1}	-0.34477	0.10234	-3.369	0.0012	0.1242
$A_{mii,t-1}$	0.38437	0.098044	3.920	0.0002	0.1612
$A\Delta mii_t$	1.8668	0.51052	3.657	0.0005	0.1432
$A(pa-pmet)_{t-1}$	-0.82835	0.18568	-4.461	0.0000	0.1992
$A\Delta(pa-pmet)_t$	-0.72137	0.19463	-3.706	0.0004	0.1465
Bk_{t-1}	0.17543	0.043326	4.049	0.0001	0.1701
D_3	-0.047817	0.010401	-4.597	0.0000	0.2090
$A\Delta pa_{t-1}$	-1.2307	0.30996	-3.971	0.0002	0.1646

R² = 0.72757 F(10,80) = 21.365 [0.0000] \sigma = 0.0633724 DW = 2.14 RSS = 0.3212843823 for 11 variables and 91 observations

AR 1-5 F(5, 75) = 1.1272 [0.3534]
 ARCH 4 F(4, 72) = 0.16998 [0.9530]
 Normality Chi²(2) = 5.9653 [0.0507]
 Xi² F(20, 59) = 0.56084 [0.9238]
 Xi*Xj F(65, 14) = 0.33797 [0.9984]
 RESET F(1, 79) = 1.3062 [0.2565]

Tabell E3. Markedselastisitet lik én

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	1.2373	0.50083	2.471	0.0156	0.0709
Δa_{t-1}	-0.15707	0.076231	-2.060	0.0426	0.0504
Δa_{t-3}	-0.19582	0.061687	-3.174	0.0021	0.1119
a_{t-1}	0.039605	0.034092	1.162	0.2488	0.0166
$A\Delta mii_t$	1.8668	0.51052	3.657	0.0005	0.1432
$A(pa-pmet)_{t-1}$	-0.82835	0.18568	-4.461	0.0000	0.1992
$A\Delta(pa-pmet)_t$	-0.72137	0.19463	-3.706	0.0004	0.1465
Bk_{t-1}	0.17543	0.043326	4.049	0.0001	0.1701
D_3	-0.047817	0.010401	-4.597	0.0000	0.2090
$A\Delta pa_{t-1}$	-1.2307	0.30996	-3.971	0.0002	0.1646
$(a-A_{mii})_{t-1}$	-0.38437	0.098044	-3.920	0.0002	0.1612

R² = 0.72757 F(10,80) = 21.365 [0.0000] \sigma = 0.0633724 DW = 2.14 RSS = 0.3212843823 for 11 variables and 91 observations

AR 1-5 F(5, 75) = 1.1272 [0.3534]
 ARCH 4 F(4, 72) = 0.16998 [0.9530]
 Normality Chi²(2) = 5.9653 [0.0507]
 Xi² F(20, 59) = 0.55829 [0.9253]
 Xi*Xj F(65, 14) = 0.33797 [0.9984]
 RESET F(1, 79) = 1.3062 [0.2565]

Når prishomogenitetsrestriksjon på lang sikt inkluderes

Tabell E4. Prishomogenitet, lang sikt

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	1.2570	0.48045	2.616	0.0106	0.0797
Δa_{t-1}	-0.095977	0.076264	-1.258	0.2119	0.0197
Δa_{t-3}	-0.18553	0.059283	-3.130	0.0025	0.1103
a_{t-1}	-0.55944	0.12423	-4.503	0.0000	0.2043
$Amii_{t-1}$	0.77536	0.16756	4.627	0.0000	0.2132
$A\Delta mii_t$	1.7900	0.49046	3.650	0.0005	0.1443
$A(pa-pmet)_{t-1}$	-0.90270	0.18005	-5.014	0.0000	0.2414
$A\Delta pa_t$	-1.8561	0.27285	-6.803	0.0000	0.3694
$A\Delta pmet_t$	0.62620	0.18972	3.301	0.0014	0.1212
Bk_{t-1}	0.36070	0.077755	4.639	0.0000	0.2141
D_3	-0.043777	0.010079	-4.343	0.0000	0.1928
Apa_{t-1}	-0.32149	0.11403	-2.819	0.0061	0.0914

R² = 0.752474 F(11,79) = 21.833 [0.0000] \sigma = 0.0607875 DW = 2.05 RSS = 0.2919142848 for 12 variables and 91 observations

AR 1-5 F(5, 74) = 1.0461 [0.3973]
 ARCH 4 F(4, 71) = 0.84987 [0.4984]
 Normality Chi²(2) = 3.742 [0.1540]
 Xi² F(22, 56) = 0.49983 [0.9623]
 RESET F(1, 78) = 0.28675 [0.5938]

Tabell E5. Markedselastisitet lik én

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	1.2373	0.50083	2.471	0.0156	0.0709
Δa_{t-1}	-0.15707	0.076231	-2.060	0.0426	0.0504
Δa_{t-3}	-0.19582	0.061687	-3.174	0.0021	0.1119
a_{t-1}	0.039605	0.034092	1.162	0.2488	0.0166
$Admii_t$	1.8668	0.51052	3.657	0.0005	0.1432
$A(pa-pmet)_{t-1}$	-0.82835	0.18568	-4.461	0.0000	0.1992
$A\Delta pa_t$	-1.9521	0.28223	-6.917	0.0000	0.3742
$A\Delta pmet_t$	0.72137	0.19463	3.706	0.0004	0.1465
Bk_{t-1}	0.17543	0.043326	4.049	0.0001	0.1701
D_3	-0.047817	0.010401	-4.597	0.0000	0.2090
$(a-Amii)_{t-1}$	-0.38437	0.098044	-3.920	0.0002	0.1612

R² = 0.72757 F(10,80) = 21.365 [0.0000] \sigma = 0.0633724 DW = 2.14 RSS = 0.3212843823 for 11 variables and 91 observations

AR 1-5 F(5, 75) = 1.1272 [0.3534]
 ARCH 4 F(4, 72) = 0.16998 [0.9530]
 Normality Chi²(2) = 5.9653 [0.0507]
 Xi² F(20, 59) = 0.53532 [0.9387]
 Xi*Xj F(65, 14) = 0.33797 [0.9984]
 RESET F(1, 79) = 1.3062 [0.2565]

En enkel blandingsmodell når restriksjonen om prishomogenitet på kort sikt forkastes

Tabell F1

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	2.3543	0.53757	4.380	0.0000	0.1877
Δa_{t-3}	-0.21818	0.055766	-3.912	0.0002	0.1557
a_{t-1}	-0.42194	0.092472	-4.563	0.0000	0.2005
$m_{i,t-1}$	0.29544	0.064371	4.590	0.0000	0.2024
$(pa-pmet)_{t-1}$	-0.36176	0.10123	-3.574	0.0006	0.1334
Δpa_t	-0.84120	0.12797	-6.573	0.0000	0.3424
$\Delta pmet_t$	0.41796	0.095177	4.391	0.0000	0.1885
Δkap_t	0.77584	0.10178	7.623	0.0000	0.4118

R² = 0.767331 F(7,83) = 39.104 [0.0000] \sigma = 0.0574973 DW = 2.38 RSS = 0.2743927006 for 8 variables and 91 observations

AR 1- 5 F(5, 78) = 1.7831 [0.1261]
 ARCH 4 F(4, 75) = 0.30222 [0.8756]
 Normality Chi²(2) = 10.105 [0.0064] **
 Xi² F(14, 68) = 0.64903 [0.8141]
 Xi*Xj F(35, 47) = 0.59086 [0.9464]
 RESET F(1, 82) = 1.0125 [0.3173]

Vedlegg G

En enkel blandingsmodell uten ΔKAP

Tabell G1

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	4.2892	0.62937	6.815	0.0000	0.3533
Δa_{t-3}	-0.25820	0.071317	-3.621	0.0005	0.1336
a_{t-1}	-0.76184	0.10792	-7.059	0.0000	0.3696
mii_{t-1}	0.52601	0.075820	6.938	0.0000	0.3615
$(pa-pmet)_{t-1}$	-0.43835	0.11978	-3.660	0.0004	0.1361
$\Delta(pa-pmet)_t$	-0.53002	0.11417	-4.642	0.0000	0.2023

R² = 0.586388 F(5,85) = 24.101 [0.0000] $\sigma = 0.0757538$ DW = 1.87 RSS = 0.4877838134 for 6 variables and 91 observations

AR 1- 5 F(5, 80) = 2.8099 [0.0217] *
 ARCH 4 F(4, 77) = 0.60396 [0.6609]
 Normality Chi²(2) = 22.873 [0.0000] **
 Xi² F(10, 74) = 0.54904 [0.8495]
 Xi*Xj F(20, 64) = 0.47466 [0.9672]
 RESET F(1, 84) = 0.59516 [0.4426]

Den langsiktige sammenhengen er:

$$a = 5,64 + 0,68mii - 0,58(pa-pmet)$$

Endring av switch-grensen i modellen med diskrete vekter

1. Når flere enn 70 prosent oppgir en kapasitetsutnytningsgrad på “95 prosent og over” benyttes tilbudsdelen av modellen (i 17 prosent av periodene). I de resterende perioder benyttes etterspørselsdelen.

Tabell H1

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	3.1630	0.59931	5.278	0.0000	0.2536
Δa_{t-3}	-0.26817	0.067448	-3.976	0.0002	0.1616
a_{t-1}	-0.56020	0.10379	-5.398	0.0000	0.2621
$Em_{i,t-1}$	0.38471	0.074179	5.186	0.0000	0.2470
$E\Delta m_{i,t}$	0.81184	0.33693	2.409	0.0182	0.0661
$E(pa-pmet)_{t-1}$	-0.24633	0.12237	-2.013	0.0474	0.0471
$E\Delta(pa-pmet)_t$	-0.51143	0.11545	-4.430	0.0000	0.1931
Tk_{t-1}	0.17249	0.033158	5.202	0.0000	0.2481
D_3	-0.047536	0.011833	-4.017	0.0001	0.1644

R² = 0.646804 F(8,82) = 18.771 [0.0000] \sigma = 0.0712718 DW = 2.18 RSS = 0.4165334619 for 9 variables and 91 observations

AR 1-5 F(5, 77) = 1.8985 [0.1043]
 ARCH 4 F(4, 74) = 0.3327 [0.8551]
 Normality Chi²(2) = 8.4616 [0.0145] *
 Xi² F(16, 65) = 0.38466 [0.9818]
 Xi*Xj F(42, 39) = 0.428 [0.9961]
 RESET F(1, 81) = 0.47494 [0.4927]

$$E_{E(PA/PMET)}A = -0,44$$

2. Når flere enn 30 prosent oppgir en kapasitetsutnytningsgrad på “95 prosent og over” benyttes tilbudsdelen av modellen (i 83 prosent av periodene). I de øvrige periodene benyttes etterspørselsdelen.

Tabell H2

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Δa_{t-1}	-0.27415	0.076983	-3.561	0.0006	0.1339
Δa_{t-3}	-0.29545	0.073545	-4.017	0.0001	0.1644
a_{t-1}	-0.068527	0.030854	-2.221	0.0291	0.0567
$Em_{i,t-1}$	0.13314	0.058925	2.259	0.0265	0.0586
$E(pa-pmet)_{t-1}$	-0.37898	0.20218	-1.874	0.0644	0.0411
$E\Delta(pa-pmet)_t$	-0.39836	0.24513	-1.625	0.1080	0.0312
Tk_{t-1}	0.059343	0.026518	2.238	0.0279	0.0576
D_3	-0.056063	0.012582	-4.456	0.0000	0.1949
DUM881	0.28936	0.079535	3.638	0.0005	0.1390

R² = 0.572562 \sigma = 0.0786742 DW = 2.14 * R² does NOT allow for the mean * RSS = 0.5075496609 for 9 variables and 91 observations

AR 1-5 F(5, 77) = 2.419 [0.0432] *
 ARCH 4 F(4, 74) = 0.80852 [0.5237]
 Normality Chi²(2) = 1.4452 [0.4855]
 Xi² F(17, 64) = 0.98223 [0.4885]
 Xi*Xj F(44, 37) = 1.1972 [0.2891]
 RESET F(1, 81) = 1.5602 [0.2152]

$$E_{E(PA/PMET)}A = -5,53$$

Vedlegg I

En todelt etterspørselsmodell

Tabell I1

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	3.4009	0.60708	5.602	0.0000	0.2843
Δa_{t-3}	-0.19877	0.062668	-3.172	0.0022	0.1130
a_{t-1}	-0.61010	0.10390	-5.872	0.0000	0.3039
$Emii_{t-1}$	0.42683	0.072018	5.927	0.0000	0.3078
$Edmii_t$	1.2011	0.35887	3.347	0.0013	0.1242
$E(pa-pmet)_{t-1}$	-0.35958	0.11576	-3.106	0.0026	0.1088
$E\Delta(pa-pmet)_t$	-0.65915	0.13224	-4.985	0.0000	0.2393
$Tmii_{t-1}$	0.42875	0.071787	5.973	0.0000	0.3111
$T(pa-pmet)_{t-1}$	-0.37076	0.17054	-2.174	0.0327	0.0564
$T\Delta(pa-pmet)_t$	-0.56141	0.14928	-3.761	0.0003	0.1518
D_3	-0.053047	0.010938	-4.850	0.0000	0.2294
DUM944	-0.17963	0.068758	-2.612	0.0108	0.0795

R² = 0.726364 F(11,79) = 19.064 [0.0000] \sigma = 0.0639131 DW = 2.06 RSS = 0.3227061718 for 12 variables and 91 observations

AR 1-5 F(5, 74) = 0.85949 [0.5125]
 ARCH 4 F(4, 71) = 0.20388 [0.9354]
 Normality Chi²(2) = 20.999 [0.0000] **
 X_i² F(21, 57) = 0.28805 [0.9987]
 RESET F(1, 78) = 0.12835 [0.7211]

$$El_{E(PA/PMET)}^A = -0,59$$

$$El_{T(PA/PMET)}^A = -0,61$$

To separate etterspørselsmodeller

Tabell J1

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	3.3325	0.60913	5.471	0.0000	0.2773
Δa_{t-3}	-0.20110	0.062599	-3.212	0.0019	0.1168
$Emii_{t-1}$	0.43865	0.072665	6.037	0.0000	0.3184
$Edmii_t$	1.2168	0.35855	3.394	0.0011	0.1287
$E(pa-pmet)_{t-1}$	-0.38648	0.11802	-3.275	0.0016	0.1209
$E\Delta(pa-pmet)_t$	-0.68364	0.13381	-5.109	0.0000	0.2507
$Tmii_{t-1}$	0.34602	0.10277	3.367	0.0012	0.1269
$T(pa-pmet)_{t-1}$	-0.30734	0.17938	-1.713	0.0906	0.0363
$T\Delta(pa-pmet)_t$	-0.53602	0.15074	-3.556	0.0006	0.1395
D_3	-0.053602	0.010931	-4.904	0.0000	0.2356
Ea_{t-1}	-0.60835	0.10374	-5.864	0.0000	0.3060
Ta_{t-1}	-0.55936	0.11313	-4.944	0.0000	0.2386
DUM944	-0.18824	0.069071	-2.725	0.0079	0.0869

R² = 0.73072 F(12,78) = 17.638 [0.0000] \sigma = 0.0638075 DW = 2.07 RSS = 0.3175692516 for 13 variables and 91 observations

AR 1-5 F(5, 73) = 0.83207 [0.5311]
 ARCH 4 F(4, 70) = 0.1816 [0.9472]
 Normality Chi²(2) = 21.81 [0.0000] **
 Xi² F(23, 54) = 0.23964 [0.9998]
 RESET F(1, 77) = 0.071187 [0.7903]

$E|_{E(PA/PMET)}EA = -0,64$
 $E|_{T(PA/PMET)}TA = -0,55$

Tidligere utgitt på emneområdet*Previously issued on the subject***Notater**

95/46 Naug, B. E.: Estimering av eksportrelasjoner på disaggregerte kvartalsdata.

Rapporter (RAPP)

84/18 Reymert M.: Import- og eksportlikinger i KVARTS.

85/29 Bergan R. og Ø. Olsen: Eksporttilpasning i MODAG A. En MODAG-rapport.

93/18 Lindquist K.G.: Empirical Modelling of Export of Manufactures: Norway 1962-1987.

95/2 Naug B.E.: En økonometrisk modell for norsk eksport av industrielle råvarer.

De sist utgitte publikasjonene i serien Rapporter*Recent publications in the series Reports*

Merverdiavgift på 23 prosent kommer i tillegg til prisene i denne oversikten hvis ikke annet er oppgitt

- 98/18 K. Lund: Inntektsfordelinga i den norske landbruksbefolkninga og fordelings-effektar av direkte støtteordningar. 1998. 46s. 100 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4585-0
- 98/19 H.K. Reppen: Bruk av folkebibliotek 1998. 1998. 46s. 115 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4586-9
- 98/20 Ø. Landfald og M. Bråthen: Registerbasert evaluering av ordinære arbeidsmarkedstiltak 1996: Overgang til jobb og utdanning. 1998. 48s. 100 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4596-6
- 98/21 J. Møen: Produktivitetsutviklingen i norsk industri 1980-1990 - en analyse av dynamikken basert på mikrodata. 1998. 85s. 115 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4597-4
- 98/22 K. Flugsrud og G. Haakonsen: Utslipp til luft fra utenlandske skip i norske farvann 1996 og 1997. 1998. 37s. 100 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4599-0
- 98/23 E. Nørgaard: The Norwegian Balance of Payments: Sources and methods. 1998. 72s. 115 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4600-8
- 98/24 H. Hungnes: Imperfeksjoner i kapital-markedet. 1998. 37s. 100 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4602-4
- 98/25 T. Løwe: Levekår i landbruket: En studie av landbruksbefolkningens levekår. 1998. 181s. 220 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4603-2
- 99/1 A.C. Hansen: Fremskrivning av støybelastning for veitrafikk. 1999. 31s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4659-8
- 99/2 T.W. Bersvendsen, J.L. Hass, K. Mork og B.H. Strand: Ressursinnsats, utslipp og rensing i den kommunale avløpssektoren, 1997. 1999. 71s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4663-6
- 99/3 P. Boug: Modellering av faktoreterspørsel. 1999. 60s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4665-2
- 99/4 R. Jensen: Beregning av usikkerhet for boligprisindeksene på grunn av frafall. 1999. 25s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4669-5
- 99/5 K.E. Rosendahl: Vurdering av skadefunksjonsmetoden til bruk på vegprosjekt – en case-studie. 1999. 38s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4670-9
- 99/6 A.G. Hustoft, H. Hartvedt, E. Nymoen, M. Stålnacke og H. Utne: Standard for økonomiske regioner: Etablering av publiseringsnivå mellom fylke og kommune. 1999. 76s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4671-7
- 99/7 T. Lappegård: Regionale variasjoner i fruktbarheten i Norge. 1999. 88s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4673-3
- 99/8 B. Halvorsen, B.M. Larsen og R. Nesbakken: Energibruk i husholdningene 1974-1995: En dokumentasjon av mikrodata etablert for økonomiske formål innenfor prosjektet "Fleksibel energibruk i husholdningene. 1999. 33s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4676-8
- 99/9 H. Medin: Valg av måleenhet i verdsetting av miljøgoder: Empiriske eksempler. 1999. 45s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4677-6
- 99/10 R. Jensen: Kvadratmeterpriser for flerbolig-hus. 1999. 22s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4679-2
- 99/11 T. Kalve: Innvandrerbarn i barnevernet. 1999. 29s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4680-6
- 99/12 A.S. Bye og K. Mork: Resultatkontroll jordbruk 1999: Jordbruk og miljø, med vekt på gjennomføring av tiltak mot forurensninger. 1999. 75s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4683-0
- 99/13 D. Juvkam: Historisk oversikt over kommune- og fylkesinndelingen. 1999. 90s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4684-9
- 99/14 J.-A. Jørgensen, B. Strøm og T. Åvitsland: Effektive satser for næringsstøtte 1996. 1999. 51s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4685-7
- 99/15 J. Lyngstad og I. Øyangen: Sjung om studentens lykkelige dar: Studenters levekår 1998. 1999. 98s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4690-3
- 99/16 B. Aardal, H. Valen og I. Opheim: Valgundersøkelsen 1997. Dokumentasjonsrapport. 1999. 109s. 165 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4699-7

