

RAPPORTER

85/29

**EKSPORTTILPASNING
I MODAG A**

EN MODAG-RAPPORT

AV
ROAR BERGAN OG ØYSTEIN OLSEN

STATISTISK SENTRALBYRÅ
CENTRAL BUREAU OF STATISTICS OF NORWAY

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 85/29

EKSPORTTILPASNING I MODAG A

EN MODAG-RAPPORT

AV

ROAR BERGAN OG ØYSTEIN OLSEN

STATISTISK SENTRALBYRÅ
OSLO — KONGSVINGER 1985

ISBN 82-537-2255-9
ISSN 0332-8422

EMNEGRUPPE

Økonomisk og statistisk teori og metode

ANDRE EMNEORD

Eksportmarkedsmodell

Makroøkonomisk modell

FORORD

I Statistisk Sentralbyrå pågår det arbeid med å videreutvikle den makroøkonomiske modellen MODAG. Denne rapporten inneholder en dokumentasjon av det arbeidet som er utført med sikte på å forklare eksportvolumet av norske industrivarer. I tillegg til en presentasjon av de eksportrelasjonene som faktisk er implementert i MODAG-modellen, diskuteres også enkelte alternative modeller for norsk eksport.

Statistisk Sentralbyrå, Oslo, 16. august 1985

Arne Øien

INNHold

	Side
1. Innledning	7
2. Teorier for eksporttilpasning	11
2.1 Den klassiske handelsteorien	11
2.2 Eksporttilpasning for et lite land	12
2.3 Behandling av eksporttilpasning innenfor en empirisk, makro- økonomisk modell	19
2.4 Eksportmarkedet i MODAG A-modellen. Et forsøk på tolkning .	22
3. Dynamiske modeller for eksportmarkedet	25
3.1 Modell med lag i relative priser i etterspørselsfunksjonen .	26
3.2 Markedsmodell med gradvis tilpasning	27
3.3 Modell med etterspørselsorientert bestemmelse av eksport- volumet	30
3.4 Tilbudsorienterte modeller	31
3.5 Modell med skift i etterspørselskurven	32
4. Datamaterialet	36
4.1 Data for Norge	36
4.2 Data for utlandet	37
5. Estimeringsresultater	49
5.1 Innledning og oppsummering av uttestede modellvarianter	49
5.2 Modell Ia: Lag i relative priser i etterspørselsfunksjonen	50
5.3 Modell Ib: Lagget eksportvolum	51
5.4 Modell Ic: Skift i etterspørselsfunksjonen	55
5.5 Tilbudsorienterte modeller	59
5.6 Markedsmodellen	64
6. Implementerte relasjoner	68
6.1 De enkelte relasjonene	68
6.2 Virkningsberegninger på eksportvolummodellen	84
Vedlegg Nærmere om etterspørselssiden	89
Referanser	94
Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå (RAPP)	97

1. INNLEDNING

Behandlingen av tilpasningen på eksportmarkedet har tradisjonelt vært svært enkel i norske makroøkonomiske modeller. Både i MODIS, som har vært og fortsatt er det sentrale modellverktøyet for makroøkonomiske analyser på kort og mellomlang sikt, og i MSG, som brukes til å studere mer langsiktige problemstillinger, blir eksporten av varer og tjenester i hovedsak fastlagt eksogent.¹⁾ Det samme er tilfellet i grunnversjonen av modellen MODAG, som er en tilnærmet aggregert utgave av MODIS og dermed like "åpen" som denne når det gjelder fastlegging av eksporten (se Cappelen, Garaas og Longva (1981)). Et viktig formål med utviklingen av MODAG-modellen og tilknytningen til datasystemet TROLL, var imidlertid at denne modellrammen ville gjøre det mulig å eksperimentere med nye relasjoner og dermed endogenisere grupper av variable som fastlegges eksogent i MODIS. Som et naturlig ledd i en videreutvikling av modellapparatet for økonomisk analyse ble det derfor våren 1983 i Statistisk Sentralbyrå konstruert en ny og utvidet MODAG-versjon, kalt MODAG A. MODAG A er mer "lukket" enn MODAG ved at nye sammenhenger i økonomien er inkludert i modellstrukturen.²⁾ MODAG A omfatter blant annet en delmodell for eksport, der eksportvolumet av norske industriprodukter blir bestemt som funksjoner av relative priser og utviklingen i de respektive eksportmarkedene. De viktigste andre nye elementene i den nåværende utgaven av MODAG A, er en importandelsmodell (se Stølen (1983)), relasjoner for arbeidskraftproduktivitet (se Cappelen (1983)), reviderte prisrelasjoner (se Cappelen (1985)) og investeringsrelasjoner (se Bergan, Cappelen og Jensen (1985)).

Denne rapporten dokumenterer arbeidet med å utforme og estimere eksportrelasjoner til MODAG A. Det er nå innført eksportrelasjoner for 10 av MODAGs 44 varer samt utlendingers konsum i Norge. I 1983 utgjorde den modellbestemte eksporten 31 prosent av Norges samlede eksport (se tabell 1.1). Dette relativt lave tallet må ses på bakgrunn av at eksport knyttet til oljevirkosomhet og utenriks sjøfart, som vi ikke har forsøkt å modellere, samlet utgjorde vel 55 prosent av eksporten dette året.

Som nevnt er det eksportvolumene som blir bestemt av de estimerte eksportrelasjonene, og en viktig forklaringsfaktor i disse funksjonene er prisen på norsk eksport i forhold til en indeks for prisen på konkurrer-

-
- 1) For enkelte varer med eksogen produksjon blir eksporten residualt bestemt som differansen mellom total tilgang og innenlandsk etterspørsel.
 - 2) En samlet oversikt over modellstrukturen i MODAG A er gitt i Cappelen og Longva (1984) og Bergan og Cappelen (1985).

Tabell 1.1 Eksport

Varer ¹⁾	Millioner kroner			Andeler i prosent		
	1962	1972	1983	1962	1972	1983
11 Jordbruksprodukter.....	156,9	188,7	489,6	1,1	0,5	0,2
12 Skogbruksprodukter.....	29,5	23,7	110,0	0,2	0,1	0,1
13 Fisk.....	214,5	111,9	935,0	1,4	0,3	0,5
32 Kull.....	11,7	6,8	3,9	0,1	0,0	0,0
33 Andre bergverksprodukter...	232,8	556,9	1246,8	1,6	1,4	0,7
16* Næringsmidler.....	1164,2	2956,8	8403,3	7,8	7,4	4,5
17* Drikkevarer og tobakk.....	9,5	39,5	195,3	0,1	0,1	0,1
18* Tekstil og bekledningsvarer	187,6	556,0	1129,5	1,3	1,4	0,6
26* Trevarer.....	76,2	361,0	988,6	0,5	0,9	0,5
34* Treforedlingsprodukter.....	1191,7	1968,3	5157,1	8,0	4,9	2,8
37* Kjemiske råvarer.....	523,6	1166,9	5276,6	3,5	2,4	2,8
41 Bensin.....	49,4	91,3	1642,1	0,3	0,2	0,9
42 Fyringsolje ol.....	167,3	246,1	3513,3	1,1	0,6	1,9
27* Kjemiske og min. produkter.	243,5	1168,8	4689,5	1,6	2,9	2,5
43* Metaller.....	1706,0	5201,1	15104,7	11,4	13,0	8,2
45* Verkstedsprodukter.....	605,3	2840,0	10147,7	4,1	7,1	5,5
50 Skip og oljeplattformer....	141,7	1774,3	3232,5	0,9	4,4	1,7
28* Grafiske produkter.....	14,1	33,1	113,0	0,1	0,1	0,1
71 Elektrisitet.....	10,2	111,7	743,4	0,1	0,3	0,4
55 Bygg og anlegg.....	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
81 Varehandel.....	429,3	1233,9	5970,3	2,9	3,1	3,2
66 Råolje.....	0,0	243,7	40995,2	0,0	0,6	22,1
67 Naturgass.....	0,0	0,0	22808,3	0,0	0,0	12,3
68 Oljeboring.....	0,0	0,0	2459,0	0,0	0,0	1,3
69 Rørtransport.....	0,0	0,0	2913,0	0,0	0,0	1,6
60 Utenriks sjøfart.....	6430,0	14175,0	29023,7	43,0	35,4	15,7
74 Transporttjenester innenl..	339,4	838,9	4168,3	2,3	2,1	2,3
82 Bank og forsikringstj.....	20,3	50,7	204,0	0,1	0,1	0,1
83 Boligtjenester.....	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
79 Reparasjon av kjøretøy mv..	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
84 Annen privat tjenesteyting.	45,8	255,9	757,3	0,3	0,6	0,4
91 Offentlig administrasjon...	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
92 Forsvar.....	127,0	48,7	432,6	0,9	0,1	0,2
93 Undervisning og forskning..	2,7	5,2	0,6	0,0	0,0	0,0
94 Helsetjenester mv.....	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
95 Annen off. tjenesteyting...	7,1	34,3	66,0	0,0	0,1	0,0
00 Matvarer.....	0,9	12,2	38,2	0,0	0,0	0,0
01 Råvarer.....	0,5	1,6	4,0	0,0	0,0	0,0
02 Industrielle ferdigvarer...	13,4	3,6	351,2	0,1	0,2	0,2
05 Skipsfartens driftsutg. ute	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
06 Oljeutvinning, div. eksport	0,0	0,0	651,0	0,0	0,0	0,4
19 Annen ikke-konk. import....	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Fordelingsvarer.....	23,0	22,0	25,9	0,2	0,1	0,0
70* Utlendingers konsum i Norge	480,5	1477,0	5258,6	3,2	3,7	2,8
Brukt realkapital.....	285,4	2249,4	5938,3	1,9	5,6	3,2
Endogen eksport i alt.....	6202,2	17768,5	56463,9	41,5	44,4	30,5
Eksport i alt.....	14941,0	40055,0	185187,0	100,0	100,0	100,0

1) Det er laget eksportrelasjoner for de postene som er merket *.

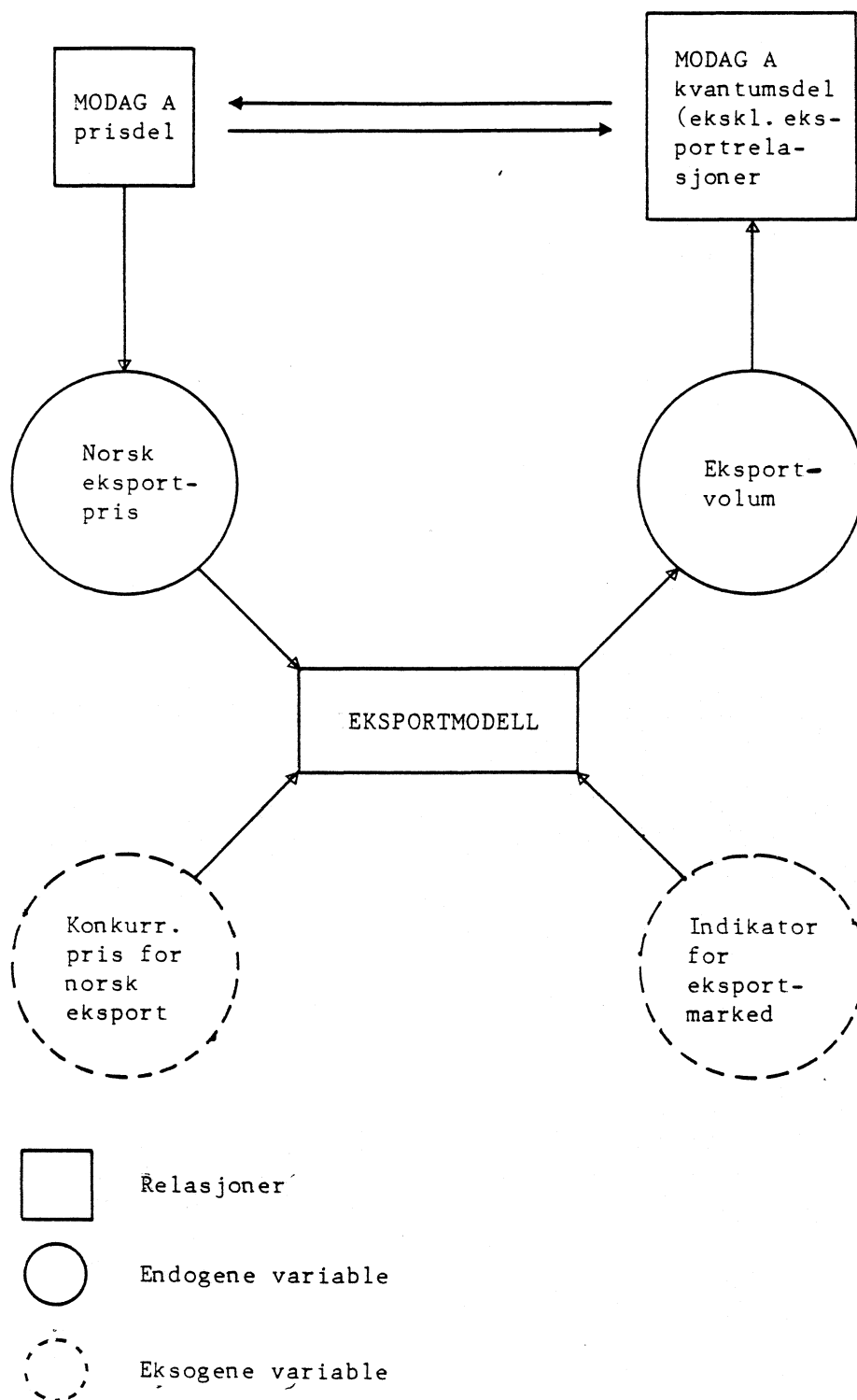
ende varer. Men også eksportprisene er endogene variable i MODAG A; de blir bestemt ved et sett av prisrelasjoner (jfr. Cappelen (1985)). Denne forbindelsen representerer et simultant element i modellen, og fra et teoretisk synspunkt burde derfor strengt tatt relasjonene for henholdsvis eksportvolum og eksportpriser vært spesifert og estimert i sammenheng. I den nåværende modellversjonen er imidlertid de to delblokkene estimert hver for seg. Selv om formuleringen av eksportprisrelasjonene ikke er noe hovedtema i denne rapporten, er det likevel naturlig å trekke enkelte "tråder" fra denne blokken til eksportvolummodellen.

En enkel framstilling av eksportvolumblokken og samspillet mellom denne og resten av modellen er gitt i figur 1.1. Formelt sett er MODAG A en simultan modell i priser og kvantumsstørrelser. Det er likevel vanlig å dele modellen inn i henholdsvis en prisdelt og en kvantumsdel, slik som i figur 1.1, blant annet på bakgrunn av at tilbakevirkningene fra kvantumsrelasjonene til prisrelasjonene i modellen er forholdsvis svake.¹⁾ For gitte verdier på konkurranseprisen for norsk eksport og indikatoren på eksportmarkedets størrelse - begge eksogene variable i MODAG A - avhenger eksportvolumene kun av de respektive norske eksportprisene som blir bestemt i prisdelen. For flere viktige eksportvarer er eksportprisen nært knyttet til den tilhørende konkurranseprisen. I tillegg opptrer variable enhetskostnader som forklaringsfaktor. Eksportvolumet av de ulike varer og tjenester inngår i kvantumsdelen av modellen og er med på å bestemme aktivitetsnivået i produksjonssektorene. For eksportpriser, som er avhengige av variable enhetskostnader, er det en viss tilbakevirkning fra kvantumsdelen til prisene.

Figur 1.1, og spesielt de variablene som inngår i eksportmodellen (relativ pris for norsk eksport og størrelsen på eksportmarkedet), indikerer at eksportvolumene i MODAG A må oppfattes som etterspørselsbestemte. En slik spesifisering er trolig utilfredstillende for enkelte varegrupper, f.eks typiske stapelvarer, hvor lønnsomhet, produksjonskapasitet og andre forhold på tilbudssiden kan være av sentral betydning for tilpasningen. Underveis i arbeidet med eksportrelasjoner er det også eksperimentert med modellvarianter som trekker inn tilbyderatferd. Resultatene fra estimeringen av disse modellene blir også rapportert i det følgende, men generelt falt disse tilbudsvariantene klart dårligere ut enn de etterspørselsdominerte modellene.

1) De viktigste tilbakevirkningene fra kvantumsdelen i MODAG A er at variable enhetskostnader i mange av sektorene varierer med produksjonsnivået og at kapasitetsutnyttningen inngår som forklaringsfaktor i en del av prislikningene.

Figur 1.1: Skisse av eksportvolummodellen i MODAG A



Opplegget for den resterende delen av denne rapporten er som følger: I neste avsnitt vil vi kort drøfte ulike måter å behandle eksporttilpasning på i makroøkonomiske modeller. Et hovedpoeng med dette avsnittet er å belyse og redegjøre for de forutsetningene eller forenklingene som ligger bak de modellspesifikasjonene som faktisk blir stilt opp og

estimert. Avsnitt 3 inneholder en drøfting av ulike former for tregheter i tilpasningen i eksportmarkedet. I avsnitt 4 beskrives datamaterialet som er benyttet i beregningene, mens de empiriske resultatene for de ulike modellene som er testet ut blir presentert og drøftet i avsnitt 5. Avslutningsvis vil vi i avsnitt 6 se nærmere på de eksportrelasjonene som faktisk er implementert i MODAG A.

2. TEORIER FOR EKSPORTTILPASNING

2.1 Den klassiske handelsteorien

Et naturlig utgangspunkt for en drøfting av ulike opplegg for modellering av utenrikshandelen, er den klassiske teorien for internasjonal handel og komparative fortrinn. I sin opprinnelige form - dvs. slik den ble formulert av David Ricardo - var denne teorien basert på svært spesielle forutsetninger om produksjonstekniske forhold i landene. Senere er teorien generalisert og tilpasset en moderne generell likevektsramme, i første rekke gjennom innsatsen til økonomene Eli Heckscher, Bertil Ohlin og Paul A. Samuelson.¹⁾ Den såkalte Heckscher-Ohlin-teorien illustrerer hvordan et enkelt land normalt vil ha fordel av å handle med andre land ved å konsentrere seg om produksjonen av varer som det har komparative fortrinn i å framstille.

Innenfor denne teorien er det tilgangen på produksjonsressurser som "styrer" utviklingen i handelsmønsteret og næringsstrukturen i et land. Et par viktige poenger bør imidlertid framheves i denne forbindelse. For det første må Heckscher-Ohlin-teorien tolkes som en langsiktig modell for internasjonal handel. Dette understrekes blant annet ved at innsatsfaktorene forutsettes fullt mobile mellom innenlandske sektorer og ved at produktfunksjonene antas å være av pari-passu karakter. En konsekvens av dette er at teorien leder til utpreget spesialisering i produksjonsstrukturen, fordi det i en likevektssituasjon normalt ikke vil være flere næringer som kan drive (akkurat) lønnsomt enn antallet primære produksjonsfaktorer som landet disponerer over. I et kortere tidsperspektiv - f.eks. perioder på 1-6 år som er det tidsintervallet MODAG A er tenkt å dekke - er det grunn til å regne med at produksjonsutstyret i betydelig grad er

1) Sentrale referanser er her Heckscher (1919), Ohlin (1933) og Samuelson (1953).

næringsspesifikt, spesialtilpasset bestemte typer anvendelser.¹⁾ Innenfor denne tidshorisonten kan det følgelig være grunn til å regne med avtakende skalautbytte i de ulike produksjonsvirksomhetene i et land, som følge av at produsentene ikke fritt kan tilpasse beholdningene av realkapital. Dette har betydning for beskrivelsen av produksjonsatferd og eksporttilpasning. Under forutsetning om prisfast kvantumstilpasning vil tilbudskurven være stigende, og ved å tilpasse produksjonsskalaen vil det være rom for (lønnsom) produksjon av et bredere spekter av varer enn i den langsiktige utgaven av modellen.

Et annet forhold som bør understrekes i tilknytning til den klassiske handelsteorien er at det er en modell for internasjonal handel, hvor tilpasningen for flere (i prinsippet alle) land ses i sammenheng. Innenfor denne modellrammen er det rent formelt ingen prinsipiell forskjell på "små" og "store" økonomier utover de ulikhetene som finnes i ressursgrunnlaget og eventuelt produksjonsteknologi og preferansestruktur. Når analysen begrenses til å omfatte ett enkelt lands tilpasning av utenriks-handelen blir derimot spørsmålet om "størrelsen" på landets økonomi relevant blant annet for spørsmålet om hvordan en skal behandle etterspørselen fra utlandet.

En grunnleggende forutsetning i teorien om komparative fortrinn er at det kan spesifiseres et sett med homogene varer eller varegrupper, som i prinsippet kan produseres og konsumeres i alle land. I denne modellen blir det derfor meningsløst å snakke om en spesifikk etterspørsel rettet mot produkter fra ett bestemt land; for alle varer gjelder at det er den samlede etterspørselen og det samlede tilbudet som er avgjørende for prisdannelsen og dermed ressursallokeringen i de ulike landene.

2.2 Eksporttilpasning for et lite land

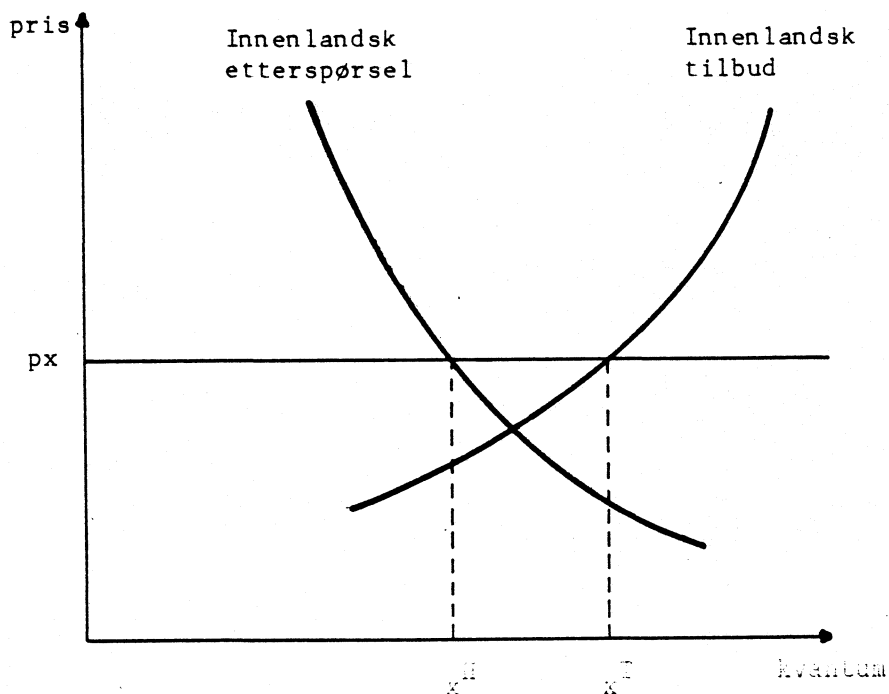
Begge de to sidene ved den klassiske handelsteorien som ble nevnt ovenfor - dvs. tolkningen av teorien som en langsiktig modell for internasjonal handel - illustrerer at denne teorien ikke kan anvendes direkte ved modellering av kortsiktig eksporttilpasning for et enkelt, lite land

1) Den opprinnelige utgaven av teorien om komparative fortrinn, slik den ble formulert bl.a. av David Ricardo og Jacob Viner, var (implisitt) basert på sektorspesifikk realkapital. Den kortsiktige varianten av handelsteorien kalles følgelig ofte for Ricardo-Viner modellen (jfr. f.eks. Norman (1983)).

som Norge. En modellspesifikasjon som har vært mye brukt for dette formålet, spesielt i teoretiske studier, bygger på forutsetningen om en såkalt "liten, åpen økonomi", i det følgende forkortet SOE-modell (Small Open Economy) (se for eksempel Hansen (1955), Rødseth (1979) og Norman (1983)). En slik økonomi defineres gjerne som et land hvor aktørene opptrer som om handlingene deres ikke påvirker internasjonale markedsforhold, deriblant priser. Hypotesen formaliseres derfor ved å anta at landet står overfor gitte priser på verdensmarkedet. Også i en slik modell ligger det implisitt en grunnleggende forutsetning om at de aktuelle handelsvarene er homogene, og modellen bygger på dette punktet på den samme antakelsen som Heckscher-Ohlin-teorien. Etterspørrerne oppfatter altså leveranser av en vare fra ulike land som identiske, og tilbydere og etterspørrere i en "liten, åpen økonomi-modell" har ingen annen mulighet enn å opptre som prisfaste kvantumstilpassere. Mens den klassiske handelsteorien er basert på pari-passu produktfunksjoner og derfor inneholder et "knivseggproblem" for lønnsomhet i sektorene, spesifiseres det imidlertid vanligvis stigende tilbudskurver i en SOE-modell. En tolkning av dette kan som nevnt være at modellen er ment å beskrive tilpasningen innenfor en tidshorisont hvor kapitalen kan antas å være sektorspesifikk. Markedstilpasningen for en eksportvare i en SOE-modell er illustrert i figur 2.1, hvor vi også har tegnet inn en kurve som angir den innenlandske etterspørselen etter varen.

Til den gitte eksportprisen p_x følger det et innenlandsk tilbud x^T og en innenlandsk etterspørsel x^H . Eksportvolumet blir bestemt residualt

Figur 2.1: Markedstilpasning til gitt verdensmarkedspris



som $x = x^T - x^H$. For en liten, åpen økonomi blir altså landets nettoeksport av hver vare (som kan være positiv eller negativ) lik differansen mellom tilbudet og den innenlandske etterspørselen. Dersom denne modelltankegangen legges til grunn for modellering av eksportatferd i MODAG A, blir hovedoppgaven å estimere tilbudsfunksjoner for innenlandske produsenter, mens eksportprisene kan oppfattes som eksogene størrelser.

Under forutsetning av at produsentene opptrer som priskefaste kvantumstilpassere på eksportmarkedene leder som kjent profittmaksimering til tilbudsfunksjoner av typen:

$$(2.1) \quad x^T = g(px, w, q, K)$$

w og q angir prisene på henholdsvis arbeidskraft og vareinnsats mens K er realkapitalbeholdningen. (2.1) antas vanligvis å være homogen av grad null i prisene. Det at realkapitalen opptrer som en (eksogen) forklaringsfaktor understreker at (2.1) må tolkes som en kortsiktig tilbudsfunksjon; produsentene oppfatter på kort sikt kapitalmengden som gitt når de tilpasser produksjonen.

Det kan være verdt å knytte enkelte kommentarer til spesifikasjonen av kostnadskomponenter i (2.1). w og q er som nevnt priser pr. enhet innsats av henholdsvis arbeidskraft og vareinnsats. Som et alternativ til faktorpriser har enkelte andre forfattere, deriblant Browne (1982), valgt kostnader pr. produsert enhet til å ivareta virkningen av variable kostnader på eksporttilbudet. Mer presist postuleres en tilbudsfunksjon av følgende type:

$$(2.1a) \quad x^T = g(px, uc, K)$$

hvor uc er variable kostnader pr. produsert enhet. Variable enhetskostnader er imidlertid åpenbart endogene variabler innenfor det modellopplegget vi ser på her. I tillegg til å være avhengige av faktorprisene og kapitalbeholdningen vil de variere med produksjonsskalaen. Spesielt for varer hvor en betydelig andel leveres til eksportmarkedet vil det derfor ved anvendelse av variable enhetskostnader som forklaringsvariabel være en simultanitetssammenheng mellom venstre- og høyresiden i eksporttilbudsrelasjonen. Både fra et teoretisk økonomisk og et økonometrisk synspunkt er det derfor

bedre å la faktorpriser inngå direkte som kostnadskomponenter i eksporttilbudsfunksjonen.¹⁾

Relevansen av SOE-modellen som beskrivelse av eksportatferd avhenger trolig av hvilke produkter som studeres. Blant varer som det handles med over landegrensene er det vanlig å skille mellom to hovedtyper. På den ene siden har vi råvarer og typiske stapelvarer, dvs. lite bearbeidde produkter. På den andre siden finnes det en stor gruppe av mer bearbeidde handelsvarer, i første rekke industriprodukter. Det er vanlig å anta at "liten, åpen økonomi"-modellen er særlig relevant for lite bearbeidde varegrupper. Norge har en betydelig produksjon og eksport av en del typiske stapelvarer, fordi vi historisk har hatt komparative fortrinn i å framstille slike produkter. For visse metaller og kjemiske produkter er leveransene fra Norge til verdensmarkedet likevel såpass betydelige at det kan være rimelig å anta at den norske produksjonsaktiviteten til en viss grad påvirker den prisen som oppnås.²⁾ Dette reiser en viss tvil om gyldigheten til forutsetningene bak SOE-modellen anvendt på Norge, og selv for enkelte lite bearbeidde produkter kan det være grunn til å regne med en viss elastisitet i utenlandsetterspørselen.

For vareslag som har vært gjennom en betydelig foredlingsprosess, er det allerede i utgangspunktet grunn til å regne med at norske produsenter står overfor en fallende etterspørselskurve etter sine produkter i eksportmarkedet, i alle fall på kort sikt. Produsenter av bearbeidde industrivarer vil ofte ha konsentrert aktiviteten om spesielle produktvarianter, og for disse vareslagene kan norske næringer ha betydelige markedsandeler (helt opp til å være eneselgere av et spesielt produkt). I så fall vil virksomheten til norske leverandører påvirke prisene på disse produktene. Hvis denne beskrivelsen er tilnærmet korrekt for enkeltvarer, vil det også på et mer aggregert varenivå være rimelig å anta at "norsk produksjon" av et vareaggregat er "noe annet" enn "utenlandsk produksjon". For slike varegrupper er det rimelig å regne med en priselastisk etterspørselskurve på eksportmarkedet.

-
- 1) I prisrelasjonene i MODAG A inngår derimot variable enhetskostnader framfor faktorpriser. Dette kan begrunnes med at arbeidskraftproduktiviteten (som er den eneste variable faktoren det fokuseres på) er estimert til å være tilnærmet uavhengig av produksjonen ved høy kapasitetsutnyttelse, og at produsentene fastsetter prisene blant annet på grunnlag av variable kostnader, jfr. Cappelen (1985) for en nærmere redegjørelse.
 - 2) Eksempelvis utgjorde norsk produksjon av aluminium om lag 15 prosent av verdensmarkedet i begynnelsen av 80-årene, Elkem er verdens største produsent av ferrolegeringer, Norsk Hydro er Europas desidert største produsent av kunstgjødsel osv.

En generell modell for utenrikshandelen som bygger på slike resonnementer - og som leder fram til en fallende etterspørselskurve for et lands produkter - ble presentert av Armington (1969a, 1969b). Disse arbeidene har hatt stor betydning for empiriske analyser av handelsstrømmer i 1970-årene. Den grunnleggende forutsetningen i Armingtons modell er at varer produsert i ulike land oppfattes som heterogene produkter. Anvendt på Norge innebærer dette at import og innenlandsk produksjon av "en vare" ikke betraktes som identiske leveranser av innenlandske etterspørrere. Denne hypotesen er lagt til grunn ved modelleringen av importen i MODAG A, jfr. Stølen (1983). Videre oppfattes norsk eksport av utlandet som varer med spesielle egenskaper. Norsk og utenlandsk produksjon av "samme vare" oppfattes med andre ord som imperfekte substitutter av de ulike etterspørrerne. Armington-modellen er nærmere drøftet i Vedlegget, hvor vi også tar opp spørsmålet om hvordan en kan aggregere etterspørselen fra ulike mottakerland for norsk eksport.

Som en "alternativ hypotese" til SOE-modellen, kan det altså være grunnlag for å postulere en relasjon for samlet etterspørsel fra utlandet etter en norsk eksportvare. Følgende etterspørselsfunksjon - skrevet på generell form - er lagt til grunn i de eksportmodellene som postuleres i denne rapporten:

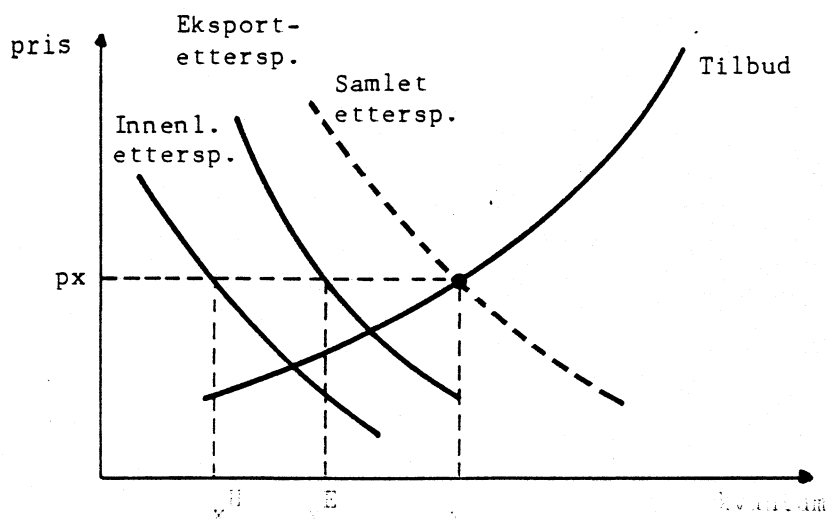
$$(2.2) \quad x^E = f\left(\frac{PX}{P}, R\right)$$

Her angir x^E etterspørselen fra utlandet etter vedkommende norske vare. P kan tolkes som en prisindeks for konkurrerende produkter i utlandet, mens R er en indikator for eksportmarkedets størrelse eller inntektsnivået i utlandet. Vi kommer tilbake til tolkningen av de to sistnevnte størrelsene i avsnitt 4.

Med en priselastisk utenlandsetterspørsel og en stigende tilbudskurve kan tilpasningen i eksportmarkedet beskrives grafisk som i figur 2.2.

I denne markedsmodellen med fallende eksportetterspørselskurve blir altså eksportvolumet bestemt simultant av tilbudssiden, eksportetterspørselen og etterspørselen innenlands. Ovenfor har vi argumentert for at det for flere norske eksportvarer i et forholdsvis kortsiktig tidsperspektiv kan være grunn til å regne med en priselastisk eksportetterspørsel. Som nevnt innledningsvis er det aller meste av det empiriske arbeidet som dokumenteres i denne rapporten basert på dette. Med dette betyr selvfølgelig ikke at en uten videre kan neglisjere andre aktørers opptreden i markedet. I prinsippet bør en ta hensyn til både hjemme-

Figur 2.2: Skisse av markedslikevekt for en eksportvare



markedet og tilbydernes atferd når en analyserer eksportetterspørselen. I senere avsnitt kommer vi tilbake til i hvilken grad og på hvilken måte vi har forsøkt å ta hensyn til dette samspillet i arbeidet med eksportmarkedet i MODAG-modellen.

I drøftingen ovenfor har vi framstilt SOE-modellen og en markedsmodell med en fallende etterspørselskurve for utlandet som to alternative spesifikasjoner for eksportmarkedet.¹⁾ Vi har vært inne på at dette kan være en rimelig oppfatning, for eksempel ved at homogenitetsforutsetningen som SOE-modellen bygger på i utgangspunktet kan være lettere å godta for råvarer enn for bearbeidde industriprodukter. Men "motsetningsforholdet" mellom de to modellvariantene kan også i en viss grad bare være tilsynelatende. Det vi har i tankene er at tidsperspektivet som de to modellene er egnet til å analysere, kan være forskjellig. Generelt er det vanlig å anta at etterspørselen er mindre følsom for prisendringer på kort sikt - f.eks. 1 år - enn på noe lengre sikt - eksempelvis 3-4 år. På riktig lang sikt kan etterspørselen fra utlandet selv for en typisk merkevare antas å være uendelig elastisk, fordi eventuelle forskjeller i pris og kvalitet mellom produkter fra ulike land vil kunne forsvinne over tid, for eksempel ved at nye produsenter etablerer seg i markedet. På grunn av tregheter i tilpasningen kan altså en fallende etterspørselskurve være relevant på kort og mellomlang sikt, mens forutsetningen om en gitt eksportpris på verdensmar-

1) Rent formelt framtrer SOE-modellen som et spesialtilfelle av strukturen i figur 2.2, nemlig som det tilfellet hvor eksportetterspørselen er uendelig elastisk.

kedet kan være mer aktuell ved langsiktige analyser. Vi har imidlertid valgt å utsette drøftingen av dynamiske modeller til avsnitt 3.

Hittil har beskrivelsen av eksporttilpasningen vært basert på at den finner sted i et såkalt frikonkurransemarked, hvor alle aktører opptrer som prisfaste kvantumstilpassere. Med fallende etterspørselskurver kan dette være en rimelig beskrivelse av markedsformen hvis det er mange produsenter av den aktuelle varen, som hver for seg ikke har avgjørende innflytelse på markedstilpasningen. For en del norske sektorer kan det imidlertid være grunn til å stille spørsmålstegn ved om denne forutsetningen er oppfylt. Flere av de utekonkurrerende næringene i Norge består av et forholdsvis lite antall, store bedrifter (metallindustri, kjemisk råvareindustri, treforedlingsindustri), og som nevnt foran har flere av disse næringene betydelige andeler av de samlede leveranser til verdensmarkedet. Dette kan i noen grad skyldes at bedriftene har spesialisert seg på enkelte varer eller produktkvaliteter nettopp for å oppnå en sterkere markedsposisjon eller for å utnytte stordriftsfordeler. Videre kan en observere at enkelte produkter selges til ulike priser på hjemmemarkedet og eksportmarkedet, og dessuten er det spesielt i eksportmarkedet ikke uvanlig med forholdsvis langsiktige leveringsavtaler. Slike forhold kan være indikasjoner på at det for enkelte næringer kan være grunn til å regne med ufullkommen konkurranse og ulike former for elastisitetspåvirket tilpasning i eksportmarkedet. Igjen vil imidlertid tidsperspektivet være av vesentlig betydning for hva slags atferd det er rimelig å anta gjør seg gjeldende. På kort sikt vil enkelte næringer (selv i et "lite" land) kunne utnytte spesielle markedsposisjoner. På lengre sikt vil imidlertid høye fortjenester i et "monopolisert marked" kunne gjøre det fristende for andre å etablere seg i markedet og dermed bidra til økt konkurranse.

I situasjoner med ufullkommen konkurranse er det i regelen meningsløst å snakke om tilbudsfunksjoner for produsentene. I stedet kan en ofte utlede prissettingsfunksjoner for produsentene, der prisen på varen avhenger av forhold både på tilbuds- og etterspørselssiden og eventuelt også av pris eller kvantum tilbudt av andre produsenter. Dersom en estimerer en slik prissettingsrelasjon, vil den sammen med etterspørselsfunksjonen simultant bestemme pris og omsatt kvantum. Når en ser på de prisrelasjonene som faktisk er implementert i MODAG A, er det for de fleste varenes vedkommende rimelig å tolke disse som utledet av en modell med ufullkommen konkurranse. Vi kommer tilbake til dette i neste avsnitt.

2.3 Behandling av eksporttilpasning innenfor en empirisk, makroøkonomisk modell

Et hovedsynspunkt i foregående avsnitt er at det fra et teoretisk synspunkt er ønskelig å bygge opp modellen ved først å spesifisere atferdsrelasjoner for henholdsvis tilbuds- og etterspørselssiden og deretter la eksportvolum og -pris bli simultant bestemt av samspillet mellom tilbud og etterspørsel. Ved bygging av økonometriske modeller er det imidlertid sjelden at denne prosedyren følges strengt (se for eksempel Winters (1981) og den nyttige oversikten i Basevi (1973)). En vanlig framgangsmåte er å anta at pris og kvantum bestemmes rekursivt ved at en først spesifiserer en eksportprisrelasjon som tolkes å uttrykke tilbyderatferden til produsentene. Gitt eksportprisen bestemmes deretter eksportvolumet av en etterspørselsfunksjon etter eksportvarer. Både pris- og etterspørselsrelasjonene har imidlertid i mange empiriske eksportmodeller en hybrid karakter, ved at variable som representerer etterspørselspress, kapasitetsutnyttning, lønnsomhet og institusjonelle forhold trekkes inn som forklaringsfaktorer på en måte som ikke enkelt lar seg begrunne ut fra økonomisk teori. I noen grad kan dette også sies å gjelde de pris- og volumrelasjonene for eksport som er implementert i MODAG A-modellen. I dette avsnittet skal vi komme nærmere inn på en del overveielser av teoretisk og praktisk art som ligger til grunn for formuleringen av eksportmodellen i MODAG A.

Det forholdet at de estimerte eksportrelasjonene skal innarbeides i en operasjonell modell setter klare grenser for hvordan tilpasningen kan spesifiseres. At MODAG A skal brukes til å gi anslag på utviklingen framover, har dessuten medført at vi har forsøkt å begrense antallet variabler i eksportmodellen. Som forklaringsfaktorer har vi derfor valgt enten variabler som eksisterer i modellen fra før, eller størrelser som det er relativt lett å få tilgang til prognoser for.

Eksporten er i MODAG A spesifisert etter vare (egentlig grupper av varer og tjenester). I alt er det 44 varer i modellen hvorav 7 er ikkekonkurrerende importvarer. De 10 varene som vi har estimert eksportrelasjoner for, leveres i MODAG A fra innenlandske produksjonssektorer. Selv om det generelt er flervareproduksjon i produksjonssektorene i modellen, går det fram av tabell 2.1 at hver vare hovedsakelig blir produsert i én sektor, kalt hovedleverandøren. Tabellen viser også at produksjonen av hovedvarer er helt dominerende i de fleste sektorene. Som en rimelig tilnærming kan vi derfor forutsette en vareproduksjon ved modelleringen av tilbudssiden i modellen.

Tabell 2.1 Nøkkeltall i 1983 for varer det er laget eksportrelasjoner for
 Millioner kroner. Basisverdi.
 Andeler i prosent.

	A	B	C	D	E	F
	Innenlandsk produksjon	Eksport	Import	Eksport andel B/A*100	Andel av prod. fra hovedlev.	Varens andel av hovedlev. produksjon
16 Næringsmidler.....	40100	7739	2678	19.3	99.5	95.1
17 Drikkevarer og tobakk..	2367	195	516	8.3	99.7	93.5
18 Tekstil og bekl.varer..	3865	1095	8324	28.3	94.1	90.9
26 Trevarer.....	12476	934	3363	7.5	98.9	90.2
27 Kjemiske og min. prod..	16398	4584	15890	30.0	87.3	87.2
28 Grafiske produkter.....	11424	112	1012	1.0	99.4	96.0
34 Treforedlingsprodukter.	9866	4832	2258	49.0	97.2	93.4
37 Kjemiske råvarer.....	8648	5233	4807	60.5	97.0	86.9
43 Metaller.....	16848	14995	6514	89.0	96.3	90.7
45 Verkstedsprodukter.....	37670	9791	31441	26.0	72.2	91.5

Det framgår videre av tabell 2.1 at betydningen av eksportmarkedet i den totale omsetningen er sterkt varierende mellom de ulike varene. Mens varer som Metaller og Kjemiske råvarer i hovedsak eksportereres, utgjør eksporten bare en liten del av den innenlandske produksjonen av, for eksempel, Grafiske produkter.

Når det gjelder den konkrete spesifikasjonen av eksporttilpasningen i MODAG A har vi som tidligere nevnt testet ut flere modellvarianter. Fra et teoretisk synspunkt framholdt vi i forrige avsnitt "liten, åpen økonomi" modellen som et naturlig alternativ for en del varegrupper. Hvis forutsetningene bak denne modellen holder, kreves det at vi estimerer en tilbudsfunksjon av typen (2.1) for å fastlegge eksporten av varen. Som grunnlag for konstruksjon av empiriske modeller har imidlertid SOE-modellen flere problematiske trekk. For det første innebærer teorien at et land enten vil være nettoeksportør eller nettoimportør av en vare. Den kan derfor ikke forklare at både eksport og import kan finne sted samtidig, noe som er en vanlig observasjon på det aggregeringsnivået som en vanligvis bygger makromodeller. Under forutsetningen om homogene varer blir en derfor i praksis tvunget til å legge på antakelser om markedsimperfeksjoner, kostnader ved endring av priser og kvanta eller andre forhold som kan skape tregheter i tilpasningen for å kunne forklare den utviklingen som faktisk observeres.

For det andre innebærer forutsetningen om varehomogenitet i SOE-modellen at det bare vil være en pris på hver vare. Også dette er sjelden tilfelle når en sammenholder med faktiske observasjoner, f.eks. de oppgavene som registreres i nasjonalregnskapet. Dette kan igjen være et resultat av aggregering, men også av at de prisene som brukes er nasjonal-

regnskapets prisindekser og ikke faktiske varepriser som oppnås mellom kjøper og selger på ethvert tidspunkt. Ordreproduksjon og bruk av lang-siktige kontrakter kan føre til at de prisene vi observerer skiller seg fra de faktiske verdensmarkedsprisene. Selv om en tror at viktige norske eksportvarer "egentlig" er homogene varer og at norske produsenter er små på verdensmarkedet, kan derfor egenskapene ved det datamaterialet vi bruker gjøre det vanskelig å forklare utviklingen ut fra "liten åpen økonomi"-modellen.

Innføring av separate, priselastiske etterspørselsfunksjoner for norsk eksport er én "løsning" på de to problematiske sidene ved SOE-modellen som er nevnt ovenfor; norsk produksjon av en vare blir pr. definisjon "noe annet" enn det som importeres, og følgelig kan også prisene på norsk eksport avvike fra tilsvarende priser på verdensmarkedet. En tredje empirisk observasjon "rammer" imidlertid både SOE-modellen og den markedsmodellen som er beskrevet i figur 2.2, så lenge aktørene i markedet forutsettes å opptre som prisfaste kvantumstilpassere. Det framgår av tabell 2.1 at for alle industrivarene blir en vesenlig del av den innenlandske produksjonen levert til hjemmemarkedet. Samtidig er de prisene produsentene oppnår i mange tilfelle forskjellige for leveranser til henholdsvis eksport- og hjemmemarkedet. Det har vært gjort flere forsøk på å begrunne teoretisk hvorfor det kan observeres ulike priser for eksport- og hjemmemarkedet. En mulighet er at de bedriftene som utgjør en produksjonssektor er tilnærmet spesialiserte i leveranser til enten hjemmemarkedet eller eksportmarkedet, eller at de varene som leveres til eksport i realiteten er andre varer enn de som leveres til hjemmemarkedet. Dette bringer oss imidlertid ikke noe nærmere en løsning på modelleringsproblemet fordi de variablene vi har opplysninger om på tilbudssiden (for eksempel innsatsfaktorpriser og -bruk og kapasitetsutnyttning) er knyttet til den samlede produksjonen i sektoren. Bergman (1983) bygger på at det er reelle kostnader for produsentene forbundet med å flytte produksjonen fra det ene markedet til det andre. Formelt innebærer også dette at eksportleveranser og leveranser til hjemmemarkedet representerer ulike varer, og et separat eksporttilbud framkommer som et resultat av produsentenes profittmaksimeringsatferd. Den vanligste forklaringen på det observerte fenomenet om ulike priser på de to markedene består imidlertid i å oppgi forutsetningen om prisfast kvantumstilpasning på tilbudssiden og istedet bygge på en form for elasticitetspåvirket atferd. Det er velkjent fra elementær produksjonsteori at for eksempel en monopolist kan ha fordel av å drive prisdiskriminering på ulike markeder.

Selv om det er utilfredstillende - som det tydelig går fram av

tabell 2.1 - vil vi ved framstillingen av eksportvolummodellen i MODAG A resonnere som om bedriftene opptrer som prisfaste kvantumstilpassere og bare leverer til eksportmarkedet. Når det gjelder de prisrelasjonene som er implementert i MODAG A, understreker derimot Cappelen (1985) at disse bør tolkes å være avledet fra en form for elastisitetspåvirket tilpasning. Siden det vi faktisk ender opp med å legge inn i modellen er rene etterspørselsrelasjoner for norsk eksport, er imidlertid pris- og volumrelasjonene internt konsistente innenfor MODAG A.

2.4 Eksportmarkedet i MODAG A-modellen. Et forsøk på tolkning

Etter denne teoretiske drøftingen av eksporttilpasning og ulike problemer som må tas hensyn til ved modelleringen, kan det være nyttig å se litt nærmere på hvordan eksportmarkedet i MODAG A faktisk er utformet og drøfte hvordan de spesifikasjonene vi har valgt kan tolkes ut fra teoridrøftingen. På generell form kan eksportvolummodellen som nevnt beskrives ved følgende relasjon:

$$(2.3) \quad x = f\left(\frac{px}{p}, R\right)$$

x angir her realisert eksportvolum. Som vi skal komme tilbake til er det dynamiske varianter av denne relasjonen som faktisk er estimert og implementert i modellen.

I prislikningene i MODAG A blir eksportprisene forklart ved relasjonen:¹⁾

$$(2.4) \quad px = p_a(P, w, q, K, x)$$

(2.3) og (2.4) er estimert som separate blokker i arbeidet med MODAG A. (2.3) må som nevnt tolkes som en etterspørselsfunksjon mens formuleringen av (2.4) er mer ad hoc-preget. Ved modelleringen av prislikningene er det lagt vekt på å trekke inn forklaringsvariable både fra tilbudssiden og

1) Også for prisrelasjonene er det forutsatt tregheter i reaksjonene, slik at det er dynamiske versjoner av (2.4) som er estimert og spesifisert i MODAG A.

etterspørselssiden. I (2.4) er eksportprisen knyttet til konkurranseprisen på utenlandsmarkedet, P , og "tilbudsvariablene" w , q , K og x .¹⁾ Den mest nærliggende tolkningen av prisrelasjonen (2.4) er at den er avledet av en form for elastisitetspåvirket atferd hos norske produsenter. Hvis vi som et yttertilfelle antar at produsentene opptrer samlet som en prisdiskriminerende monopolist, kan (2.4) tolkes å være ekvivalent med betingelsen om at grenseinntaket på eksportmarkedet skal være lik grensekostnadene i produksjonen.

Betydningen av de ulike forklaringsvariablene i (2.4) i de estimerte likningene, varierer rimeligvis fra vare til vare. "Kapasitetsvariablene" K og x opptrer bare i tre av de implementerte prisrelasjonene. Konkurranseprisen P inngår med stor tyngde for Kjemiske og mineralske produkter (27), Grafiske produkter (28), Kjemiske råvarer (37) og Metaller (43). Dette må anses som et rimelig resultat, i alle fall for de to sistnevnte varegruppene hvor produsentene trolig er utsatt for betydelig konkurranse fra utlandet. For de øvrige varene representerer variable enhetskostnader (w og q i (2.4)) den viktigste forklaringsfaktoren i eksportprisrelasjonene i MODAG A. Se Cappelen (1985) for en nærmere redegjørelse.

Under forutsetning om elastisitetspåvirket tilpasning hos produsentene kan (2.3) og (2.4) sies å representere en rimelig konsistent beskrivelse av tilpasningen på eksportmarkedet. Fra et økonometrisk synspunkt er det imidlertid med denne tolkningen en klar svakhet at eksportvolumrelasjonene og prisrelasjonene i MODAG A er estimert uavhengig av hverandre. Hvis for eksempel relasjon (2.4) antas å være avledet fra monopolatferd, framgår det av (2.3) at denne tilpasningsbetingelsen også inneholder egenskaper ved etterspørselsstrukturen; strengt tatt burde derfor (2.3) og (2.4) vært estimert som et simultant system med restriksjoner mellom parametrene i de to likningene.

Enkelte vil kunne reise innvendinger mot at norske produsenter har en elastisitetspåvirket atferd i eksportmarkedet. Tolkningen av eksporttilpasningen i MODAG slik den er beskrevet i (2.3) og (2.4) er mer problematisk under antagelse om prisfast kvantumstilpasning i dette markedet. Hvis virkningen av konkurranseprisen, P , i prisrelasjonen (2.4) hadde vært liten, kunne riktignok denne vært tolket som en tilbudsfunksjon. Konkurranseprisen viste seg imidlertid som nevnt å ha betydelig forklaringskraft

1) Strengt tatt er det variable enhetskostnader (funksjon av w , q , K og x) og kapasitetsutnyttning (funksjon av K og x) som er spesifisert som forklaringsvariable i prisrelasjonene.

i estimeringen av prisrelasjonene for flere av varegruppene.¹⁾

Avslutningsvis bør det understrekes at vi ved valget av eksportmarkedsmodell i MODAG A-modellen har lagt til grunn ulike kriterier. Både på volum- og prissiden har vi tatt utgangspunkt i teoretiske overveielser, men blant annet på bakgrunn av estimeringsresultatene fra de ulike modellvariantene har vi i flere tilfelle måttet renonsere på kravet til "ideal-løsning" og konsistens. Som allerede nevnt kan dette blant annet sies å være tilfelle for tilpasningen av eksportvolumene for utekonkurrerende næringer, som kanskje "ideelt sett" burde ha vært "tilbudsbestemt". For mange varers vedkommende er det problematisk å spesifisere en realistisk teoretisk strukturmodell for den tilpasningen vi her drøfter. Beskrivelsen av eksportmarkedet i MODAG A ((2.3) og (2.4)) er følgelig også i betydelig grad basert på skjønnsmessige vurderinger av hvordan vi tror tilpasningen av pris og volum foregår på kort og mellomlang sikt.

1) Et annet problem med en slik tolkning er at de estimerte prisrelasjonene i MODAG A gjennomgående er avtakende funksjoner av produksjonsskalaen som en følge av at de estimerte produktfunksjonene (relasjoner for arbeidskraftproduktivitet) viser tiltakende skalautbytte. Dette skaper problemer for hvordan man vanligvis antar likevekt etableres i et frikonkurransemarked.

3. DYNAMISKE MODELLER FOR EKSPORTMARKEDET

Mens vi i kapittel 2 i hovedsak begrenset oss til å diskutere statiske modeller for tilpasningen på eksportmarkedet, skal vi nå se på ulike måter å innføre dynamikk på i disse modellene. Framstillingen vil være knyttet til en serie av modeller som har vært utgangspunktet for det estimeringsarbeidet vi har foretatt. De enkelte modellene presenteres i avsnittene 3.1 til 3.5. I kapittel 5 vil vi, før presentasjonen av estimeringsresultatene, foreta en oppsummering av modellene og dele dem inn i tre ulike klasser etter tolkningen av hvordan eksportvolumet bestemmes.

I avsnitt i 2.1 ble modeller der etterspørselen fra utlandet rettet mot norske eksportbedrifter er en avtakende funksjon av prisen på norske eksportvarer og modeller der norske produsenter må tilpasse seg en gitt pris på verdensmarkedet, stilt opp som alternative hypoteser for eksportmarkedet. Det ble imidlertid understreket at spørsmålet om hvor priselastisk etterspørselen er, kan avhenge av tidsperspektivet. Vi skal se at innføringen av dynamiske elementer ofte leder til at etterspørselen blir mindre prisfølsom på kort enn på lang sikt. Som et yttertilfelle skal vi i avsnitt 3.5 studere en modell der norske produsenter på kort sikt står overfor en fallende etterspørselskurve fra utlandet, men hvor eksportprisen på lang sikt ikke kan avvike fra prisen på tilsvarende produkter på verdensmarkedet.

For å forenkle framstillingen av modellene skal vi nå innføre spesifiserte tilbuds- og etterspørselsfunksjoner. Vi har antatt at begge funksjonene kan skrives på log-lineær form på følgende måte:

$$(3.1) \quad x_t^E = A (px_t/P_t)^\alpha R_t^\beta, \quad \alpha < 0, \beta > 0$$

$$(3.2) \quad x_t^T = B (px_t/q_t)^a (w_t/q_t)^b K_t^c, \quad a, c > 0, b < 0, a + b > 0$$

Her er A , α , β , B , a , b og c parametre mens t betegner tidspunkt. En tiltalende egenskap ved de log-lineære formene er at koeffisientene kan tolkes som elastisiteter: Vi kan tolke α og β som henholdsvis pris- og markedselastisiteten for etterspørselen, mens a kan tolkes som en tilbudselastisitet for produsentene. I Vedlegget er etterspørselsfunksjonen (3.1) nærmere diskutert. Spesifikasjonen av tilbudsfunksjonen (3.2) impliserer at vi foreløpig begrenser oss til tilfellet med prisfast kvantumstilpasning hos produsentene. Som allerede nevnt er dette ikke forenlig med de prisrelasjonene som faktisk er implementert i MODAG A, men for flere av de modellene som skal presenteres, er dette uten betydning for de eksportvolumrelasjonene som er estimert. Vi kommer tilbake til dette i

kapittel 5.

Dersom vi i tillegg til relasjonene (3.1) og (3.2) innfører likevektsbetingelsen:

$$(3.3) \quad x_t = x_t^E = x_t^T,$$

har vi en statisk modell til bestemmelse av eksportpris og omsatt kvantum. I praksis er det imidlertid vanskelig å tenke seg slik øyeblikkelig tilpassning. Usikkerhet, kontraktsforhold og informasjons- og justeringskostnader gjør at vi må regne med at det tar tid for markedet å finne likevekten. Slike tidsforskyvninger kan innføres i modellen på flere måter og vi skal i det følgende se på noen alternativer.

3.1 Modell med lag i relative priser i etterspørselsfunksjonen

En vanlig måte å innføre dynamikk i modellen (3.1)-(3.3) på er å anta at det tar tid før en endring i høyresidevariablene i tilbuds- og/eller etterspørselsfunksjonen slår fullt ut på venstresidevariabelen i de respektive relasjonene. Dette formaliseres ofte ved at den aktuelle høyresidevariabelen opptrer med lag. Vi har sett på én slik modell hvor vi har forutsatt at relative priser inngår lagget i etterspørselsfunksjonen på følgende måte:

$$(3.4) \quad \ln x_t = A' + \sum_{i=0}^2 \alpha^i \ln(px_{t-i}/P_{t-i}) + \beta \ln R_t$$

Blant annet Artus og Sosa (1978) har funnet indikasjoner på at det kan ta relativt lang tid før endringer i relative priser slår ut i endringer i eksportvolumet. I (3.4) har vi begrenset analysen ved å regne med at det er relative priser høyst to perioder (år) tilbake i tid som er av betydning for eksportetterspørselen. Relasjonen innebærer derfor at det kan ta opptil to år fra en endring i relative priser finner sted til virkningen har slått fullt ut i eksportetterspørselen. Etterspørselen reagerer derimot umiddelbart på en endring i størrelsen på eksportmarkedet målt ved "inntektsvariabelen" R . Dette kan synes som en rimelig hypotese for markeder hvor eksportleveransene bare i liten grad er regulert av avtaler (selv på kort sikt), men hvor usikkerhet og mangelfull informasjon fører til at det tar tid før aktørene i markedet reagerer på endrede prisforhold. (3.4) gir sammen med (3.2) og (3.3) en dynamisk likevektsmodell til bestemmelse av eksportpris og -kvantum. Resultater fra estimeringen av eksportrelasjoner av typen (3.4) er gjengitt i avsnitt 5.2.

Koeffisienten α^0 i (3.4) måler den virkningen av en endring i relative priser som opptrer i løpet av den første perioden, og den kan følgelig kalles den kortsiktige priselastisiteten. Den langsiktige priselastisiteten blir $\alpha = \alpha^0 + \alpha^1 + \alpha^2$ og den gir den samlede virkningen på eksportetter-spørselen etter to år, dvs etter at effekten av prisendringen har slått fullt gjennom.

Den dynamiske spesifikasjonen (3.4) kan begrunnes ut fra en mekanisme for forventningsdannelse. La π_t betegne prisforholdet p_{x_t}/P_t , og anta at det er det forventede prisforholdet $\tilde{\pi}_t$ som inngår i etterspørselsfunksjonen (3.1). Hvis nå det forventede prisforholdet er en funksjon av den faktiske prisutviklingen, slik at:

$$(*) \quad \tilde{\pi}_t = \pi_t^{\varepsilon_0} \pi_{t-1}^{\varepsilon_1} \pi_{t-2}^{\varepsilon_2} \quad \text{der} \quad \varepsilon_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 = 1,$$

framkommer (3.4) ved å sette (*) inn i (3.1). I dette tilfellet er:

$$(**) \quad \alpha^0 = \alpha \varepsilon_0, \quad \alpha^1 = \alpha \varepsilon_1 \quad \text{og} \quad \alpha^2 = \alpha \varepsilon_2$$

3.2 Markedsmodell med gradvis tilpasning

Som et alternativ til å innføre tregheter direkte i funksjonsformene, kan en postulere tregheter i markedstilpasningen. Det betyr at vi forlater forutsetningen om at de realiserte verdiene for pris og kvantum til enhver tid er lik likevektsverdiene; vi går altså over til å studere ulikevektsmodeller. Felles for de modellene vi skal se på, er at de tar utgangspunkt i aggregerte tilbuds- og etterspørselsfunksjoner. I markeder med ulikevekt vil en imidlertid ofte finne at ulike bedrifter står overfor ulike former for rasjonering samtidig; noen bedrifter kan være rasjonerte fra etterspørselssiden mens det i andre bedrifter er forhold på tilbuds-siden som begrenser produksjonen. Et tilsvarende resonnement kan gjøres for etterspørselssiden i markedet. I en slik situasjon kan en få lite meningsfylte resultater ved å regne på aggregerte funksjoner. Et alternativ kan da være å starte analysen i mikro og forsøke å bygge aggregeringen til makrorelasjoner inn i teorien. Vi har ikke forfulgt denne ideen her, men en kan finne forsøk på anvendelse av slike modeller for eksportmarkedet i Batchelor (1977) og Muellbauer og Winter (1980).

En vanlig måte å innføre tregheter i markedet på, er å anta at de realiserte verdiene for pris og kvantum bare gradvis tilpasser seg de tilhørende likevektsverdiene. Tankegangen kan formaliseres ved følgende "partial adjustment" mekanisme:

$$(3.5) \quad \ln x_t - \ln x_{t-1} = \gamma (\ln x_t^* - \ln x_{t-1}), \quad 0 < \gamma < 1$$

$$\ln px_t - \ln px_{t-1} = \lambda (\ln px_t^* - \ln px_{t-1}), \quad 0 < \lambda < 1$$

Her betyr toppskrift * at det gjelder den ikke observerbare likevektsverdien for variabelen. Justeringsparametrene γ og λ sier hvor raskt de realiserte verdiene beveger seg mot likevektsverdiene. Ifølge (3.5) vil den faktiske relative endringen i eksportvolumet fra tidspunkt $t-1$ til tidspunkt t , bare utgjøre en andel γ av det relative avviket mellom likevektsverdien og den faktiske verdien i forrige periode. For verdier av γ og λ mellom 0 og 1 vil dermed likevektsverdiene for pris og kvantum opptre som trekkrefter som de faktiske verdiene bare gradvis beveger seg mot. Dersom $\gamma=1$, vil realisert eksportvolum alltid være lik likevektsverdien og jo lavere γ er, desto tregere vil eksportvolumet bevege seg mot den nye likevekten når det skjer en endring i de eksogene variablene i modellen.

Ved å bruke (3.1)-(3.3), kan vi finne uttrykkene for (de ikke observerbare) likevektsverdiene for pris og kvantum:

$$(3.6) \quad x_t^* = h_0 (P_t/q_t)^{h_1} (w_t/q_t)^{h_2} R_t^{h_3} K_t^{h_4}$$

$$\text{hvor } h_1 = \frac{\alpha a}{\alpha - a}, \quad h_2 = \frac{\alpha b}{\alpha - a}, \quad h_3 = \frac{-\beta a}{\alpha - a} \quad \text{og} \quad h_4 = \frac{\alpha c}{\alpha - a}$$

$$(3.7) \quad px_t^* = g_0 P_t (P_t/q_t)^{g_1} (w_t/q_t)^{g_2} R_t^{g_3} K_t^{g_4}$$

$$\text{hvor } g_1 = \frac{a}{\alpha - a}, \quad g_2 = \frac{b}{\alpha - a}, \quad g_3 = \frac{-\beta}{\alpha - a} \quad \text{og} \quad g_4 = \frac{c}{\alpha - a}$$

Da tilbudsfunksjonen (3.2) og etterspørselsfunksjonen (3.1) er homogene av grad 0 i prisene, blir de reduserte formene (3.6) og (3.7) homogene av henholdsvis grad 0 og 1 i de eksogene prisene P_t , w_t og q_t .

Estimering av den spesifiserte markedsmodellen for eksporttilpasningen er basert på disse redusert form-relasjonene. Ved å sammenlikne systemene (3.1)-(3.2) og (3.6)-(3.7) ses at en direkte estimering av de sistnevnte likningene fører til overidentifikasjon av parametrene i strukturrelasjonene. Denne framgangsmåten representerer følgelig ikke den mest effektive metoden for estimering av markedsmodellen. Hvis analysen hadde vært begrenset til den statiske modellen (3.1)-(3.3), ville det fra et økonometrisk synspunkt ha vært bedre å estimere denne strukturmodellen direkte for eksempel ved hjelp av sansynlighetsmaksimeringsmetoden (FIML). Grunnen til at vi likevel har valgt å foreta beregninger med utgangspunkt i redusert form relasjonene (3.6) og (3.7), er måten vi har introdusert

dynamiske elementer i markedstilpasningen på. Som understreket ovenfor uttrykker (3.6) og (3.7) likevektsløsningen i markedsmodellen.

Ved å sette inn (3.6) og (3.7) inn i justeringsformlene (3.5), får vi følgende uttrykk for utviklingen i realisert eksportvolum og -pris:

$$(3.8) \quad \ln x_t = \ln H_0 + H_1 \ln(P_t/q_t) + H_2 \ln(w_t/q_t) + H_3 \ln R_t \\ + H_4 \ln K_t + (1 - \gamma) \ln x_{t-1}$$

hvor $H_1 = \gamma h_1$, $H_2 = \gamma h_2$, $H_3 = \gamma h_3$ og $H_4 = \gamma h_4$.

$$(3.9) \quad \ln px_t = \ln G_0 + \lambda \ln P_t + G_1 \ln(P_t/q_t) + G_2 \ln(w_t/q_t) \\ + G_3 \ln R_t + G_4 \ln K_t + (1 - \lambda) \ln px_{t-1}$$

hvor $G_1 = \lambda g_1$, $G_2 = \lambda g_2$, $G_3 = \lambda g_3$ og $G_4 = \lambda g_4$.

Fordi de dynamiske relasjonene i denne modellen er formulert i forhold til modellens likevektsløsning, er det (3.8) og (3.9) som er benyttet i det estimeringsarbeidet som er foretatt (se avsnitt 5.6).

Modellen for gradvis tilpasning kan generaliseres på flere måter. Chow (1977) foreslår følgende alternativ til (3.5):

$$(3.10) \quad \ln y_t - \ln y_{t-1} = \Lambda (\ln y_t^* - \ln y_{t-1})$$

y_t er her vektoren $(x_t, px_t)'$ mens Λ er en 2X2 matrise med justeringskoeffisienter. Utskrevet blir dermed (3.10):

$$(3.10a) \quad \ln x_t - \ln x_{t-1} = \lambda_{11} (\ln x_t^* - \ln x_{t-1}) + \lambda_{12} (\ln px_t^* - \ln px_{t-1})$$

$$\ln px_t - \ln px_{t-1} = \lambda_{21} (\ln x_t^* - \ln x_{t-1}) + \lambda_{22} (\ln px_t^* - \ln px_{t-1})$$

der λ_{11} , λ_{12} , λ_{21} og λ_{22} er justeringskoeffisienter. Vi ser at for $\lambda_{12} = \lambda_{21} = 0$, så er (3.10a) og (3.5) identiske.

En enda mer generell justeringsmekanisme er feilkorreksjonsmodellen som blant andre er brukt av Hendry og Richard (1983):

$$(3.11) \quad \ln y_t - \ln y_{t-1} = \Lambda (\ln y_t^* - \ln y_{t-1}^*) + \Gamma (\ln y_{t-1}^* - \ln y_{t-1})$$

Her er både Λ og Γ 2X2 justeringsmatriser. I dette tilfellet er det altså

endringen i likevektsverdiene samt avviket mellom likevektsverdiene og de realiserte verdiene i forrige periode som bestemmer utviklingen i de realiserte verdiene for eksportvolum og -pris. (3.11) inneholder både (3.5), (3.10) og likevektsformuleringen (3.3) som spesialtilfelle. Alternative utforminger av (3.11) for eksportmarkedet kan en finne i Orsi (1982).

3.3 Modell med etterspørselsorientert bestemmelse av eksportvolumet

En vanlig innvending mot de justeringsmekanismene som ble presentert i avsnitt 3.2 er at de vanskelig lar seg begrunne ut fra økonomisk teori. I praksis ser en derfor ofte at det, etter en verbal drøfting av hvilke mekanismer som kan tenkes å gjelde i det aktuelle markedet, enten legges å priori restriksjoner på Λ - og Γ -matrisene eller spesifiseres en annen justeringsmodell direkte. Eksempler på dette ved analyser av tilpasningen på eksportmarkedet, finner en blant annet i Goldstein og Kahn (1978), Orsi (1982), Browne (1982), Huomo (1983) og Aurikko (1985). Vi har i vår analyse sett nærmere på to av disse modellene.

Goldstein og Kahn (1978) postulerer følgende dynamiske struktur:

$$(3.12) \quad \begin{aligned} \ln x_t - \ln x_{t-1} &= \gamma' (\ln x_t^E - \ln x_{t-1}), & 0 < \gamma' < 1 \\ \ln px_t - \ln px_{t-1} &= \lambda' (\ln x_t - \ln x_t^T), & 0 < \lambda' < 1 \end{aligned}$$

Modellen innebærer altså at faktiske (relative) endringer i eksportvolumet bestemmes som en andel γ' av forskjellen mellom ønsket etterspørsel og realisert eksport i forrige periode mens endringer i eksportprisen bestemmes som en andel λ' av forskjellen mellom faktisk eksport og ønsket tilbud. Denne spesifikasjonen bygger på en hypotese om at etterspørselssiden "dominerer" volumutviklingen mens tilbudssiden "dominerer" prisutviklingen i markedet. Dersom etterspørselsfunksjonen (3.1) og tilbudsfunksjonen (3.2) settes inn i (3.12), får vi følgende uttrykk for pris og kvantum:

$$(3.13) \quad \ln x_t = a_0 + a_1 \ln(px_t/P_t) + a_2 \ln R_t + a_3 \ln x_{t-1}$$

$$\text{hvor } a_0 = \gamma' \ln A, \quad a_1 = \gamma' \alpha, \quad a_2 = \gamma' \beta \text{ og } a_3 = (1 - \gamma')$$

$$(3.14) \quad \ln px_t = b_0 + b_1 \ln x_t + b_2 \ln q_t + b_3 \ln w_t + b_4 \ln K_t + b_5 \ln px_{t-1}$$

$$\text{hvor } b_0 = \frac{-\lambda' \ln B}{1 + a\lambda'}, \quad b_1 = \frac{\lambda'}{1 + a\lambda'}, \quad b_2 = \frac{\lambda'(a+b)}{1 + a\lambda'},$$

$$b_3 = \frac{-\lambda'b}{1 + a\lambda'}, \quad b_4 = \frac{-\lambda'c}{1 + a\lambda'} \quad \text{og} \quad b_5 = \frac{1}{1 + a\lambda'}$$

(3.13) og (3.14) utgjør et simultant likningssystem til bestemmelse av eksportpris og -volum. Estimeringsresultatene for denne modellen er gjengitt i avsnitt 5.3.

3.4 Tilbudsorienterte modeller

Browne (1982) hevder at formuleringen (3.12) synes lite realistisk for et lite land. Som en analogi til "liten, åpen økonomi" modellen forutsetter han i stedet at eksportvolumet gradvis tilpasser seg det kvantumet som produsentene ønsker å tilby, mens utviklingen i eksportprisen bestemmes av forholdene på etterspørselssiden i markedet. Disse synspunktene kan formaliseres på følgende måte:

$$(3.15) \quad \ln x_t - \ln x_{t-1} = \gamma''(\ln x_t^T - \ln x_{t-1}), \quad 0 < \gamma'' \leq 1$$

$$\ln px_t - \ln px_{t-1} = \lambda''(\ln x_t^E - \ln x_t), \quad 0 < \lambda'' \leq 1$$

Med utgangspunkt i Tobin (1975) lanserer Huomo (1983) en liknende modell for eksporten av finske industrivarer. Ved å sette inn for tilbuds- og etterspørselsfunksjonene i (3.15), finner vi følgende uttrykk for realisert pris og kvantum:

$$(3.16) \quad \ln x_t = c_0 + c_1 \ln(px_t/q_t) + c_2 \ln(w_t/q_t) + c_3 \ln K_t + c_4 \ln x_{t-1}$$

$$\text{hvor } c_0 = \gamma'' \ln B, \quad c_1 = \gamma'' a, \quad c_2 = \gamma'' b, \quad c_3 = \gamma'' c \quad \text{og} \quad c_4 = 1 - \gamma''$$

$$(3.17) \quad \ln px_t = d_0 + d_1 \ln P_t + d_2 \ln R_t + d_3 \ln x_t + d_4 \ln px_{t-1}$$

$$\text{hvor } d_0 = \frac{\lambda'' \ln A}{1 - \alpha \lambda''}, \quad d_1 = \frac{-\lambda'' \alpha}{1 - \alpha \lambda''}, \quad d_2 = \frac{\lambda'' \beta}{1 - \alpha \lambda''}, \quad d_3 = \frac{-\lambda''}{1 - \alpha \lambda''}$$

$$\text{og } d_4 = \frac{1}{1 - \alpha \lambda''}$$

Her vil (3.16) og (3.17) simultant bestemme pris og omsatt kvantum. Estimeringsresultatene for denne modellen finner en i avsnitt 5.5.

Ser vi bort fra etterspørselen fra hjemmemarkedet, kan (3.16) tolkes som en dynamisk versjon av den statiske modellen for en liten, åpen økonomi som ble presentert i avsnitt 2.1. Vi husker at i denne modellen er eksportprisen gitt på verdensmarkedet mens eksportvolumet bestemmes helt ut av tilbyderne. Den statiske versjonen av (3.16) blir dermed:

$$(3.16a) \quad \ln x_t = \ln B + a \ln(px_t/q_t) + b \ln(w_t/q_t) + c \ln K_t$$

hvor B, a, b og c er parametrene i tilbudsfunksjonen (3.2) og eksportprisen kan oppfattes som en eksogen størrelse. Også resultatene for (3.16a) er gjengitt i avsnitt 5.5.

3.5 Modell med skift i etterspørselskurven

Forutsetningen om en fallende etterspørselskurve rettet mot et lite land begrunnes ofte med at det dreier seg om heterogene varer. Dette er også vårt utgangspunkt ved utledningen av etterspørselsfunksjonen (3.1) i Vedlegget. Som nevnt er det imidlertid grunn til å anta at spørsmålet om hvor priselastisk etterspørselen etter en vare er, i betydelig grad er avhengig av tidsperspektivet: Etterspørselen vil normalt være mer priselastisk på lang enn på kort sikt. Dette kjennetegner også de modellene som ble presentert i avsnittene 3.1 og 3.3, men skillet mellom kortsiktig og langsiktig tilpasning er enda mer eksplisitt i en dynamisk markedsmodell formulert av Rødseth (1981). Som et yttertilfelle lanserer han en modell som inneholder en fallende kortsiktig etterspørselskurve, men hvor eksportprisen på lang sikt ikke vil kunne avvike fra en eksogent gitt verdensmarkedspris.¹⁾ Denne etterspørselsstrukturen formaliseres på følgende måte:

$$(3.18) \quad x_t^E = \beta_t F(px_t/P_t, R_t)$$

$$(3.19) \quad \beta_{t+1} = \beta_t \phi(px_t/P_t), \quad \phi(1) = 1, \phi' < 0$$

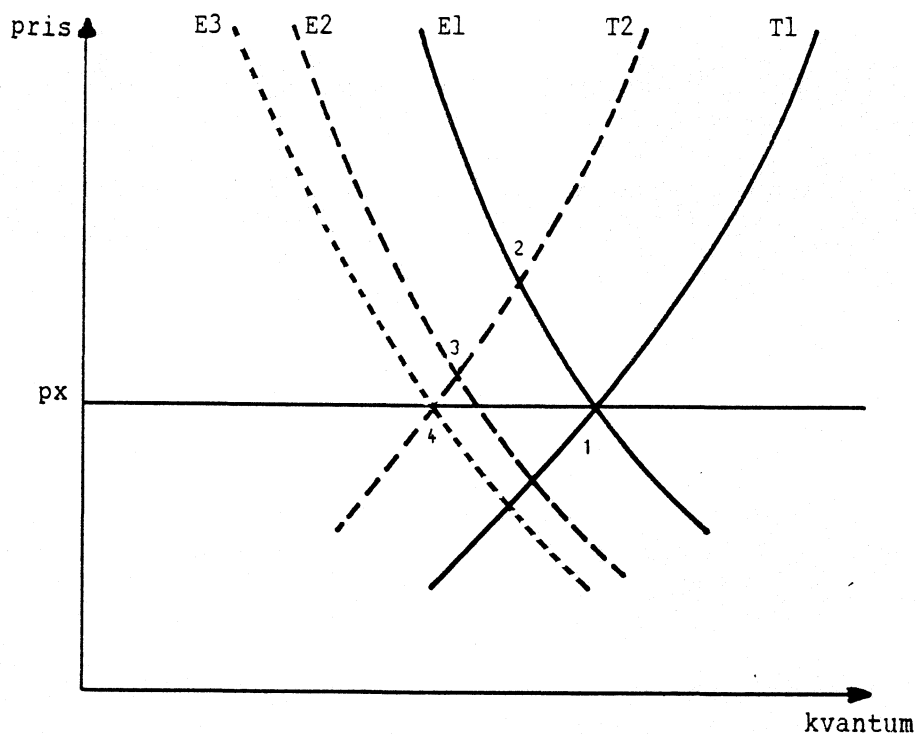
β er her en "skiftvariabel" for den statiske etterspørselsfunksjonen $F()$. De spesifiserte egenskapene til ϕ -funksjonen innebærer at dersom eksportprisen er høyere enn konkurranseprisen, vil etterspørselen reduseres i

1) Den dynamiske modellen som Rødseth anvender på eksportmarkedet kalles gjerne Winter-Phelps-hypotesen, etter Phelps og Winter (1970).

neste periode selv om argumentene i F-funksjonen er uendret. Dette betyr at prisnivåene blir sentrale for utviklingen i eksporten: På lang sikt kan ikke norsk eksportpris avvike fra den gitte verdensmarkedsprisen. Dette kan for eksempel begrunnes med at norske og utenlandske produkter "egentlig" er homogene varer, men at manglende informasjon på etterspørselssiden i markedet gjør at de enkelte produsentene på kort sikt står overfor fallende etterspørselskurver (se Arrow (1959)). Prisene vil da ikke nødvendigvis være like på kort sikt, men dersom prisforskjeller blir opprettholdt, vil etterspørerne etter hvert gå over til produkter med lavest pris.

Dynamikken i modellen er illustrert i figur 3.1. I utgangspunktet antar vi at markedet er i likevekt i skjæringspunktet mellom tilbudskurven T1 og etterspørselskurven E1. Norsk eksportpris er da lik verdensmarkedsprisen P. Anta nå at det skjer et skift i tilbudskurven fra T1 til T2, for eksempel på grunn av økte innenlandske kostnader. Den nye kortsiktige like-

Figur 3.1: Skisse av markedslikevekt for en eksportvare



vekten vil da finne sted i 2, med redusert eksportvolum og en norsk eksportpris som ligger over verdensmarkedsprisen. I neste periode vil denne prisforskjellen føre til at etterspørselskurven skifter innover til E2, med den følge at både pris og kvantum reduseres. Denne prosessen vil fortsette helt til en ny langsiktig likevekt er oppnådd i punktet 4, hvor den norske eksportprisen igjen er lik verdensmarkedsprisen.

Etterspørselsstrukturen i denne modellen kan sies å representere et

kompromiss mellom "liten, åpen økonomi" modellen og etterspørselsfunksjonen (3.1) basert på forutsetningen om heterogene varer. Den er tiltrekkende fra et teoretisk synspunkt fordi den inneholder en eksplisitt begrunnelse for lag-effektene. Dersom (3.18) og (3.19) kombineres med tilbudsfunksjonen (3.2), har vi en ny dynamisk modell til bestemmelse av pris og kvantum i eksportmarkedet. I motsetning til de modellene som ble innført i 3.2-3.4 kan imidlertid denne modellen tolkes som en likevektsmodell, idet ønsket tilbud til enhver tid er lik ønsket etterspørsel til de prisene som gjelder.

Vi har også for F- og ϕ -funksjonene valgt log-lineære former. For estimeringsformål møter vi da et problem i (3.19) ved at det er prisnivåene som bestemmer utviklingen i skiftvariabelen β mens den prisinformasjonen vi har er prisindekser både for norsk eksportpris og for de prisene som norske produsenter er forutsatt å konkurrere med. Vi har da valgt å følge Reymert (1983) ved å innføre en uobserverbar konstant r i (3.19) på følgende måte:

$$(3.20) \quad x_t = e_0 \beta_t (px_t/P_t)^{e_1} R_t^{e_2}, \quad e_1 < 0, e_0, e_2 > 0$$

$$(3.21) \quad \beta_{t+1} = \beta_t (r px_t/P_t)^{e_3}, \quad e_3 < 0$$

Her er e_0, e_1, e_2, r og e_3 koeffisienter. Konstanten r kan tolkes som forholdet mellom prisnivåene i basisåret for prisindeksene px og P .

Denne tolkningen krever kanskje en nærmere forklaring. Den dynamiske mekanismen i modellen (3.20)-(3.21) er at det vil inntreffe "skift" i den kortsiktige etterspørselen hvis og bare hvis prisen på norske produkter avviker fra konkurrentenes priser. I denne sammenhengen er det naturlig å tenke på priser pr. fysisk enhet. La forholdet mellom disse fysiske prisene betegnes r_t . Den nevnte modelltankegangen gir da grunnlag for å postulere følgende "skiftfunksjon":

$$(3.22) \quad \frac{\beta_{t+1}}{\beta_t} = r_t^{e_3}, \quad e_3 < 0$$

Skiftvariabelen β vil her forbli uendret hvis prisforholdet r_t er lik 1, jfr. forutsetningen i (3.19) om at $\phi(1) = 1$.

Ved estimering av systemet (3.20)-(3.21) har vi imidlertid ikke tilgang til data over "fysiske priser"; som vanlig har vi måttet basere oss på bruk av prisindekser - både for prisen på norsk eksport og konkurranseprisen. Begge disse vil være normert til 1 i et valgt basisår, og det ville være en ren tilfeldighet om de tilhørende prisene regnet pr. fysiske enheter også skulle være like i det samme året. La forholdet mellom prisindeksene være angitt ved s_t . Sammenhengen mellom relative prisindekser og

forholdet mellom de fysiske prisene er gitt ved:

$$(3.23) \quad s_t = r_t/r,$$

hvor r er prisforholdet i basisåret.

Innsetting av (3.23) i (3.22) gir:

$$(3.24) \quad \frac{\beta_{t+1}}{\beta_t} = r^{e_3} s_t^{e_3} = (r p_{x_t}/P_t)^{e_3},$$

som vi ser er identisk med relasjonen (3.21). Koeffisienten r i (3.21) kan altså tolkes som forholdet mellom fysiske priser i basisåret, og fungerer som en korreksjon av prisindeksene slik at egenskapen om at $\phi(1) = 1$ oppfylles.

Ved å eliminere β fra (3.20) og (3.21), finner vi etter noe regning:

$$(3.25) \quad \ln \frac{x_t}{x_{t-1}} = e_1 \ln \left[\left(\frac{p_{x_t}}{P_t} \right) / \left(\frac{p_{x_{t-1}}}{P_{t-1}} \right) \right] + e_2 \ln \frac{R_t}{R_{t-1}} + e_3 \ln \frac{r p_{x_{t-1}}}{P_{t-1}}$$

som er utgangspunktet for estimeringen i avsnitt 5.4.

Som det framgår av (3.25) er det endringer i eksportvolumet som blir forklart av denne modellen. De to første leddene beskriver endringer i eksporten "langs" den kortsiktige etterspørselsfunksjonen (3.20) som følge av endringer i henholdsvis relativ eksportpris og markedsindikator. e_1 og e_2 kan tolkes som kortsiktige elastisiteter for disse to forklaringsvariablene. Det siste leddet i (3.25) representerer "skiftvirkningen" i eksportetterspørselen som forårsakes av en eventuell nivåforskjell mellom norsk eksportpris og tilhørende konkurransepris. Dette leddet "virker" så lenge det eksisterer et slikt absolutt prisavvik. Dersom prisforskjellen opprettholdes, vil derfor norsk eksportvolum gå mot null eller vokse over alle grenser på lang sikt. I denne forstand kan vi si at etterspørselen er fullstendig priselastisk på lang sikt i denne modellen. Den faktiske "langtidsvirkningen" på eksporten vil imidlertid være avhengig av hvordan prisreaksjonene skjer innenfor et større modellsystem.

4. DATAMATERIALET

Med de ulike eksportmodellene som vi har forsøkt estimert og som vil bli dokumentert nedenfor, har vi i alt hatt behov for å framskaffe data for følgende størrelser:

- (i) x - Norsk eksportvolum (av ulike varer)
- (ii) px - Norsk eksportpris (for ulike varer)
- (iii) w - Lønnssats (i sektorer for respektive hovedvarer)
- (v) q - Prisindeks for vareinnsats (i sektorer for respektive hovedvarer)
- (vi) P - Konkurranspris for norsk eksport (etter vare)
- (vii) R - Indikator for eksportmarkedets størrelse (etter vare)

Det beregningsarbeidet som er utført, er basert på tidsserier for disse størrelsene som dekker perioden 1962-1981. Alle prisindekser og serier i faste priser er omregnet til 1975 som basis.

4.1 Data for Norge

De fem første variablene over refererer seg til data for Norge. Tidsserier for disse størrelsene er hentet fra databanken med årlige nasjonalregnskapstall (jfr. Drzwi og Johansen (1985)). Som anslag på eksportvolumet av de ulike varene har vi benyttet tall for eksport i faste kjøperverdier. Dette betyr at eksportoppgavene inkluderer varehandels-avanse og eventuelle avgifter (i faste priser) på eksportleveransene som påløper i Norge. Eksporttallene i faste verdier i Nasjonalregnskapet er anslag på utførselen eller solgte kvanta i de enkelte år - såkalte f.o.b. verdier. Nasjonsgrensen kan sies å representere et naturlig "registreringspunkt" i omsetningskjeden når oppgavene skal benyttes i etterspørselsorienterte eksportmodeller. I modeller hvor tilbudssiden er av avgjørende betydning, er det derimot i utgangspunktet selve produksjonsoppgavene (for eksport) som er i fokus, og forbindelsen til omsatte kvanta vil være påvirket av lagerbevegelser. Selv om vi ikke primært er interessert i å kartlegge lageratferd, kan neglisjering av denne "etterspørselskomponenten" representere en kilde til feilestimering av reaksjonsmøsteret hos tilbyderne.

Som mål på norsk eksportpris har vi - i overensstemmelse med definisjonen av eksportvolumet - brukt kjøperprisindekser (f.o.b.) for de ulike vareleveransene. Lønnssatser er beregnet som totale lønnskostnader pr. årsverk i de aktuelle sektorene, mens som anslag på q er det benyttet

en prisindeks for vareinnsats målt i netto kjøperverdi - dvs. kjøperverdien fratrukket moms, som antas å være den faktorprisen produsentene tilpasser seg.¹⁾

Nasjonalregnskapets tall for realkapital i faste priser er beregnet ved programmet BERKAP under forutsetning om lineær utrangering av kapitaldosene over spesifiserte maksimale levetider for ulike kapitalarter.

4.2 Data for utlandet

Med den etterspørselsstrukturen for norsk eksport som er spesifisert, jfr. (2.2), trenger vi anslag for en indikator på markedets størrelse, R , samt en prisindeks, P , på produkter som konkurrerer med de ulike norske eksportvarene.

Det å operere med en total etterspørselsfunksjon for en norsk eksportvare representerer selvfølgelig en drastisk analytisk forenkling. Etterspørselen etter norsk eksport vil i utgangspunktet kunne variere fra land til land. Tilsvarende er det klart at de (potensielt sett) ulike prisene (på "samme vare") som andre lands produsenter kan tilby vil ha betydning for norsk eksport, i tillegg til at etterspørselen etter en vare i prinsippet også er avhengig av prisene på (helt) andre typer produkter. Kriterier for å kunne aggregere eksportetterspørselen over land og å spesifisere en forenklet etterspørselsstruktur av typen (2.2) er nærmere drøftet i Vedlegget. I dette avsnittet skal vi redegjøre for hvordan de markedsindikatorene og konkurranseprisene for norsk eksport som er benyttet i våre beregninger konkret er konstruert, og kort drøfte hvordan disse variablene kan tolkes blant annet i relasjon til de nevnte aggregeringsproblemene. Det vil framgå av denne diskusjonen at pris- og markedsindikatorene for utlandet ikke nødvendigvis svarer til de størrelsene som "ideelt sett" burde vært spesifisert i en relasjon for utenlandsetterspørselen. Et hovedproblem er her at det ikke er noen klar forbindelse mellom vareinndelingen i MODAG og internasjonale standarder. Ved valget av utenlandsindikatorer er det også lagt avgjørende vekt på at det utarbeides prognoser for

1) Tidsseriene for netto kjøperprisindeksen for vareinnsats i databanken AARNR viser et kraftig hopp fra 1966 til 1967. Dette skyldes at tilbake-regningen av historiske nasjonalregnskapstall etter ny SNA ikke er ført lenger tilbake enn til 1967 i alle verdsett. I våre beregninger ble dette problemet "løst" ved å kjede prisindeksen for netto kjøperverdi for perioden 1967-1982 med tilsvarende prisindeks for kjøperverdien for perioden 1962-1967.

disse størrelsene, siden eksportrelasjonene inngår i en makroøkonomisk planleggingsmodell.

Markedsindikatorer

Som anslag på eksportmarkedets størrelse for de ulike MODAG-varene har vi benyttet såkalte sluttleveringsbaserte markedsindikatorer beregnet av Tveitereid og Lædre (1981) (se også von der Fehr og Sollie (1985)). Disse indikatorene er beregnet for noen av varegruppene i Byråets kvartalsmodell, KVARTS. Vare- og sektorinndelingen i denne modellen er imidlertid framkommet ved en ren aggregering av tilsvarende inndelinger i MODAG A, og i mangel av mer detaljert informasjon om markeds-/inntektsforhold i utlandet, har vi valgt å benytte KVARTS-indikatorene også ved estimering av eksportrelasjoner i MODAG.¹⁾ Ved estimeringen er det forutsatt at alle MODAG-varer innen en KVARTS-gruppe har samme markedsutvikling. Overgangen fra KVARTS-varer til MODAG-varer er gitt nedenfor.

KVARTS-vare		MODAG-vare	
<u>Nr.</u>	<u>Betegnelse</u>	<u>Nr.</u>	<u>Betegnelse</u>
15	Næringsmidler og bekleddingsvarer	16	Næringsmidler
		17	Nytelsesmidler
		18	Tekstil- og bekleddings- varer
25	Trevarer, grafiske produkter m.v.	26	Trevarer
		27	Kjemiske og mineralske produkter
		28	Grafiske produkter
30	Råvarer for bergverk og industri	34	Treforedlingsprodukter
		37	Kjemiske produkter
		43	Metaller
45	Maskiner og metallvarer m.v.	45	Verkstedprodukter

Markedsindikatorene er beregnet på grunnlag av nasjonalregnskaps-tall for privat konsum og investeringer i 8 av de viktigste mottakerlandene for norsk eksport (jfr. von der Fehr og Sollie (1985)). Beregningsopp-legget kan sies å beskrive en enkel handelsmodell mellom Norge og disse 8 landene. Modellen består av følgende hovedelementer:

1) En dokumentasjon av spesifikasjon og estimering av utenrikshandelsrelasjoner i KVARTS er gitt i Reymert (1984).

- (i) Varesirkulasjonen i de 8 landene beskrives som i det enkleste kryssløpsskjemaet, dvs. med faste koeffisienter for vareinnsats. For alle landene benyttes kryssløpskoeffisienter for Norge. På grunnlag av gitte sluttleveringer beregnes behovet for ulike varer i landene.
- (ii) Importen til hvert land beregnes deretter ved å multiplisere varebehovene med importkoeffisienter, som også antas konstante over tid.
- (iii) Til slutt veies importen sammen med norsk eksports andel av importen i de forskjellige landene i basisåret.

Av punktene (i)-(iii) følger det at markedsindikatorerne vil være sammenfallende med norsk eksport dersom forutsetningene som handelsmodellen bygger på, faktisk blir realisert; det vil blant annet si tilfellet hvor importkoeffisientene i de ulike landene og norske eksportmarkedsandeler er sammenfallende med andelene i basisåret 1975. Leddet for relativ norsk eksportpris, px/P , i etterspørselsfunksjonen (2.2) kan tolkes å bidra til å "forklare" avvik mellom den faktisk observerte eksporten og det eksportanslaget som følger av å benytte andelene i basisåret. I tillegg åpner de spesifiserte eksportrelasjonene for inntektselastisiteter som er forskjellige fra 1.

Det framgår av den korte beskrivelsen over at beregningsopplegget for markedsindikatorerne er basert på en rekke forutsetninger. En nærmere drøfting av disse kan en finne i Tveitereid og Lædre (1981). Her vil vi konsentrere oppmerksomheten om et par særtrekk ved indikatorerne som trolig i vesentlig grad har hatt betydning for resultatene fra estimeringen av eksportrelasjonene. For det første vil vi peke på at forutsetningen om faste importkoeffisienter (fra 1975), jfr. (ii) ovenfor, trolig gir den viktigste forklaringen til at de utførte beregningene gjennomgående har resultert i til dels svært høye anslag på "inntektselastisitetene" ($>>1$), jfr. presentasjonen i avsnitt 5. Observasjonsperioden som er benyttet i estimeringsarbeidet, er preget av sterk vekst i det internasjonale varebyttet. Import og eksport til og fra ulike land har altså gjennomgående vokst betydelig sterkere enn BNP og sluttleveringskomponentene i landene. Figur 4.1 viser spesielt at norske eksportleveranser viste en betydelig sterkere veksttakt i perioden 1962-81 enn de tilhørende markedsindikatorerne.

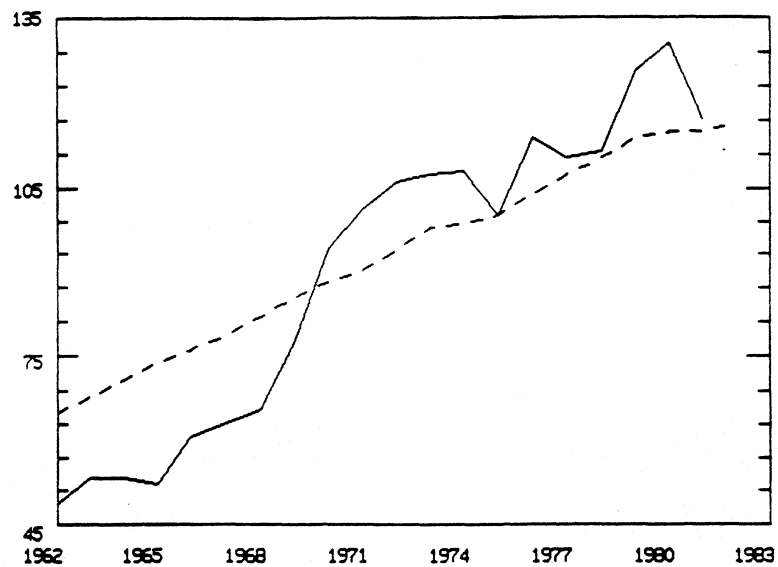
Hvis vi alternativt hadde benyttet den løpende, observerte importutviklingen som indikator for veksten i eksportmarkedet, ville de anslåtte "inntektselastisitetene" trolig ha ligget betydelig nærmere én.

Forutsetningen om faste andeler for norsk eksport i importen til de ulike landene ((iii) ovenfor) vil også kunne påvirke de estimerte effektene av markedsindikatorerne i eksportrelasjonene. En definisjon av det norske eksportmarkedet basert på konstante eksportmarkedsandeler betyr at landene

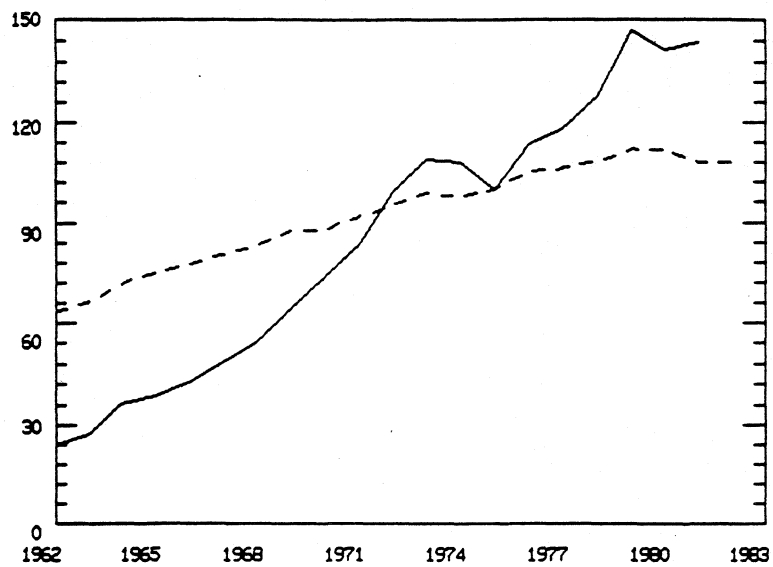
Figur 4.1: Indekser for norsk eksport og markedsutviklingen. 1975=100

— Norsk eksport
 - - - Markedsindikator

4.1a Eksport av MODAGvare 18 og markedsindikator for KVARTSvare 15



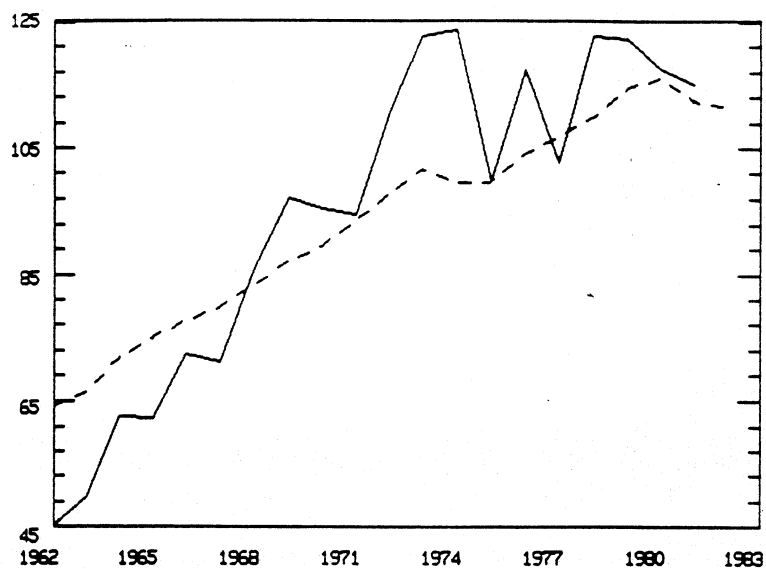
4.1b Eksport av MODAGvare 27 og markedsindikator for KVARTSvare 25



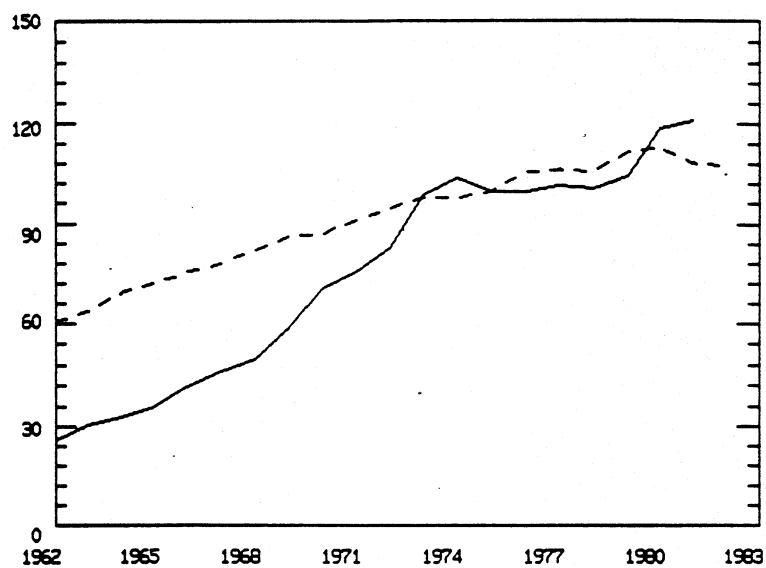
Figur 4.1(forts.): Indekser for norsk eksport og markedsutviklingen

— Norsk eksport
- - - Markedsindikator

4.1c Eksport av MODAGvare 43 og markedsindikator for KVARTSvare 30



4.1d Eksport av MODAGvare 45 og markedsindikator for KVARTSvare 45



tillegges forskjellig vekt i den totale norske eksportetterspørselen. Et marked med en forholdsvis høy norsk eksportandel "veier tungt" i markedsindikatoren, mens et land hvor eksport fra Norge tradisjonelt har utgjort en liten andel av importen, får tilsvarende liten betydning for indikatoren. Denne måten å "veie sammen" de ulike landene på i definisjonen av markedsindikatoren er ikke uproblematisk. For å antyde problemets art, la det totale norske eksportmarkedet bestå av L land, og anta at etterspørselsfunksjonen rettet mot norsk eksport i et vilkårlig mottakerland er gitt ved:

$$(4.1) \quad x_l = x_l(p_l, R_l), \quad l = 1, \dots, L,$$

hvor p_l angir en vilkårlig prisvektor og l er en indeks for land. Den totale etterspørselen fra utlandet blir da:

$$(4.2) \quad x = \sum_{l=1}^L x_l = \sum_{l=1}^L x_l(p_l, R_l)$$

I (4.2) opptrer altså markedets størrelse i hvert enkelt land, R_l , som selvstendig variabel. Spørsmålet er nå hvordan en indikator for totalmarkedet bør defineres dersom en søker å tilnærme (4.2) med en aggregert etterspørselsfunksjon for norsk eksport. Ved å benytte en lineær, 1. ordens Taylor-ekspansjon til (4.2) omkring punktet $\bar{x} = \sum_{l=1}^L x_l(\bar{p}_l, \bar{R}_l)$ fås følgende uttrykk:

$$(4.3) \quad x \approx \bar{x} + \sum_{l=1}^L (p_l - \bar{p}_l) \bar{x}'_{lp} + \sum_{l=1}^L (R_l - \bar{R}_l) \bar{x}'_{lR} \\ = \text{konst.} + \sum_{l=1}^L p_l \bar{x}'_{lp} + \sum_{l=1}^L R_l \bar{x}'_{lR},$$

hvor \bar{x}'_{lp} og \bar{x}'_{lR} betegner henholdsvis pris- og inntektsderiverte utregnet i punktet (\bar{p}_l, \bar{R}_l) .

Det andre sumuttrykket i (4.3) representerer betydningen for etterspørselen etter norsk eksport av markeds-/inntektsnivåene i de forskjellige landene. La oss drøfte det spørsmålet som ble stilt ovenfor med to alternative hypoteser om sammenhengen mellom inntektseffekter i de ulike mottakerlandene:

- a) Den deriverte av etterspørselen m.h.p. markedet/inntekten, x'_{lR} , er lik i alle landene.
- b) Inntektselastisitetene er like i alle landene.

I tilfellet a) kan (4.3) skrives på følgende form:

$$(4.3a) \quad x \cong \text{konst.} + \sum_{l=1}^L p_l \bar{x}'_{lp} + \bar{x}'_R R^a,$$

$$\text{hvor } R^a = \sum_{l=1}^L R_l$$

Med denne underliggende forutsetningen om forholdet mellom inntektseffekter i landene bør en altså rett og slett benytte den uveide summen av inntektsnivåene som markedsindikator i en aggregert funksjon for eksportetterspørselen. Rent intuitivt er også dette rimelig: At de inntektsderiverte i landene er identiske innebærer at "en kroners økning i inntekten" har samme virkning på norsk eksport uansett i hvilket land en slik økning inntreffer. Hvis i tillegg disse effektene antas å være konstante, dvs. uavhengige av inntektsnivået, innser en videre at landsammensetningen av den norske eksporten i et bestemt (basis-) år vil være irrelevant for fastleggingen av det potensielle, totale eksportmarkedet.

Det er ikke vanskelig å reise innvendinger mot disse implikasjonene av forutsetning a). Innenfor en forholdsvis kortsiktig tidshorisont er det grunn til å anta at sedvaner, leveringsavtaler og andre tregheter i tilpasningen trekker i retning av å opprettholde en bestemt landfordeling av den norske eksporten av en vare. Landene bør i så fall ikke være "likestilt" i definisjonen av det totale eksportmarkedet.

Den alternative forutsetningen om inntektseffektene, b), imøtekommer delvis slike innvendinger. I dette tilfellet leder (4.3) til:

$$(4.3b) \quad x \cong \text{konst.} + \sum_{l=1}^L p_l \bar{x}'_{lp} + \bar{\epsilon}_{lR} \sum_{l=1}^L \frac{\bar{x}_l}{\bar{R}_l} R_l$$

$$= \text{konst.} + \sum_{l=1}^L p_l \bar{x}'_{lp} + \bar{\epsilon}_{lR} R^b,$$

$$\text{hvor } R^b = \sum_{l=1}^L \frac{\bar{x}_l}{\bar{R}_l} R_l \quad \text{og} \quad \bar{\epsilon}_{lR} = \bar{x}'_{lR} \frac{\bar{R}_l}{\bar{x}_l}$$

Ved å anta like inntektselastisiteter, $\bar{\epsilon}_{lR}$, landene imellom, følger det altså at den relevante (totale) markedsindikatoren bør beregnes som en veid sum av "inntektsnivåene" i landene, med norske eksportandeler i de ulike landene som vekter. Dette svarer nettopp til beregningsopplegget for de markedsindikatorerne som vi har brukt i estimeringen av eksportrelasjoner i MODAG A, dersom en assosierer "inntektsnivået" i et land (R_l) med "importbehovet" (problemer med denne overgangen ble drøftet ovenfor).

Igjen er det mulig å peke på en intuitivt rimelig forbindelse

mellom forutsetningen om inntektseffekter og definisjonen av markedsindikatoren R^b . Like inntektselastisiteter mellom landene innebærer at ut fra en bestemt observert landfordeling av den norske eksporten, vil det relative utslaget i eksporten til et land hvor Norge har en liten markedsandel som følge av en aktivitetsøkning i landet, være det samme som den relative endringen i eksporten til et "betydelig" mottakerland for norske varer. For å finne en indikator for betydningen av de absolutte nivåene på de ulike eksportmarkedene for den totale norske eksporten må da "inntektsnivåene" i de ulike delmarkedene veies sammen med de norske eksportandelene som faktisk gjelder i utgangspunktet.

Konkurransprisindekser

Som konkurransepriser for norsk eksport har vi i de fleste beregningene benyttet de implisitte prisindeksene for de sluttleveringsbaserte markedsindikatorene. Helt tilsvarende programmet for volumindikatorene er det konstruert et beregningsopplegg for markedsindikatorer i løpende priser, basert på de samme forutsetningene som nevnt under (i)-(iii) ovenfor. Konkurransprisindeksene er beregnet som forholdet mellom indikatorene i løpende og faste priser.

Det er imidlertid klart at prisseriene for markedsindikatorene representerer svært summarisk informasjon om prisutviklingen på de norske eksportmarkedene. Selv om det skjer en viss "varefordeling" av prisimpulser via den spesifiserte kryssløpsstrukturen, vil disse prisindeksene i hovedsak reflektere prisbevegelser for de aggregerte sluttleveringskategoriene konsum og investering i de utvalgte landene. Dette skaper problemer for tolkningen av prisindeksene som "konkurranspriser" og det vil kunne påvirke estimeringsresultatene på en uheldig måte. Vi skal i det følgende gå litt inn på dette.

Norske produsenter kan grovt sett møte "to typer konkurranse" på eksportmarkedet. For det første vil andre land kunne tilby produkter som er nære substitutter til norske eksportvarer. Det er et samlet uttrykk for prisene på slike "nærliggende" produkter en vanligvis søker når en spesifiserer en "konkurransprisindeks" i en aggregert eksportrelasjon. For det andre vil norske produsenter av en eksportvare måtte konkurrere med (helt) andre typer produkter om etterspørernes kjøpekraft. Anta at virkningene av "andre priser" på eksportetterspørselen kan samles i en aggregert prisindeks, P_c , og at den samlede utenlandsetterspørselen "i virkeligheten" har følgende form:

$$(4.4) \quad x = A (p_x/P)^\alpha (P_c/P)^\eta R^\beta, \quad \alpha < 0, \quad \eta > 0$$

Hvis (4.4) representerer den "sanne" etterspørselsstrukturen for norsk eksport, har vi altså ved å ta utgangspunkt i (2.2) benyttet en feilspesifisert modell. Dette gjelder selv om vi skulle ha lyktes å få tak i den "riktige" konkurranseprisen, idet vi i så fall har utelatt prisleddet P_c/P . Med trender i observasjonene av variablene, som ofte gjør seg gjeldende i tidsserier, vil dette gi en tendens til seriekorrelerete restledd i de estimerte likningene. Dette innebærer blant annet at variansen på estimatene blir undervurdert og i tillegg vil utelatelsen av det andre prisleddet i (4.4) kunne medføre et forventningsskjevt estimat på priselastisiteten α . Anta for eksempel at vi kan regne med følgende forhold mellom de gjennomsnittlige vekstratene for prisvariablene i observasjonsperioden:

$$(4.5) \quad \dot{P}/P < \dot{p}_x/p_x < \dot{P}_c/P_c$$

hvor "prikk" over en variabel betegner den tidsderiverte. Dersom prisleddene p_x/P og P_c/P er positivt korrelerte, vil utelatelse av det sistnevnte prisforholdet føre til et for høyt estimat på α , dvs. at priselastisiteten (tallverdien) blir undervurdert. Problemet med utelatte variabler er mer alvorlig jo sterkere korrelasjonen er mellom de to prisuttrykkene i (4.4). Nå behøver ikke samvariasjonen mellom norsk eksportpris og det generelle prisnivået på verdensmarkedet ha vært særlig sterk i den aktuelle tidsperioden (når en ser bort fra trendmessig vekst). Dette vil i så fall redusere de problemene som er påpekt ovenfor, og kan - sammen med en a priori antakelse om at α er "liten" - tas som et "forsvar" for den modellspesifikasjonen som er valgt.

Som antydnet ovenfor kan det imidlertid være grunn til å anta at den beregnede prisindeksen for markedsindikatoren ikke gjenspeiler den relevante konkurranseprisen, men at den kanskje snarere kan tolkes som en veid sum av andre priser i utlandet, dvs. som anslag på P_c i (4.4). Denne relasjonen kan omskrives til:

$$(4.4a) \quad x = A (p_x/P_c)^\alpha (P/P_c)^{-(\alpha+\eta)} R^\beta$$

I forhold til (4.4a) har vi i de faktiske beregningene utelatt $(P/P_c)^{-(\alpha+\eta)}$. Bare under spesielle forutsetninger vil denne framgangsmåten gi et forventningsrett og konsistent estimat på α . En mulighet for at vår modell er "riktig" er at de to priselastisitetene α og η faktisk er identiske. Det kan imidlertid være grunn til å anta at de direkte pris-effektene er større enn kryssprisindeffektene, dvs. at $|\alpha| > |\eta|$. Et tilnærmet

korrekt estimat på α vil også kunne oppnås i tilfellet hvor den "virkelige" konkurranseprisen P har beveget seg parallelt med prisindeksen P_c . Hvis derimot den historiske prisutviklingen er kjennetegnet ved at (4.5) gjelder og $|\alpha| > |\eta|$, vil vi ikke kunne oppnå et riktig estimat på α med den modellen som er estimert. De to prisforholdene px/P_c og P/P_c er i så fall positivt korrelerte, og det er grunn til å anta at denne korrelasjonen er betydelig sterkere enn samvariasjonen mellom px/P og P_c/P i (4.4). Utelatelse av det siste prisleddet i (4.4a) fører dermed til et for høyt anslag på α , dvs. at priselastisiteten blir undervurdert.¹⁾ Hvis vi modifiserer (4.5) noe ved å anta at prisutviklingen på norsk eksport (px) og konkurrerende produkter (P) er tilnærmet parallell, vil denne undervurderingen kunne svare til at vi i realiteten har fått et tilnærmet riktig anslag på η , mens det er α vi har ønsket å estimere.²⁾

De beregnede prisindeksene for markedsindikatorerne kan ut fra denne drøftingen sies å lide av klare svakheter som anslag på konkurransepriser for norsk eksport. Når vi likevel i utstrakt grad har benyttet disse prisvariablene i estimeringsarbeidet, er en viktig grunn mangel på gode alternativer. En mulighet, som vi også har testet ut for de fleste sektorer og modellvarianter er å benytte importpriser for de samme MODAG-varene som konkurransepriser for eksporten, ut fra en antakelse om at disse tilnærmet gjenspeiler prisnivåene på tilsvarende produkter på verdensmarkedet. Denne hypotesen blir i noen grad styrket ved at det for de fleste varers vedkommende kan observeres en betydelig samvariasjon mellom norske eksport- og importpriser, jfr. figur 4.2. Det er rimelig å forvente en slik utvikling for "konkurrerende" produkter.³⁾

Importprisene vil være mindre egnet som "konkurransepriser" hvis sammensetningen av eksporten av MODAG-varen er vesentlig annerledes enn sammensetningen av importen; et problem som trolig gjelder flere av varegruppene.

1) Vi takker Adne Cappelen for påpekingen av dette poenget.

2) Dette kan f.eks. ses ved å omforme (4.4) til:

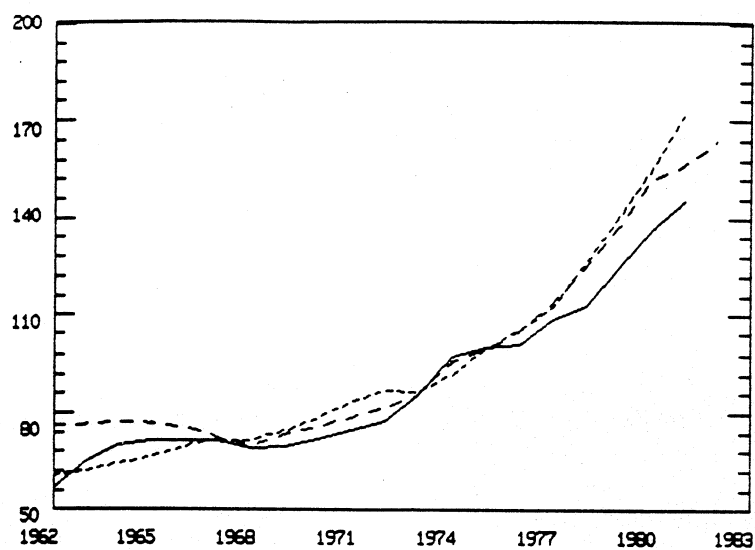
$$x = A (px/P_c)^{-\eta} (px/P)^{\alpha+\eta} R^\beta$$

3) Hvis korrelasjonen er for sterk vil det imidlertid kunne oppstå problemer med å få estimert signifikante parametre i eksporteterspørselsfunksjonene, og det vil i så fall måtte lede til en konklusjon om at tilbudsmodellen er å foretrekke.

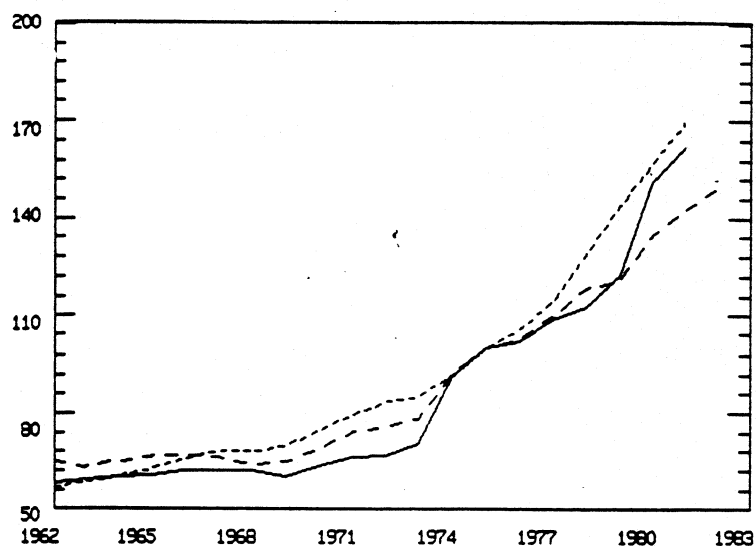
Figur 4.2: Prisindekser. 1975=100

———— Eksportprisindeks
- - - - Prisindeks for markedsindikatoren
..... Importprisindeks

4.2a Indekser for MODAGvare 18 og KVARTSvare 15



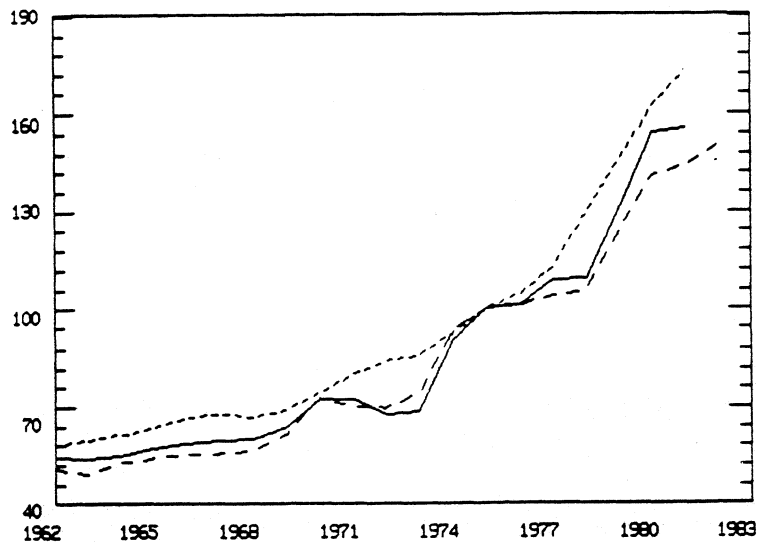
4.2b Indekser for MODAGvare 27 og KVARTSvare 25



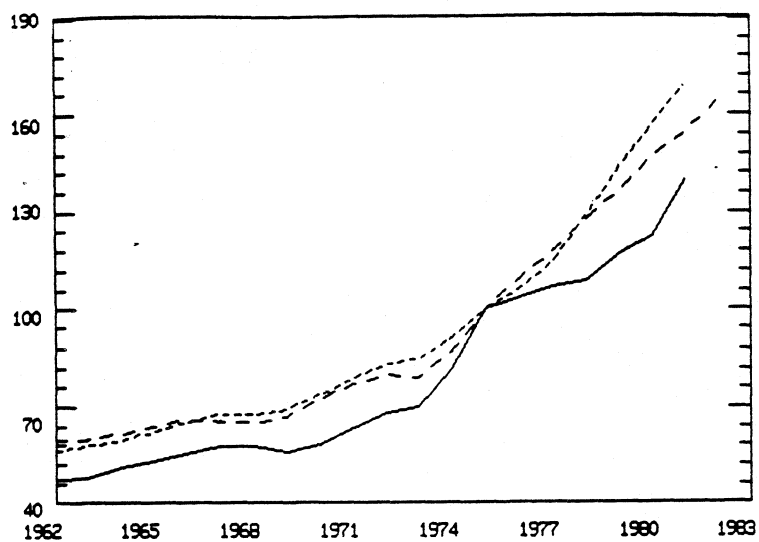
Figur 4.2(forts): Prisindekser

— Eksportprisindeks
 - - - - Prisindeks for markedsindikatoren
 Importprisindeks

4.2c Indekser for MODAGvare 43 og KVARTSvare 30



4.2d Indekser for MODAGvare 45 og KVARTSvare 45



5. ESTIMERINGSRESULTATER

5.1 Innledning og oppsummering av uttestede modellvarianter

Vi skal i dette avsnittet gjengi estimeringsresultater for de modellene som ble presentert i kapittel 3. Siden den grunnleggende modellen i regelen består av to simultane likninger til bestemmelse av pris og kvantum, burde vi ideelt sett ha benyttet en estimeringsmetode som tok hensyn til dette, for eksempel sannsynlighetsmaksimeringsmetoden (FIML). Av praktiske grunner har vi imidlertid begrenset oss til å bruke minste kvadraters metode (MKM) og instrumentvariabelmetoden (INS). Det er vel kjent at MKM gir estimater som er asymptotisk forventningsskjevne når høyresidevariabler faktisk blir bestemt simultant med venstresidevariabelen. For forsøksvis å ta hensyn til simultaniteten har vi derfor i flere beregninger benyttet instrumentvariabler for leddet for eksportprisen i etterspørselsrelasjonen. I tillegg ble det også i noen tilfelle forsøkt korrigert for 1. ordens autokorrelasjon i restleddene, uten at dette ga endringer i estimatene av betydning. Generelt viste det seg at særlig de langsiktige egenskapene ved modellene var svært robuste overfor valg av estimeringsmetode.

For de fleste modellene har vi også eksperimentert en del med detaljene i spesifikasjonen, for eksempel ved å benytte litt andre indikatorer for høyresidevariablene enn de som rapporteres her. I det følgende skal vi imidlertid bare gå gjennom ett sett av resultater for hver modell. Utvelgingen av den "beste" modellen har ikke skjedd ved hjelp av noen formell testprosedyre, men er i stedet basert på en skjønnsmessig vurdering av restledd og testobservatorer, som estimatenes t-verdier, den multiple korrelasjonskoeffisienten, Durbin-Watson observatoren, residual variasjonskoeffisient osv. Årsaken til dette er dels at vi i praksis må ta betydelig hensyn til at relasjonene skal innarbeides i en makroøkonomisk modellramme, MODAG A, når vi bestemmer hvilke relasjoner som er "best". Det er dessuten uklart hvilken status en skal gi formelle tester på delblokker av en større modell.

Ved presentasjonen av de enkelte modellene i avsnittene 3.1-3.5 tok vi utgangspunkt i markedsmodeller basert på prisfast kvantumstilpasning hos produsentene og stigende tilbudskurver. Estimeringen ga imidlertid generelt lite tilfredstillende resultater for de relasjonene hvor tilbudsvariablene (faktorpriser og realkapital) opptrer. Vi vil derfor presentere resultatene etter følgende inndeling av modellene:

- Modelltype I: Etterspørselsorienterte modeller
- Ia: Modell med lag i relative priser

Ib: Modell med lag i eksportvolumet
 Ic: Modell med skift i etterspørselsfunksjonen
 Modelltype II: Tilbudsorienterte modeller
 IIa: Statisk tilbudsrelasjon
 IIb: Dynamisk tilbudsrelasjon
 Modelltype III: Markedsmodell med gradvis tilpasning

Modelltype I omfatter de modellene som ble presentert i avsnittene 3.1, 3.3 og 3.5. I realiteten innebærer inndelingen over at vi har lagt liten vekt på den postulerte tilbudsatferden for disse modellene, jfr. den prinsipielle drøftingen av dette i tidligere avsnitt. For modell Ib vil vi, for å gi et inntrykk av tendensen i datamaterialet, likevel presentere estimeringsresultatene for den prisrelasjonen som følger av modellen i 3.3.

Modelltypene II og III omfatter de modellene som ble presentert i avsnittene 3.2 og 3.4.

Nedenfor skal vi først gå gjennom estimeringsresultatene modell for modell. For hver modell presenteres de resultatene vi vurderte som best for de enkelte varene, og hovedinntrykkene kommenteres. Deretter vil vi i kapittel 6 foreta en litt grundigere sektorvis gjennomgang av resultatene og også vise simuleringsegenskapene til de relasjonene som faktisk er implementert i MODAG A.

5.2 Modell Ia: Lag i relative priser i etterspørselsfunksjonen

Vi skal i dette avsnittet se på de resultatene vi oppnådde ved estimeringen av den etterspørselsfunksjonen som ble presentert i avsnitt 3.1. Etterspørselen ble der spesifisert som en funksjon av relative priser med opp til 2 års lag samt markedsindikatoren på følgende måte:

$$(5.1) \quad \ln x_t = A' + \sum_{i=0}^2 \alpha^i \ln(px_{t-i}/P_{t-i}) + \beta \ln R_t$$

α^0 kan tolkes som den kortsiktige priselastisiteten mens summen av α -ene er den langsiktige priselastisiteten og β markedselastisiteten for norske eksportvarer.

Innenfor denne modellen forsøkte vi oss fram med flere ulike forutsetninger om lagstrukturen på relative priser, både med hensyn til lengden på laggene og ved å pålegge lagstrukturen ulike restriksjoner. Ved utvelgelsen av den "beste" relasjonen la vi avgjørende vekt på at ingen av estimatene skulle ha feil fortegn ut fra hva vi på forhånd kunne vente fra økonomisk teori. I tillegg hadde vi en svak preferanse for å velge "pene"

lagfordelinger, i den forstand at lagkoeffisientene var jevnt avtakende eller fulgte en annengradsfunksjon. For mange varer benyttet vi derfor en forutsetning om at lagfordelingen var et polynom av 1. eller 2. grad og la dessuten en restriksjon på halen til fordelingen ved estimeringen. Dette medførte stort sett bare små endringer i anslaget på den langsiktige priselastisiteten og det kom sjelden i konflikt med de generelle føynings-egenskapene til relasjonen.

Estimeringsresultatene for modell Ia er gjengitt i tabell 5.1. Vi ser at markedselastisiteten kommer klart signifikant inn for alle varene med relativt høye verdier. Dette resultatet går igjen i de fleste modellene, og har som påpekt i avsnitt 4 sammenheng med definisjonen av markedsindikatoren og i særlig grad det forholdet at varebyttet mellom land har vokst klart sterkere enn innenlandske sluttleveringer. For 7 av varene får vi estimert en markedselastisitet som er større enn 1,5. Når det gjelder den langsiktige priselastisiteten er resultatene mer ujevne, og for hele 6 varer er tallverdien lavere enn 1. Ved vurderingen av disse elastisitetene er det verd å merke seg at det vi er ute etter å estimere er virkningen av endringer i den relative prisen mellom norske eksportvarer og konkurrentenes produkter. Dersom disse varene er nære substitutter er det grunn til å vente høyere verdier på priselastisitetene enn det som er vanlig ved estimering av etterspørselssystemer innenfor tradisjonell konsumanalyse. På denne bakgrunnen virker anslaget på for den langsiktige priselastisiteten for flere varer lavt i tallverdi. I avsnitt 4 pekte vi på at en mulig årsak til disse lave anslagene kan være egenskaper ved det datamaterialet som er benyttet. Kombinasjonen av utelatte variable og - for flere varers vedkommende - bruken av en generell prisindeks for det norske eksportmarkedet som konkurranseprisindeks kan trekke i retning av at priselastisiteten blir undervurdert.

For fem av varene tyder verdien på Durbin-Watson observatoren på at restleddene er autokorrelerte. Vi har også gjort beregninger hvor vi har forsøkt å korrigere for dette, men da estimatene ikke ble vesentlig endret, tar vi ikke med disse resultatene her.

Når det gjelder enkeltresultatene ser vi at særlig varene 26, 28 og 45 framstår som problematiske.

5.3 Modell Ib: Lagget eksportvolum

Vi skal nå se på resultatene for den modellen som ble presentert i avsnitt 3.3 (se Goldstein og Kahn (1978)). Modellen ledet fram til følgende

Tabell 5.1: Estimeringsresultater for modell Ia: Eterspørselsfunksjon med lag i relative priser

$$\ln x_t = k + \sum_{i=0}^2 \alpha^i \ln (px_{t-i}/P_{t-i}) + \beta \ln R_t$$

Vare	Esti- merings- metode	Esti- merings- periode	Estimater ²⁾					Observatorer ⁴⁾						
			k	α^0	α^1	α^2	β	DUM ³⁾	$\sum \alpha^i$	R ²	SER	LHSM	DW	
16	Næringsmidler	PDL2	1964-81	4,26 (5,44)	-0,31 (2,19)	-0,13 (1,56)	-0,03 (0,31)	0,85 (4,98)	-0,48	0,70	0,0698	8,146	1,52	
17	Drikkevarer og tobakk	PDL2	1964-81	-6,32 (4,49)	-0,55 (3,12)	-0,43 (3,63)	-0,25 (1,88)	2,21 (7,45)	-1,24	0,83	0,1036	4,041	1,90	
18	Tekstiler og beklædningsvarer	PDL2	1964-81	-0,78 (0,91)	-0,05 (0,14)	-0,46 (2,16)	-0,44 (1,77)	1,58 (8,24)	-0,95	0,93	0,0877	6,422	0,77	
26	Trevarer	MKM	1962-81	-4,79 (3,21)	0,42 (0,59)			2,42 (7,54)	0,42	0,82	0,2207	6,063	1,04	
27	Kjemiske og mineraliske produkter	MKM	1964-81	-6,93 (17,21)	-0,13 (0,57)	-0,24 (0,84)	-0,51 (2,28)	3,11 (34,64)	-0,88	0,99	0,0481	7,295	1,91	
28	Grafiske produkter	MKM	1962-81	-4,08 (2,78)	-1,14 (2,57)			1,75 (5,62)	-1,14	0,65	0,1870	4,071	0,88	
34	Treforedlings- produkter	PDL2	1964-81	1,12 (0,76)	-0,68 (1,60)	-0,70 (3,69)	-0,47 (1,79)	1,47 (4,77)	0,19 (2,57)	-1,05	0,71	0,0648	8,173	1,69
37	Kjemiske råvarer	INST-PDL1	1964-81	-1,39 (1,90)	-0,43 (2,63)	-0,28 (2,63)	-0,14 (2,63)	1,95 (12,73)	-0,85	0,94	0,0726	7,625	0,92	
43	Metaller	PDL1	1963-81	2,73 (5,39)	-0,99 (3,68)	-0,49 (3,68)		1,35 (12,15)	-1,48	0,93	0,0673	8,788	2,06	
45	Verksteds- produkter	MKM	1964-81	-4,64 (7,70)		-0,26 (2,50)	-0,52 (2,50)	2,81 (21,76)	-0,79	0,97	0,0789	8,229	0,92	

1) PDLi - Minste kvadraters metode der lag-fordelingen er et polynom av grad i. Halerestriksjon.

MKM - Vanlig minste kvadratens metode.

INST - Har brukt instrumentvariable for eksportprisen.

For sektorene 34, 37 og 43 er importprisen benyttet som konkurransepris.

For sektor 45 er det lagt å priori restriksjon på lagfordelingen ved at 1/3 er forutsatt i år (t-1) og resten i år (t-2).

2) t-verdier i parentes.

3) Dummy for 1974.

4) SER - Standard error of regression

LHSM - Left hand side mean

DW - Durbin-Watson observatoren.

uttrykk for eksportkvantum og -pris:

$$(5.2) \quad \ln x_t = a_0 + a_1 \ln(px_t/P_t) + a_2 \ln R_t + a_3 \ln x_{t-1}$$

$$(5.3) \quad \ln px_t = b_0 + b_1 \ln x_t + b_2 \ln q_t + b_3 \ln w_t + b_4 \ln K_t + b_5 \ln px_{t-1}$$

Av forutsetningene om strukturcoeffisientene (jfr. avsnitt 3.3), følger det at $a_1 < 0$, $a_2 > 0$, $0 < a_3 < 1$, $b_1, b_2, b_3, b_5 > 0$ og $b_4 < 0$.

Relasjon (5.2) kunne vært utledet direkte uten å forutsette prisfast kvantumstilpasning på tilbudssiden, og istedet begrense analysen til etterspørselssiden, og benytte en "partial adjustment"-relasjon for eksportvolumet. En underliggende, alternativ antakelse om tilbyderatferden kan være at det hersker en form for ufullkommen konkurranse som gjenspeiles i en prissettingsrelasjon. Dette er også i tråd med tolkningen av de relasjonene som faktisk er implementert i MODAG A (jfr. avsnitt 2.4). Som nevnt tar vi imidlertid for fullstendighetens skyld også med resultatene fra estimeringen av (5.3).

Resultatene for eksportvolumrelasjonen (5.2) er gjengitt i tabell 5.2. Siden priselastisiteten α skal være mindre enn null og markedselastisiteten β skal være større enn null, bør kravet til de estimerte parametrene være at $a_1 < 0$ og $a_2 > 0$. Dette er også oppfylt for alle varene med unntak av a_2 for Verkstedsprodukter (45). For de langsiktige elastisitetene ser vi at resultatene er i samsvar med dem som ble oppnådd for modell Ia: Gjennomgående høye markedselastisiteter, mens priselastisitetene er relativt lave i tallverdi. Utslagene er imidlertid noe mer moderate enn i den forrige modellen. Når det gjelder de kortsiktige elastisitetene er det viktige forskjeller mellom de to modellene. Vi ser at førsteårseffekten av en prisendring på eksportvolumet nå ikke er ubetydelig. Videre følger det av den dynamiske strukturen i denne modellen også et skille mellom kortsiktig og langsiktig markedselastisitet som ikke gjaldt i modell Ia. Dette bidrar til å redusere den umiddelbare effekten av en økning i markedsindikatoren R i forhold til modellen i forrige avsnitt. Vi ser at lagget eksportvolum kommer klart signifikant inn for de fleste varene, og bare for Verkstedsprodukter (vare 45), ligger estimatet utenfor det forventede området mellom null og en.

Også føyningsmessig synes modell Ib å komme noe bedre ut enn modell Ia. Enkeltresultatene viser i dette tilfelle klar bedring for Grafiske produkter (vare 28), mens modellen gir meningsløse resultater for eksporten av Verkstedsprodukter (vare 45). Et problem med anvendelse av relasjon (5.2) er imidlertid at den autoregressive strukturen (lagget endogen høyresidevariabel), kan gjøre modellen følsom overfor sjokk så lenge a_3 er

Tabell 5.2: Estimeringsresultater for modell Ib: Eksportvolumrelasjoner

$$\ln x_t = a_0 + a_1 \ln (px_t/P_t) + a_2 \ln A_t + a_3 \ln X_{t-1}$$

Vare	Esti- merings- metode ¹⁾	Esti- merings- periode	Estimater ²⁾			Langsiktige elast.				Observatorer ⁴⁾				
			a ₀	a ₁	a ₂	a ₃	DUM ³⁾	Pris	Marked	R ²	SER	LHSM	DW	
16	Næringsmidler	INST	1963-81	2,32 (2,35)	-0,42 (2,28)	0,61 (2,72)	0,38 (2,05)		-0,66	0,97	0,79	0,0682	8,128	2,07
17	Drikkevarer og tobakk	MKM	1963-81	-4,63 (3,35)	-0,68 (3,65)	1,69 (4,39)	0,27 (1,75)		-0,92	2,32	0,85	0,1057	4,017	1,98
18	Tekstiler og bekledningsvarer	MKM	1963-81	0,51 (0,65)	-0,49 (1,57)	0,35 (0,87)	0,67 (3,46)		-1,50	1,07	0,96	0,0721	6,395	1,75
26	Trevarer	MKM	1963-81	-1,84 (0,87)	-0,50 (0,52)	1,07 (1,30)	0,51 (1,58)		-1,02	2,17	0,80	0,2110	6,118	1,38
27	Kjemiske og mineraliske produkter	MKM	1963-81	-3,03 (2,64)	-0,47 (3,04)	1,48 (3,34)	0,49 (4,03)		-0,92	2,92	0,99	0,0461	7,236	2,45
28	Grafiske produkter	MKM	1973-81	-4,29 (1,84)	-1,17 (8,55)	1,68 (3,30)	0,22 (2,74)		-1,50	2,15	0,94	0,0577	4,313	1,83
34	Treforedlings- produkter	MKM	1963-81	1,38 (1,04)	-1,37 (3,98)	1,05 (4,08)	0,26 (1,68)	0,20 (2,63)	-1,85	1,42	0,74	0,0669	8,161	1,90
37	Kjemiske råvarer	MKM	1963-81	-0,61 (1,26)	-0,68 (2,92)	1,30 (4,23)	0,33 (2,33)		-1,00	1,93	0,97	0,0594	7,589	1,22
43	Metaller	MKM	1963-81	2,80 (5,22)	-1,53 (3,86)	1,44 (4,71)	0,00 (0,02)		-1,54	1,45	0,95	0,0661	8,788	1,88
45	Verkteds- produkter	MKM	1963-81	0,42 (0,80)	-0,53 (3,57)	-0,12 (0,41)	1,01 (9,65)		-	-	0,99	0,0437	8,182	2,21

1) INST - Instrumentvariable er brukt for eksportprisen.

MKM - Vanlig minste kvadraters metode.

For sektorene 17, 28, 34, 37 og 43 er importprisen benyttet som konkurransepris.

2) t-verdien i parentes.

3) Dummy for 1974.

4) Se note 4, tabell 5.1.

så høy som den er for enkelte varer.

Mens resultatene for volumrelasjonen (5.2) alt i alt er relativt tilfredstillende, ser vi av tabell 5.3 at det samme ikke kan sies om resultatene for prisrelasjonen (5.3). Tabellen viser at bare for én vare er lagget eksportpris signifikant forskjellig fra null på 5% nivå, og bare for tre varer kommer lagget inn med riktig fortegn. For fire varer er t-verdien på b_5 så nær null at vi har valgt en formulering uten lagget eksportpris. I dette tilfellet må modellen tolkes som at de realiserte verdiene av eksportvolum og -pris alltid ligger på tilbudskurven.

Også for koeffisienten foran eksportvolumet, b_1 , er resultatene nedslående. Bare i tre tilfelle er b_1 signifikant forskjellig fra null på 5% nivå, og to av disse har galt fortegn! Instrumentvariabelmetoden er her brukt for å ta vare på simultanitetsproblemen.

For kostnadsvariablene er resultatene generelt bedre: Summen av b_2 og b_3 har riktig fortegn for alle varer og koeffisienten foran vareinnsatsprisen er klart signifikant. Lønnssatsen inngår imidlertid med galt fortegn for nesten alle varene. Dette kan skyldes at vareinnsatsprisen og lønns-satsen er sterkt korrelerte i en del sektorer, noe som fører til et identifikasjonsproblem slik vi har spesifisert tilbudsfunksjonen.

Totalt er det bare for to av varene (37 og 45) at alle koeffisientene har riktig fortegn, og i begge disse relasjonene er den opprinnelige spesifikasjonen forlatt ved at variable enhetskostnader er tatt inn i stedet for faktorprisene. Også i disse relasjonene er imidlertid flere koeffisienter uskarpt bestemt. Vi kan også legge merke til at anslaget på "kapitalelastisiteten" c er svært høyt for flere varer. I utgangspunktet kan det være rimelig å vente at c er lavere enn 1, noe som bare er oppfylt for Grafiske produkter (vare 28).

5.4 Modell Ic: Skift i etterspørselsfunksjonen

Den siste etterspørselsmodellen vi skal se på er den som ble presentert i avsnitt 3.5. Etterspørselstrukturen ble her beskrevet ved likningene:

$$(5.4) \quad x_t^E = e_0 \beta_t (px_t/P_t)^{e_1} R_t^{e_2}, \quad e_1 < 0, e_2 > 0$$

$$(5.5) \quad \beta_{t+1} = \beta_t (r px_t/P_t)^{e_3}, \quad e_3 < 0$$

Poenget i modellen er at det innføres en skiftvariabel β i den statiske

Tabell 5.3: Estimeringsresultater for modell Ib: Prisrelasjoner

1) Relasjon: a) $\ln px_t = b_0 + b_1 \ln x_t + b_2 \ln q_t + b_3 \ln w_t + b_4 \ln K_t + b_5 \ln px_{t-1}$
 b) $\ln px_t = b_0 + b_1 \ln x_t + b_2 \ln uc_t + b_3 \ln K_t + b_4 \ln px_{t-1}$

Vare	Esti- merings- metode ²⁾	Esti- merings- periode	Estimer ³⁾					Tilbuds- Kapital			Observerer ⁶⁾					
			b ₀	b ₁	b ₂	b ₃	b ₂₃	b ₄	b ₅	elasti- sitet ⁴⁾	elasti- sitet ⁵⁾	R ²	SER	LHSM	DM	
16	Næringsmidler	INST	1963-81	0,18 (0,09)	0,03 (0,08)	1,16 (2,22)	-0,09 (0,22)			33,33	-	0,97	0,0774	-0,1256	1,35	
17	Drikkevarer og tobakk	INST	1963-81	2,89 (3,58)	-0,44 (2,48)			1,28 (13,22)		-2,27	-	0,96	0,0927	-0,3513	1,79	
18	Tekstiler og bекledningsvarer	INST	1963-81	3,72 (1,77)	0,12 (1,34)	0,93 (6,64)	-0,17 (1,56)		-0,50 (1,76)	0,37 (2,69)	6,58	4,39	0,99	0,0213	-0,1303	1,78
26	Trevarer	INST	1963-81	-1,11 (1,09)	-0,07 (0,80)	1,30 (3,67)	-0,04 (0,07)		0,20 (0,49)	-0,37 (1,03)	-18,30	2,93	0,99	0,0440	-0,2439	1,02
27	Kjemiske og mineralske produkter	INST	1963-81	-0,17 (0,14)	-0,11 (1,52)	1,36 (11,78)	-0,26 (2,46)		0,24 (1,27)		-9,09	20,36	0,99	0,0223	-0,2039	1,58
28	Grafiske produkter	INST	1963-81	-1,33 (0,33)	-0,40 (2,86)				0,87 (2,87)	0,38 (0,79)	-0,15 (0,65)		0,96	0,0974	-0,3280	1,60
34	Treforedlings- produkter	INST	1963-81	-0,90 (0,50)	-0,30 (0,85)	1,30 (6,75)	0,02 (0,09)		0,36 (1,89)	-0,47 (1,76)	-4,42	1,20	0,99	0,0420	-0,4014	1,70
37	Kjemiske råvarer	INST	1963-81	6,40 (4,82)	0,09 (1,14)			1,10 (5,16)	-0,77 (5,15)	0,09 (0,44)	11,93	8,34	0,98	0,0490	-0,3239	1,98
43	Metaller	INST	1963-81	-0,51 (0,86)	0,37 (2,23)	1,63 (5,87)	-0,66 (2,66)				2,70	-	0,99	0,0395	-0,2095	2,33
45	Verktøds- produkter	INST	1963-81	2,40 (0,49)	0,06 (0,33)			0,92 (2,38)	-0,30 (0,44)	0,17 (0,64)	0,37	4,76	0,99	0,0423	-0,2847	1,47

1) I de tilfellene hvor lagget pris ikke inngår i den estimerte relasjonen, impliserer modellen av $b_2 + b_3 = 1$ for relasjon a) og $b_2 = 1$ for relasjon b). Det framgår av tabellen at det ikke er tatt hensyn til dette ved estimeringen.

2) Instrumentvariable er brukt for eksportvolumet.

3) t-verdier i parentes.

4) Beregnet som $(b_2 + b_3)/b_1$ for relasjon a) og b_{23}/b_1 for relasjon b).

5) Beregnet som $-b_4/b_1$.

6) Se note 4 til tabell 5.1.

etterspørselsfunksjonen (5.4) som "flytter" etterspørselskurven utover eller innover alt ettersom prisnivået på norske eksportvarer er lavere eller høyere enn prisnivået på konkurrentenes produkter. Dersom β elimineres fra (5.4)-(5.5), kan vi utlede følgende relasjon:

$$(5.6) \quad \ln x_t = e_3 \ln r + e_1 \ln(px_t/P_t) + (e_3 - e_1) \ln(px_{t-1}/P_{t-1}) \\ + e_2 \ln(R_t/R_{t-1}) + \ln x_{t-1}$$

som er den relasjonen vi har estimert. Også i dette tilfellet blir dermed tolkningen av modellen at vi estimerer en etterspørselsfunksjon, mens den underliggende tilbudsatferden ikke eksplisitt er representert. En mulig hypotese er å anta at den kan beskrives ved en prissettingrelasjon svarende til en form for begrenset konkurranse. Uansett tolkning kan det her ligge et simultanitetsproblem i den økonometriske spesifikasjonen.

Estimeringsresultatene for relasjon (5.6) er gjengitt i tabell 5.4. Vi ser at de fleste koeffisientene har det forventede fortegnet; bare for varene 17, 18 og 28 må resultatene forkastes fordi dette kravet ikke er oppfylt. Siden vi stort sett har implementert resultatene for modell Ib fra tabell 5.2 i MODAG A, er det naturlig å jamnføre tabell 5.4 med denne. Selv om pris- og markedselastisitetene ikke er direkte sammenliknbare i de to tilfellene, ser vi at hovedinntrykket er det samme nå som før: relativt lave priselastisiteter i tallverdi og relativt høye markedselastisiteter. For priselastisitetene, e_1 , er resultatene svært nær de som ble oppnådd for de kortsiktige elastisitetene, a_1 , i modell Ib. Når det gjelder betydningen av markedsvekst, ser vi at elastisiteten e_2 nå ligger gjennomgående en del høyere, også i forhold til de langsiktige elastisitetene som ble oppnådd for modell Ib.

Parameteren e_3 gir uttrykk for hvor raskt den statiske etterspørselskurven (5.4) skifter når det er avvik mellom norsk eksportpris og prisen på konkurrentenes produkter. Jo større e_3 er i tallverdi, desto raskere skifter kurven. Størrelsen på e_3 må imidlertid ses i sammenheng med anslaget på koeffisienten r . Som forklart i avsnitt 3.5, kan r tolkes som forholdet i basisåret mellom prisen på norsk eksport og konkurrentenes priser. Dersom r er nær 1, betyr det at de fysiske prisene er tilnærmet like for norske og utenlandske varer i basisåret, og vi ser av (5.4)-(5.5) at hvis forholdet mellom px og P ikke avviker mye fra 1 (slik forholdet er i basisåret), så vil størrelsen på r være av betydning for hvordan etterspørselskurven skifter. Av tabell 5.4 ser vi at estimatene på e_3 for varene 16 og 37 er svært nær null. Samtidig avviker r relativt betydelig fra 1 for

Tabell 5.4: Estimeringsresultater for modell Ic: Modell med skift i etterspørselskurven

$$\text{Relasjon: } \ln x_t = e_0 + e_1 \ln(px_t/P_t) + (e_3 - e_1) \ln(px_{t-1}/P_{t-1}) + e_2 \ln(R_t/R_{t-1}) + \ln x_{t-1}$$

Vare	Esti- merings- metode ¹⁾	Esti- merings- periode	Estimater ²⁾			Observatorer ⁴⁾					
			e_0	e_1	e_2	e_3	R^2	SER	LHSM	DW	
16	MKM	1963-81	-0,04 (0,76)	-0,38 (2,09)	2,35 (1,32)	-0,04 (0,24)	2,87	0,70	0,0808	8,1276	2,54
17	MKM	1963-81	-0,01 (0,15)	-0,55 (1,83)	-1,37 (0,45)	-0,18 (0,83)	1,08	0,63	0,1635	4,0170	1,83
18	MKM	1963-81	-0,07 (1,40)	0,40 (1,09)	3,47 (2,43)	-0,30 (1,10)	1,27	0,95	0,0748	6,3947	2,14
26	MKM	1963-81	-0,22 (2,20)	-0,59 (0,69)	5,20 (2,40)	-1,02 (1,51)	1,24	0,83	0,1930	6,1177	1,75
27	MKM	1963-81	0,01 (0,35)	-0,44 (1,60)	2,20 (3,41)	-0,26 (1,31)	0,96	0,99	0,0584	7,2358	2,51
28	MKM	1963-81	0,10 (1,34)	-1,32 (4,50)	-0,74 (0,34)	-0,30 (0,86)	0,72	0,68	0,1763	4,0988	1,94
34	MKM	1963-81	0,04 (0,58)	-1,33 (1,66)	0,44 (0,33)	-0,21 (0,84)	0,84	0,35	0,1019	8,1612	2,38
37	MKM	1963-81	0,02 (0,31)	-0,76 (2,02)	1,82 (2,52)	-0,03 (0,11)	0,49	0,95	0,0729	7,5889	1,57
43	MKM	1963-81	-0,09 (1,70)	-0,73 (1,74)	1,89 (1,89)	-0,85 (1,84)	1,11	0,90	0,0958	8,7881	3,37
45	MKM	1963-81	-0,06 (1,82)	-0,50 (2,28)	1,02 (1,24)	-0,58 (4,66)	1,11	0,99	0,0438	8,1819	2,15

1) Minste kvadraters metode.

For varene 28, 34 og 37 er importprisen benyttet som konkurranseprisindikator.

2) t-verdier i parentes.

3) Anslått som $\exp(e_0/e_3)$. Se likning 5.7.

4) Se note 4 til tabell 5.1.

disse sektorene. Samlet gir derfor anslagene på e_3 og r en isolert virkning på eksportvolumet av vare 16 og vare 37 på henholdsvis $-4,3\%$ og $+2,1\%$ i basisåret for prisindeksene, på tross av at verdien på e_3 er nær null.

Føyningsmessig er resultatene stort sett noe dårligere enn i tabell 5.2. Trevarer (vare 26) og Verkstedsprodukter (vare 45) danner imidlertid viktige unntak. Både den multiple korrelasjonskoeffisienten og den residuale variasjonskoeffisienten kommer bedre ut for disse sektorene i dette tilfellet, selv om føyningen fortsatt er lite tilfredstillende for Trevarer. For Verkstedsprodukter er modell Ic en av de få spesifikasjonene som gir riktig fortegn på alle koeffisientene og hvor dessuten føyningen er tilfredsstillende.

5.5 Tilbudsorienterte modeller

Vi skal i dette avsnittet se på estimeringsresultatene for to modeller der norsk eksport kan sies å bli bestemt fra tilbudssiden. Den første modellen er den statiske utgaven av "liten åpen økonomi" modellen hvor eksportprisen er gitt på verdensmarkedet og eksportert kvantum bestemmes direkte av hvor mye norske produsenter ønsker å tilby:

$$(5.7) \quad \ln x_t = a_0 + a \ln(px_t/q_t) + b \ln(w_t/q_t) + c \ln K_t$$

hvor $a, c > 0$, $b < 0$, $a + b > 0$.

Resultatene for denne relasjonen er gjengitt i tabell 5.5. For alle varene unntatt Metaller (43), viste de første beregningsresultatene sterke indikasjoner på autokorrelerte restledd. Disse relasjonene ble derfor reestimert under forutsetning av konstant første ordens autokorrelasjon ved hjelp av Cochrane-Orcutt metoden. For Verkstedsprodukter (45) var det indikasjoner på autokorrelasjon av høyere orden, men fordi de første resultatene var lite oppløftende (blant annet feil fortegn på a) er det nærliggende å tolke dette som utslag av en feilspesifisert modell, og vi valgte derfor å ikke gå videre med relasjon (5.7) for denne varen. For de øvrige varene ligger anslaget på autokorrelasjonskoeffisienten rundt 0,5.

Vi ser av tabell 5.5 at ingen relasjoner har riktig fortegn på alle koeffisientene! For flere av koeffisientene er fortegnet signifikant galt. Det er særlig "tilbudselastisiteten" a og lønnselastisiteten b som skaper problemer. Bare for to varer (34 og 43) er det anslått riktig fortegn på a , og det samme gjelder for b (varene 17 og 28).

Også når det gjelder føyningen gir modell IIa gjennomgående svakere

Tabell 5.5: Estimeringsresultater for modell IIa: Statistisk tilbudsfunksjon

$$\ln x_t = a_0 + a \ln (px_t/q_t) + b \ln (w_t/q_t) + c \ln K_t$$

Vare	Esti- merings- metode ¹⁾	Esti- merings- periode	Estimater ²⁾			Autokorre- lasjonskoeff-		Observatorer ⁴⁾			
			a ₀	a	b	c	fisienten	R ²	SER	LHSM	DW
16 Næringsmidler	GLS1	1962-81	7,13 (3,15)	-0,01 (0,07)	1,20 (2,71)	-0,39 (0,94)	0,61	0,63	0,0693	8,1080	2,09
17 Drikkevarer og tobakk	GLS1	1962-81	-5,17 (2,55)	-0,35 (1,10)	-0,52 (0,67)	1,56 (2,49)	0,62	0,60	0,1433	3,9766	1,74
18 Tekstiler og bekleddingsvarer	GLS1	1962-81	1,62 (0,35)	-0,15 (0,30)	0,97 (5,36)	0,18 (0,27)	0,53	0,84	0,0812	6,3650	1,71
26 Trevarer	GLS1	1962-81	0,36 (0,27)	-0,30 (0,23)	2,98 (2,21)	-0,69 (1,01)	0,45	0,68	0,2059	6,0637	1,55
27 Kjemiske og mineraliske produkter	GLS1	1962-81	-9,39 (5,50)	-1,29 (1,87)	0,24 (0,59)	1,79 (4,97)	0,49	0,97	0,0684	7,1762	1,72
28 Grafiske produkter	GLS1	1962-81	0,29 (0,17)	-1,14 (4,53)	-0,26 (0,36)	0,60 (1,76)	0,45	0,68	0,1531	4,0714	1,68
34 Treforedlings- produkter	GLS1	1962-81	10,55 (6,68)	0,68 (1,17)	0,71 (3,94)	-0,62 (2,47)	0,20	0,53	0,0879	8,1467	1,88
37 Kjemiske råvarer	GLS1	1962-81	-0,08 (0,02)	-0,21 (0,45)	0,89 (3,16)	0,44 (1,01)	0,53	0,74	0,1160	7,5489	1,71
43 Metaller	MKM	1962-81	0,27 (0,21)	1,11 (2,01)	1,03 (2,41)	0,46 (1,53)	0,95	0,93	0,0886	8,7516	2,13
45 Verksteds- produkter	GLS1	1962-81	-3,49 (1,85)	-0,88 (2,48)	0,56 (1,40)	1,04 (3,17)	0,95	0,79	0,0603	8,1307	0,75

1) MKM - Minste kvadraters metode

GLS1 - Korrigert for første ordens autokorrelasjon i restleddene ved Cochrane-Orcutt metoden.

2) t-verdier i parentes

3) Se note 4 til tabell 5.1

resultater enn modell Ib. Bare for Metaller (43), den eneste varen hvor relasjonen er estimert med vanlig minste kvadraters metode, er føyningen marginalt bedre. Her er imidlertid fortegnet på b signifikant galt.

Den andre tilbudsorienterte modellen vi skal se på er den dynamiske modellen som ble lansert av Browne (1982) og presentert i avsnitt 3.4. Modellen ledet fram til følgende uttrykk for eksportkvantum og -pris:

$$(5.8) \quad \ln x_t = c_0 + c_1 \ln(px_t/q_t) + c_2 \ln(w_t/q_t) + c_3 \ln K_t + c_4 \ln x_{t-1}$$

$$(5.9) \quad \ln px_t = d_0 + d_1 \ln P_t + d_2 \ln R_t + d_3 \ln x_t + d_4 \ln px_{t-1}$$

Forutsetningene om fortegnene på strukturkoeffisientene (jfr. avsnitt 3.4), leder til at $c_1, c_3 > 0$, $c_2 < 0$, $0 \leq c_4 < 1$, $d_1, d_2 > 0$, $d_3 < 0$ og $0 \leq d_4 < 1$.

Resultatene for volumrelasjonen (5.8) er gjengitt i tabell 5.6. Vi ser at den eneste forskjellen mellom denne relasjonen og den statiske relasjonen (5.7), er at lagget eksportvolum nå opptrer på høyre side av likningen. Dette medfører at tolkningen av koeffisientene blir noe annerledes, selv om fortegnstrukturen skal være den samme. Ikke uventet viser tabell 5.6 om lag det samme bildet som tabell 5.5: For nesten alle varene har c_1 og c_2 galt fortegn, og ingen relasjoner har kommet ut med riktig fortegn på alle koeffisientene.

I tabell 5.7 er estimeringsresultatene for prisrelasjonen (5.9) gjengitt. Merk at nå er importprisen benyttet som indikator for prisen på konkurrerende varer. I dette tilfellet har bare tre av varene (17, 28, 43) de forventede fortegnene. Den variabelen som gjør det "sterkeste inntrykket", er som ventet importprisen. Koeffisienten d_1 er klart signifikant for alle varene, og verdien er oftest i underkant av 1. Føyningsmessig er resultatene omlag som for prisrelasjonene i tabell 5.3.

For de varene som har rett fortegn på alle koeffisientene, ser vi at lagget eksportpris kommer relativt dårlig ut. Det samme gjelder markedsindikatoren for varene 28 og 43. Igjen vil vi minne om at prisrelasjonene her bare er tatt med for fullstendighetens skyld. De prisrelasjonene som faktisk er implementert i MODAG A er spesifisert som funksjoner av konkurransepris, variable enhetskostnader og kapasitetsutnyttningen hos den innenlandske hovedleverandøren, jfr. avsnitt 2.4.

Tabell 5.6: Estimeringsresultater for modell IIb: Eksportvolumrelasjoner

$$\ln x_t = c_0 + c_1 \ln(px_t/q_t) + c_2 \ln(w_t/q_t) + c_3 \ln K_t + c_4 \ln x_{t-1}$$

Vare	Esti- merings- metode	Esti- merings- periode	Estimater ²⁾				Tilbuds- elasti- sitet ³⁾	Kapital- elasti- sitet ⁴⁾	Observatorer ⁵⁾					
			c ₀	c ₁	c ₂	c ₃			c ₄	R ²	SER	LHSM	DW	
16	Næringsmidler	MKM	1963-81	5,07 (2,42)	-0,24 (0,95)	0,60 (1,65)	-0,21 (0,77)	0,60 (1,65)	-0,36	-0,32	0,79	0,0707	8,1276	1,96
17	Drikkevarer og tobakk	MKM	1963-81	-2,20 (1,62)	-0,58 (1,77)	-0,28 (0,46)	0,89 (1,69)	0,22 (1,06)	-0,74	1,15	0,79	0,1268	4,0170	1,44
18	Tekstiler og beklædningsvarer	MKM	1963-81	5,55 (1,56)	-0,97 (1,22)	0,31 (1,32)	-0,63 (1,20)	0,70 (3,43)	-3,28	-2,12	0,96	0,0743	6,3947	1,80
26	Trevarer	INST	1963-81	0,93 (0,91)	-0,30 (0,20)	3,35 (2,77)	-1,45 (2,16)	0,66 (2,95)	-0,90	-4,28	0,86	0,1827	6,1177	1,69
27	Kjemiske og mineralske produkter	INST	1963-81	-1,93 (0,98)	-1,14 (1,95)	0,06 (0,20)	0,53 (1,28)	0,60 (4,12)	-2,86	1,32	0,99	0,0574	7,2358	2,45
28	Grafiske produkter	MKM	1963-81	1,66 (1,18)	-1,27 (4,04)	-0,81 (0,65)	0,55 (0,78)	0,28 (1,59)	-1,77	0,77	0,76	0,1593	4,0988	1,60
34	Treforedlings- produkter	MKM	1963-81	9,43 (3,15)	0,60 (0,89)	0,54 (2,39)	-0,55 (2,06)	0,15 (0,64)	0,71	-0,65	0,57	0,0857	8,1612	1,99
37	Kjemiske råvarer	INST	1963-81	-0,62 (0,36)	0,11 (0,34)	0,24 (1,15)	0,25 (1,24)	0,67 (4,79)	0,33	0,74	0,95	0,0797	7,5889	1,65
43	Metaller	MKM	1963-81	1,09 (0,77)	0,89 (1,47)	0,94 (2,17)	0,32 (0,83)	0,10 (0,37)	0,99	0,36	0,92	0,0859	8,7880	2,62
45	Verktøds- produkter	INST	1963-81	2,11 (4,18)	-0,96 (3,65)	0,45 (1,89)	-0,33 (2,59)	0,89 (9,45)	-8,45	-2,93	0,99	0,0392	8,1819	1,77

1) MKM - Minste kvadraters metode.

INST - Instrumentvariable brukt for eksportprisen.

2) t-verdien i parentes.

3) Beregnet som $c_1/(1-c_1)$.

4) Beregnet som $c_3/(1-c_3)$.

5) Se note 4 til tabell 5.1.

Tabell 5.7: Estimeringsresultater for modell IIb: Prisrelasjoner

$$1) \text{ Relasjon: } \ln px_t = d_0 + d_1 \ln BI_t + d_2 \ln R_t + d_3 \ln x_t + d_4 \ln px_{t-1}$$

Vare	Esti- merings- metode ²⁾	Esti- merings- periode	Estimator ³⁾				Pris- elasti- sitet ⁴⁾	Markeds- elasti- sitet ⁵⁾	Observerer ⁶⁾					
			d ₀	d ₁	d ₂	d ₃			d ₄	R ²	SER	LHSM	DW	
16	Næringsmidler	MKM	1963-81	-1,74 (1,69)	1,04 (4,54)	0,90 (2,43)	-0,24 (1,11)	-0,13 (0,78)	-4,33	3,76	0,99	0,0546	-0,1256	1,36
17	Drikkevarer og tobakk	MKM	1963-81	-6,58 (2,91)	0,71 (2,19)	1,95 (3,32)	-0,56 (2,63)	0,15 (0,60)	-1,26	3,47	0,96	0,1086	-0,3513	1,73
18	Tekstiler og bekleidningsvarer	MKM	1963-81	-0,46 (0,51)	0,53 (5,77)	0,11 (0,31)	0,02 (0,20)	0,39 (2,24)	21,62	-4,59	0,99	0,0262	-0,1303	1,33
26	Trevarer	MKM	1963-81	0,49 (0,45)	0,72 (2,68)	-0,15 (0,49)	0,07 (1,13)	0,37 (1,43)	9,70	1,95	0,98	0,0556	-0,2439	2,03
27	Kjemiske og mineralske produkter	MKM	1963-81	1,57 (1,09)	1,06 (5,35)	-0,34 (0,60)	0,04 (0,26)	0,23 (1,39)	25,31	8,07	0,99	0,0389	-0,2039	1,40
28	Grafiske produkter	MKM	1963-81	-1,12 (0,40)	1,01 (2,79)	0,60 (0,98)	-0,35 (2,63)	0,20 (0,92)	-2,88	1,69	0,93	0,1193	-0,3288	1,86
34	Treforedlings- produkter	MKM	1963-81	-1,08 (1,46)	1,19 (9,74)	0,57 (2,57)	-0,17 (0,92)	-0,07 (0,48)	-6,97	3,38	0,99	0,0396	-0,4014	1,04
37	Kjemiske råvarer	INST	1963-81	-0,02 (0,04)	1,24 (6,98)	1,16 (3,19)	-0,65 (3,06)	-0,07 (0,46)	-1,90	1,79	0,99	0,0442	-0,3239	1,62
43	Metaller	INST	1963-81	1,80 (2,73)	0,95 (9,34)	0,29 (0,71)	-0,31 (1,80)	0,13 (1,20)	-3,03	0,94	0,99	0,0310	-0,2095	1,35
45	Verksteds- produkter	INST	1963-81	5,73 (2,96)	0,68 (3,28)	-2,31 (3,31)	0,62 (3,71)	0,77 (3,60)	1,10	3,75	0,99	0,0431	-0,2847	2,13

1) Importprisen BI er brukt som indikator for prisen på konkurrerende varer.

2) MKM - Minste kvadraters metode.

INST - Instrumentvariable brukt for eksportvolumet.

3) t-verdien i parentes.

4) Beregnet som d/d .

5) Beregnet som d_2/d_1 .

6) Se note 4 til tabell 5.1.

5.6 Markedsmodellen

Til slutt skal vi presentere estimeringsresultatene fra den dynamiske markedsmodellen i avsnitt 3.2. Vi utledet der følgende uttrykk for utviklingen i realisert eksportvolum og -pris:

$$(5.10) \quad \ln x_t = \ln H_0 + H_1 \ln(P_t/q_t) + H_2 \ln(w_t/q_t) + H_3 \ln R_t \\ + H_4 \ln K_t + (1 - \gamma) \ln x_{t-1},$$

hvor vi venter at $H_1, H_3, H_4 > 0, H_2 < 0, H_1 + H_2 > 0,$

$$(5.11) \quad \ln px_t = \ln G_0 + \lambda \ln P_t + G_1 \ln(P_t/q_t) + G_2 \ln(w_t/q_t) + G_3 \ln R_t \\ + G_4 \ln K_t + (1 - \lambda) \ln px_{t-1},$$

hvor vi venter at $G_2, G_3 > 0, -\lambda < G_1 < 0, G_4 < 0, G_1 + G_2 < 0.$

Ved estimeringen av denne modellen har vi for alle varene benyttet vanlig minste kvadraters metode (MKM). Siden (5.10) og (5.11) er (dynamiske) redusert form-relasjoner, unngår vi her simultanitetsproblemer mellom eksportvolum og -pris, med unntak, av de problemene som kan oppstå fordi lagget endogen variabel opptrer i de estimerte relasjonene. Som påpekt i avsnitt 3.2, er en svakhet ved å estimerte modellen på formen (5.10)-(5.11) at parametrene i strukturrelasjonene (tilbuds- og etterspørselsrelasjonene) ikke er entydig identifiserbare.

Estimeringsresultatene for eksportvolumrelasjonene i modell III er gjengitt i tabell 5.8. Det framgår klart at det er argumentene i etterspørselsfunksjonene som har størst forklaringskraft i eksportrelasjonen (5.10). Dette forsterker inntrykket fra resultatene av de øvrige modellene som er diskutert ovenfor. Koeffisienten for konkurranseprisen, H_1 , er estimert med riktig fortegn (positiv) for alle varene med unntak av én, Grafiske produkter (28). I et flertall av relasjonene (unntak er Trevarer (26) og Verkstedsprodukter (45)) er anslaget på H_1 signifikant forskjellig fra 0 ved 5 prosent nivå. Koeffisienten for markedsindikatoren, H_3 , har tilsvarende kommet ut med riktig fortegn for alle varene unntatt Trevarer (26). Fem av estimatene (inklusive anslaget for Trevarer) er imidlertid ikke signifikante. Lønnselastisiteten, H_2 , har fått feil fortegn for halvparten av varene, og anslagene er stort sett "skjemmet" av høye standardavvik. Et "rimelig" resultat for denne koeffisienten er bare oppnådd for Drikkevarer

Tabell 5.6: Estimeringsresultater for modell III: Eksportvolumrelasjoner

$$\ln x_t = H_0 + H_1 \ln(P_t/q_t) + H_2 \ln(w_t/q_t) + H_3 \ln R_t + H_4 \ln K_t + (1-\gamma) \ln X_{t-1}$$

Vare	Esti- merings- metode	Esti- merings- periode	Estimator ²⁾				Langsiktige elast.				Observatorer ⁵⁾				
			H ₀	H ₁	H ₂	H ₃	H ₄	(1-γ) Konk.pris ³⁾	Marked ⁴⁾	R ²	SER	LHSM	DW		
16	Næringsmidler	MKM	1963-81	5.52 (1.91)	0.70 (2.89)	0.82 (2.18)	0.48 (0.40)	-0.34 (0.46)	0.04 (0.17)	0.73	0.50	0.87	0.058	8,128	1.92
17	Drikkevarer og tobakk	MKM	1963-81	-7.33 (3.54)	0.90 (2.27)	-1.55 (3.05)	2.28 (2.88)	0.91 (1.85)	0.23 (1.30)	1.17	2.96	0.86	0.108	4,017	1.97
18	Tekstiler og beklædningsvarer	MKM	1963-81	6.98 (3.32)	0.74 (2.13)	-0.30 (0.69)	1.59 (1.72)	-1.37 (2.07)	0.57 (3.17)	1.72	3.70	0.97	0.065	6,39	2.09
26	Trevarer	MKM	1963-81	5.77 (0.93)	1.48 (0.83)	4.22 (2.47)	-1.88 (0.73)	-1.40 (2.13)	0.76 (3.00)	6.17	-7.83	0.87	0.184	6,118	1.85
27	Kjemiske og mineraliske produkter	MKM	1963-81	-1.92 (0.98)	0.53 (2.23)	0.15 (0.47)	1.87 (2.12)	-0.42 (1.06)	0.52 (3.66)	1.10	3.90	0.99	0.051	7,236	2.48
28	Grafiske produkter	MKM	1963-81	4.83 (1.50)	-1.49 (1.97)	-2.04 (1.26)	0.33 (0.18)	0.70 (0.51)	0.07 (0.29)	-1.60	0.35	0.63	0.205	4,099	2.27
34	Treforedlings- produkter	MKM	1963-81	6.22 (4.14)	1.52 (3.83)	0.41 (1.34)	1.19 (1.74)	-0.60 (2.97)	0.02 (0.13)	1.55	1.21	0.80	0.061	8,161	2.31
37	Kjemiske råvarer	MKM	1963-81	-2.78 (2.87)	0.56 (4.27)	-0.50 (1.62)	1.71 (2.63)	0.16 (1.14)	0.42 (3.27)	0.97	2.95	0.98	0.050	7,589	1.62
43	Metaller	MKM	1963-81	0.64 (0.55)	1.13 (3.42)	0.30 (0.94)	1.23 (2.10)	0.40 (1.00)	-0.22 (0.94)	0.93	1.01	0.95	0.069	8,788	2.25
45	Verktøds- produkter	MKM	1963-81	-0.62 (0.75)	0.38 (1.20)	-0.59 (1.63)	1.14 (2.16)	-0.17 (1.03)	0.93 (5.89)	5.43	16.29	0.99	0.051	8,181	2.03

1) MKM - Vanlig minste kvadraters metode.

For sektorene 17, 26, 34 og 43 er importprisen benyttet som konkurransepris.

2) t-verdien i parentes.

3) Beregnet som H_1/γ

4) Beregnet som H_3/γ

5) Se note 4, tabell 5.1.

og tobakk (17). Kapitalkoeffisienten, H_4 , er også blitt anslått til feil fortegn for de fleste varegruppene.

Relasjon (5.10) viser noe varierende føyning for de ulike varene, vurdert ut fra anslaget på R^2 . Derimot synes det ikke å eksistere spesielle problemer med hensyn til autokorrelasjon i restleddene, selv om Durbin-Watson-observatoren er problematisk å tolke i en modell med lagget venstresidevariabel.¹⁾

I alle relasjonene, bortsett fra den for varen Verkstedsprodukter (45), er justeringskoeffisienten γ estimert til å befinne seg innenfor riktig intervall; bare halvparten av disse anslagene er imidlertid signifikante.

De langsiktige effektene av endringer i henholdsvis konkurransepris og eksportmarked, som også er presentert i tabell 5.8, er framkommet ved å dividere henholdsvis H_1 og H_3 med γ . For Trevarer (26), Grafiske produkter (28) og Verkstedsprodukter (45) er disse anslagene helt urimelige.

Tabell 5.9 viser resultatene fra estimeringen av eksportprisrelasjonen (5.11). Vi skal her ikke bruke mye plass på å drøfte disse; i likhet med hva vi har erfart fra de andre modellene ovenfor, indikerer resultatene at det datamaterialet vi har benyttet, gir lite empirisk grunnlag for å forklare prisdannelse basert på en forutsetning om tradisjonell frikonkurransetilpasning på eksportmarkedet. Vi legger merke til at koeffisienten G_1 har kommet inn signifikant i et flertall av de estimerte prisrelasjonene. I denne forbindelsen bør det imidlertid bemerkes at den totale førsteårseffekten på eksportprisen av en endring i P i denne modellen er gitt ved $\lambda + G_1$. For 8 av 10 varer er denne priseffekten anslått å være negativ, hvilket strider mot en forventet egenskap ved modellen. Videre har koeffisienten for markedsindikatoren, G_3 , fått signifikant riktig fortegn for bare en vare, Næringsmidler (16). Også for tilbudsvariablene w og K , er resultatene svært blandet, både når det gjelder koeffisientenes fortegn og signifikansnivå. Justeringskoeffisienten λ er anslått med feil fortegn for tre av relasjonene, og variansen på estimatene er gjennomgående høy.

1) Seriekorrelasjon i restleddene i en slik modell framstår som spesielt alvorlig, da dette innebærer at estimatene på koeffisientene ikke engang er konsistente (Johnston (1972)).

Tabell 5.9: Estimeringsresultater for modell III: Prisrelasjoner

$$\text{Relasjon: } \ln p_{t-1} + \ln p_t + G_0 \ln(p_t/q_t) + G_1 \ln(p_t/q_t) + G_2 \ln(w_t/q_t) + G_3 \ln R_t + G_4 \ln K_t + (1-\lambda) \ln p_{t-1}$$

Vare	Esti- merings- metode ¹⁾	Esti- merings- periode	Estimater ²⁾					Observatorer ³⁾				
			G ₀	G ₁	G ₂	G ₃	G ₄	(1-λ)	R ²	SER	LHSM	DW
16 Næringsmidler	MKM	1963-81	5,20 (2,25)	-1,01 (3,09)	-1,14 (2,70)	3,42 (2,77)	-1,80 (2,52)	0,23 (1,09)	0,98	0,061	-0,126	1,77
17 Drikkevarer og tobakk	MKM	1963-81	1,54 (0,82)	-1,19 (2,73)	1,13 (1,96)	-0,54 (0,70)	-0,52 (1,10)	0,11 (0,45)	0,96	0,106	-0,351	2,06
18 Tekstiler og beklædningsvarer	MKM	1963-81	1,48 (1,42)	-0,87 (7,72)	-0,21 (1,69)	0,42 (1,59)	-0,35 (1,69)	0,31 (3,13)	0,996	0,019	-0,130	1,60
26 Trevarer	MKM	1963-81	2,95 (3,90)	-1,46 (5,11)	0,91 (3,85)	-1,59 (4,85)	0,09 (1,14)	-0,69 (3,71)	0,997	0,024	-0,244	1,63
27 Kjemiske og mineraliske produkter	MKM	1963-81	-1,08 (1,74)	-1,16 (8,18)	-0,37 (2,35)	-0,31 (0,72)	0,45 (2,36)	0,11 (0,95)	0,996	0,025	-0,204	1,55
28 Grafiske produkter	MKM	1963-81	-2,38 (1,64)	-0,12 (0,35)	0,84 (1,17)	1,52 (1,72)	-1,03 (1,62)	-0,57 (2,46)	0,96	0,093	-0,329	2,13
34 Treforedlings- produkter	MKM	1963-81	-1,95 (2,75)	-1,01 (3,52)	-1,10 (0,52)	0,08 (0,19)	0,23 (2,11)	-0,24 (1,91)	0,99	0,035	-0,401	1,74
37 Kjemiske råvarer	MKM	1963-81	2,89 (1,72)	-0,73 (2,39)	-0,05 (0,10)	0,04 (0,04)	-0,32 (1,37)	0,40 (1,43)	0,97	0,074	-0,324	1,21
43 Metaller	MKM	1963-81	0,13 (0,39)	-0,42 (4,19)	-0,46 (4,84)	0,26 (1,48)	0,09 (0,86)	0,05 (0,67)	0,998	0,021	-0,210	1,87
45 Verktøds- produkter	MKM	1963-81	1,48 (1,89)	-0,90 (3,34)	0,51 (1,61)	-0,60 (1,51)	-0,09 (0,64)	0,30 (1,53)	0,99	0,040	-0,285	1,44

1) MKM - Vanlig minste kvadraters metode.

For sektorene 17, 26, 34 og 43 er importprisen brukt som konkurransepris.

2) t-verdier i parentes.

3) Se note 4, tabell 5.1

6. IMPLEMENTERTE RELASJONER

Vi skal i dette avsnittet presentere de relasjonene som i dag bestemmer eksporten av norske industrivarer i MODAG A. Ved utvelgelsen av relasjoner har vi tatt utgangspunkt i resultatene som ble presentert for de enkelte modellene i avsnitt 5, men for enkelte varer har vi gått ut over disse modellene og valgt en noe annen spesifisering enn den som følger direkte av tabellene i forrige avsnitt.

Som nevnt har vi for de fleste varene valgt en relasjon med lagget eksportvolum som en av forklaringsvariablene. Det er vel kjent at slike relasjoner gir en fare for at modellen kan "spore av" og en helt nødvendig test på egenskapene er derfor å forta simuleringseksperimenter med likningene. For hver av de implementerte relasjonene vil vi derfor presentere en figur med faktisk eksport samt resultatene fra henholdsvis statisk og dynamisk simulering. Statisk simulering betyr at når modellen regner ut eksportverdien i et år, så settes den faktiske eksporten inn i leddet for lagget eksport. Denne typen simulering gir som kjent uttrykk for de residualene som oppnås ved estimeringen. Den dynamiske simuleringen gir den eksporten som den estimerte relasjonen predikerer når de beregnede eksportverdiene settes inn for lagget eksportvolum. I avsnitt 6.2 presenteres resultatene av enkelte virkningsberegninger på eksportvolummodellen.

6.1 De enkelte relasjonene

Vare 16: Næringsmidler

For vare 16 kom modell Ib klart best ut både med hensyn til føyning og langsiktige egenskaper. Sammensetningen av næringsmiddeleksporten fra Norge er imidlertid litt spesiell idet en stor del består av bearbeidet fisk. Særlig er eksportøkningen på 60-tallet preget av den store økningen i sildefangsten på denne tiden. På denne bakgrunnen forsøkte vi oss derfor i tillegg med produksjonen i sektor 13 Fiske og fangst som forklaringsfaktor for eksporten av vare 16. Ved å sammenlikne tabellene 6.1a og 5.3, ser vi at dette bedret føyningen en god del. Når det gjelder simuleringsegenskapene til den valgte relasjonen er resultatene relativt tilfredstillende fram til 1970. Vi mister imidlertid oppgangen i 1972-73 og siden skjærer relasjonen i stor grad gjennom svingningene i faktisk eksport i siste del av 1970-årene.

Tabell 6.1a: Eksportrelasjon for vare 16: Næringsmidler

$$\ln x_{16,t} = 0,505 - 0,262 \ln(px_{16,t}/P_{16,t}) + 0,593 \ln(R_{16,t}) \\ (0,46) \quad (2,07) \quad (3,42) \\ + 0,334 \ln(x_{16,t-1}) + 0,280 \ln(xf_{13,t}) \\ (2,17) \quad (2,63)$$

Estimeringsmetode: Minste kvadraters metode

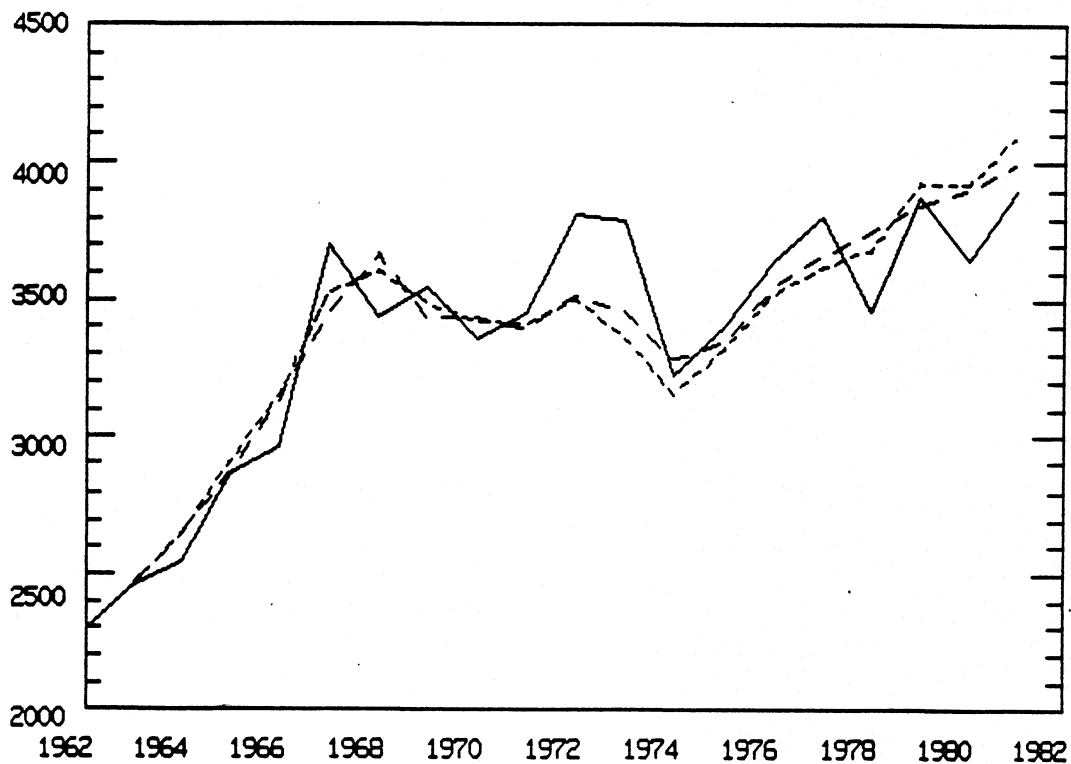
Estimeringsperiode: 1963 til 1981

 $R^2 = 0,863 \quad SER = 0,0572 \quad LHSM = 8,128 \quad DW = 2,23$

Langsiktige elastisiteter: Pris = - 0,39 Marked = 0,89

Simuleringsresultater (tall i 100 000 1975-kroner):

———— Faktisk eksport
 - - - - Statisk simulering
 Dynamisk simulering



Vare 17: Drikkevarer og tobakk

Eksporten av nytelsesmidler er relativt liten, både absolutt og som andel av den innenlandske produksjonen av varen. I kapittel 5 kom modellene Ia, Ib og III relativt likt ut føyningsmessig, men modell III bør utelukkes fordi $H_1 + H_2$ har galt fortegn; en prisøkning på vareinnsats vil øke eksporten av Drikkevarer og tobakk i modell III. Valget mellom modellene Ia og Ib var preget av en skjønnsmessig vurdering av de dynamiske egenskapene til modellene, og vi falt da ned på modell Ib. Vi ser av figur 6.1b at den valgte relasjonen treffer historien rimelig bra med unntak av årene 1968, -78 og -81. Som for vare 16 er den estimerte markedselastisiteten for vare 17 i overkant av hva vi finner rimelig.

Vare 18: Tekstiler og bekledningsvarer

Av den innenlandske produksjonen av vare 18 eksporteres nærmere 30 prosent. Også for denne varen har vi valgt resultatene for modell Ib. Merk at i dette tilfellet ga modell III bedre føyning enn den valgte relasjonen, men foregnet på H_4 var galt og på dette grunnlaget er markedsmodellen forkastet. Figuren med resultatet av den dynamiske simuleringen viser at den valgte relasjonen fanger opp trenden i utviklingen bra. De årlige svingningene i eksporten etter 1975 simulerer imidlertid relasjonen relativt dårlig, og i det siste året, 1981, er simuleringsfeilen hele 15 prosent.

Vare 26: Trevarer

Eksporten av vare 26 var i 1983 om lag 1 milliard kroner. Dette utgjorde 7,5 prosent av den innenlandske produksjonen av varen. Det gikk fram av drøftingene i avsnitt 5 at resultatene for denne varen gjennomgående er svake, både målt med estimatenes t-verdier, R^2 og den residuale variasjonskoeffisienten (forholdet mellom SER og LHSM). Vi har også for denne varen valgt modell Ib, men modellen med skift i etterspørselskurven kunne i dette tilfellet vært en like god kandidat.

Av figuren etter tabell 6.1d ser vi hvorfor føyningen (i alle modellene) blir forholdsvis dårlig for denne varen: Fra 1970 til 1973 vokste eksporten av Trevarer sterkt, men denne økningen fanges ikke opp av den dynamiske simuleringen. I stedet skjærer kurven for simulerte verdier nokså glatt igjennom kurven for faktisk eksport over hele forløpet.

Tabell 6.1b: Eksportrelasjon for vare 17: Drikkevarer og tobakk

$$\ln x_{17,t} = -4,627 - 0,676 \ln(px_{17,t}/BI_{17,t}) + 1,685 \ln(R_{17,t}) + 0,268 \ln(x_{17,t-1})$$

(3,35)
(3,65)
(4,39)
(1,75)

Estimeringsmetode: Minste kvadraters metode

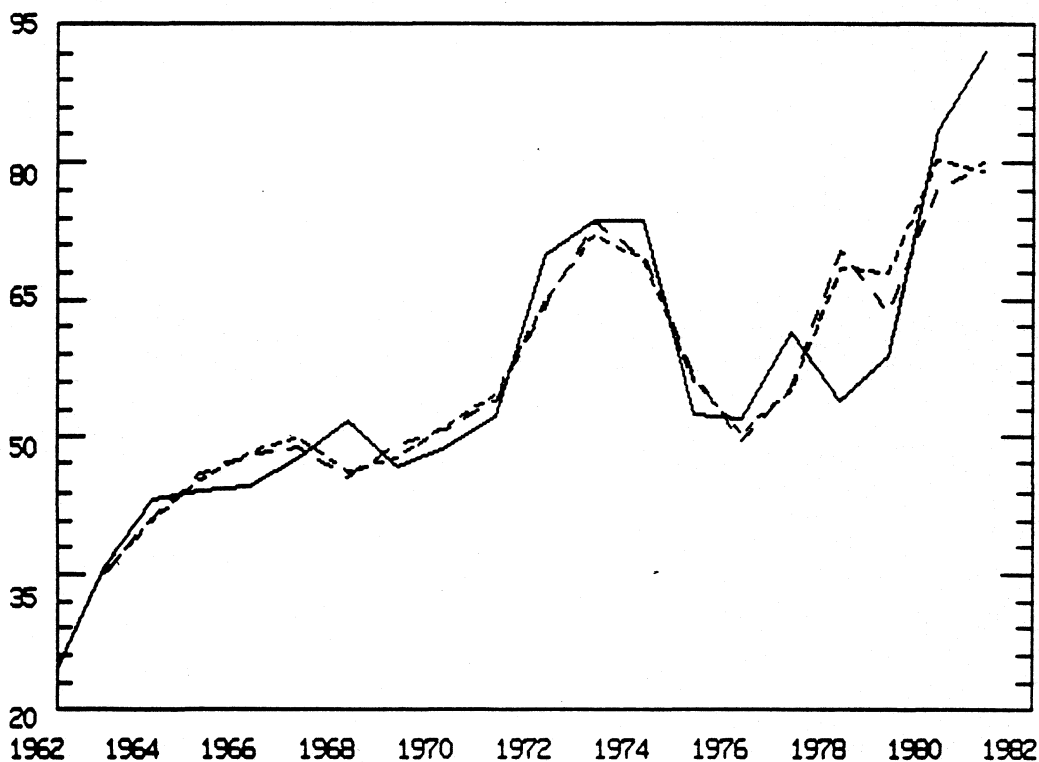
Estimeringsperiode: 1963 til 1981

 $R^2 = 0,845$ $SER = 0,1057$ $LHSM = 4,017$ $DW = 1,98$

Langsiktige elastisiteter: Pris = - 0,92 Marked = 2,32

Simuleringsresultater (tall i 100 000 1975-kroner):

———— Faktisk eksport
 - - - - Statisk simulering
 Dynamisk simulering



Tabell 6.1c: Eksportrelasjon for vare 18: Tekstiler og beklædningsvarer

$$\ln x_{18,t} = 0,513 - 0,495 \ln(px_{18,t}/P_{18,t}) + 0,354 \ln(R_{18,t}) + 0,671 \ln(x_{18,t-1})$$

(0,65)
(1,57)
(0,87)
(3,46)

Estimeringsmetode: Minste kvadraters metode

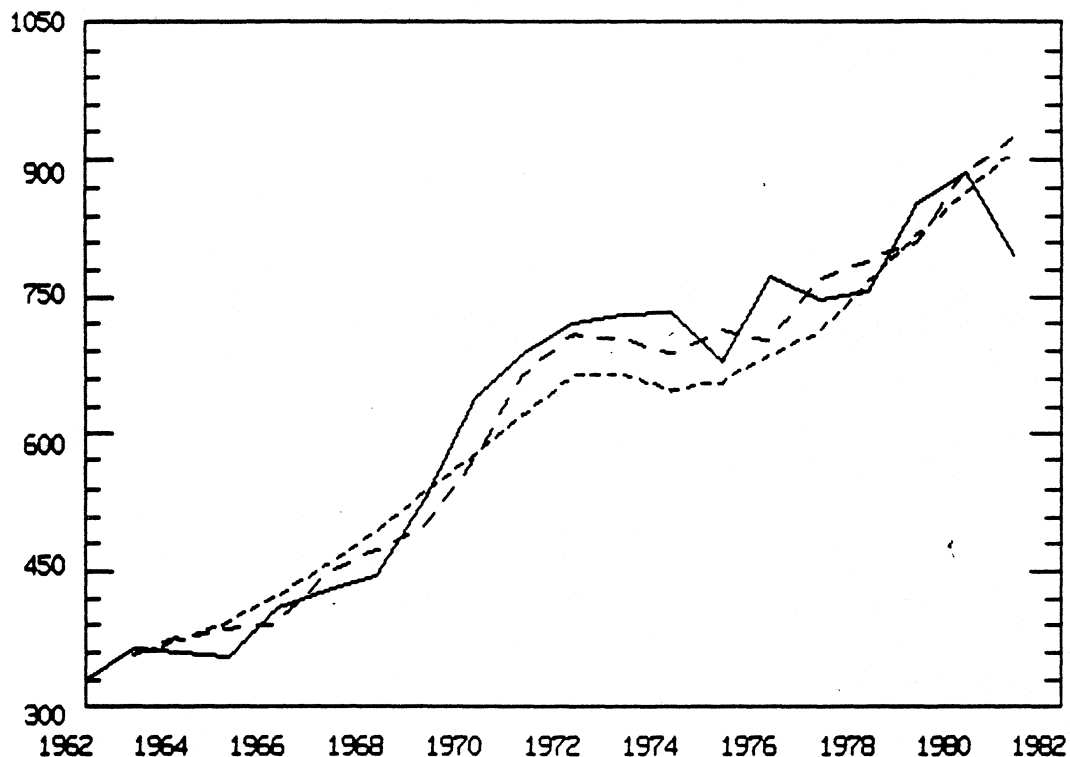
Estimeringsperiode: 1963 til 1981

 $R^2 = 0,957$ $SER = 0,0721$ $LHSM = 6,395$ $DW = 1,75$

Langsiktige elastisiteter: Pris = - 1,50 Marked = 1,07

Simuleringsresultater (tall i 100 000 1975-kroner):

———— Faktisk eksport
 - - - - Statisk simulering
 Dynamisk simulering



Tabell 6.1d: Eksportrelasjon for vare 26: Trevarer

$$\ln x_{26,t} = -1,840 - 0,504 \ln(px_{26,t}/P_{26,t}) + 1,065 \ln(R_{26,t}) + 0,508 \ln(x_{26,t-1})$$

(0,87)
(0,52)
(1,30)
(1,58)

Estimeringsmetode: Minste kvadraters metode

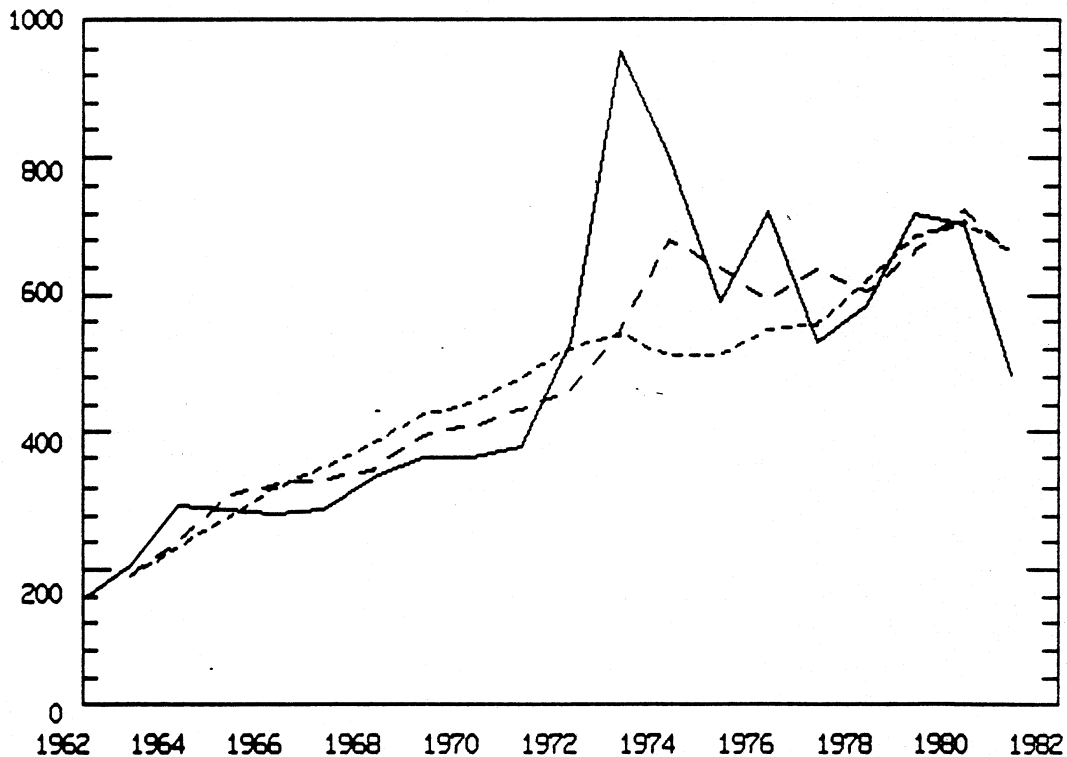
Estimeringsperiode: 1963 til 1981

 $R^2 = 0,802$ $SER = 0,2110$ $LHSM = 6,118$ $DW = 1,38$

Langsiktige elastisiteter: Pris = - 1,02 Marked = 2,17

Simuleringsresultater (tall i 100 000 1975-kroner):

— Faktisk eksport
 - - - Statisk simulering
 Dynamisk simulering



Vare 27: Kjemiske og mineralske produkter

Om lag 30 prosent av den innenlandske produksjonen av vare 30 ble eksportert i 1983. Dette utgjorde i verdi om lag 4,7 milliarder kroner. Flere av modellene ga svært god føyning for denne varen, og av figuren i tabell 6.1e ser vi årsaken til dette: Den faktiske eksporten viser en relativt jevn utvikling med lite innslag av konjunkturbevegelser med unntak av to topper i henholdsvis 1973 og 1979. Figuren viser også at de valgte relasjonene fanger opp disse bevegelsene godt.

Vare 28: Grafiske produkter

Eksporten av Grafiske produkter var på bare vel 100 millioner kroner i 1983. Den innenlandske produksjonen er svært skjermet målt både med import- og eksportandelen. Bare 1 prosent av den innenlandske produksjonen ble eksportert i 1983 og dette forklarer også hvorfor eksporten viser relativt sterke svingninger fra år til år. De første estimeringsresultatene for denne varen ga svært store residualer for årene fra 1969 til 1972. Vi forsøkte derfor å starte estimeringen i et senere år, og endte til slutt med 1973 som startår. Dette ledet til at estimatet på koeffisienten foran markedsindikatoren økte en god del. Vi ser av figuren i tabell 6.1f at på tross av at lagget eksport inngår på høyresiden i relasjonen så fanges år-til-år bevegelsene etter 1973 godt opp.

Vare 34: Treforedlingsprodukter

Produksjonen av Treforedlingsprodukter er svært eksportorientert idet om lag halvparten av den innenlandske produksjonen eksporteres. Samtidig er betydningen i den samlede norske industrieksporten redusert over en lang periode og vi ser av figuren i tabell 6.1g at eksportvolumet er nær uendret de siste 20 årene. Serien viser imidlertid et markert fall etter det første oljeprissjokket i 1973/74, som de estimerte relasjonene i utgangspunktet hadde store problemer med å fange opp. Dette ledet oss til å innføre en dummyvariabel for 1974, som naturlig nok kom signifikant inn. Den simulerte eksportverdien følger derfor den historiske trenden relativt bra, mens svingningene fanges nokså dårlig opp. Av tabell 5.8 ser vi for øvrig at markedsmodellen føyningmessig kommer bedre ut enn den implementerte relasjonen, men også for vare 34 gir denne modellen feil fortegn på flere koeffisienter.

Tabell 6.1e: Eksportrelasjon for vare 27: Kjemiske og mineralske produkter

$$\ln x_{27,t} = -3,028 - 0,469 \ln(px_{27,t}/P_{27,t}) + 1,483 \ln(R_{27,t}) + 0,493 \ln(x_{27,t-1})$$

(2,64)
(3,04)
(3,34)
(4,03)

Estimeringsmetode: Minste kvadraters metode

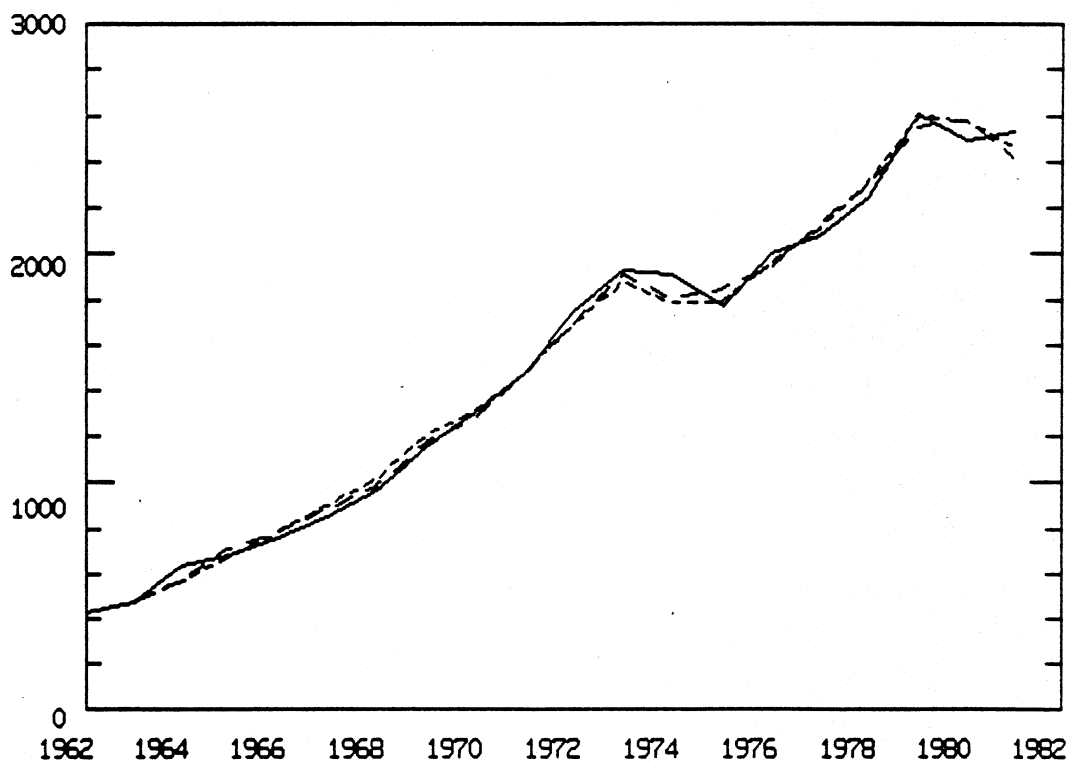
Estimeringsperiode: 1963 til 1981

 $R^2 = 0,994$ $SER = 0,0461$ $LHSM = 7,236$ $DW = 2,45$

Langsiktige elastisiteter: Pris = - 0,92 Marked = 2,92

Simuleringsresultater (tall i 100 000 1975-kroner):

———— Faktisk eksport
 - - - - Statisk simulering
 Dynamisk simulering



Tabell 6.1f: Eksportrelasjon for vare 28: Grafiske produkter

$$\ln x_{28,t} = -4,269 - 1,168 \ln(px_{28,t}/BI_{28,t}) + 1,676 \ln(R_{28,t}) + 0,221 \ln(x_{28,t-1})$$

(1,84)
(8,55)
(3,30)

(2,74)

Estimeringsmetode: Minste kvadraters metode

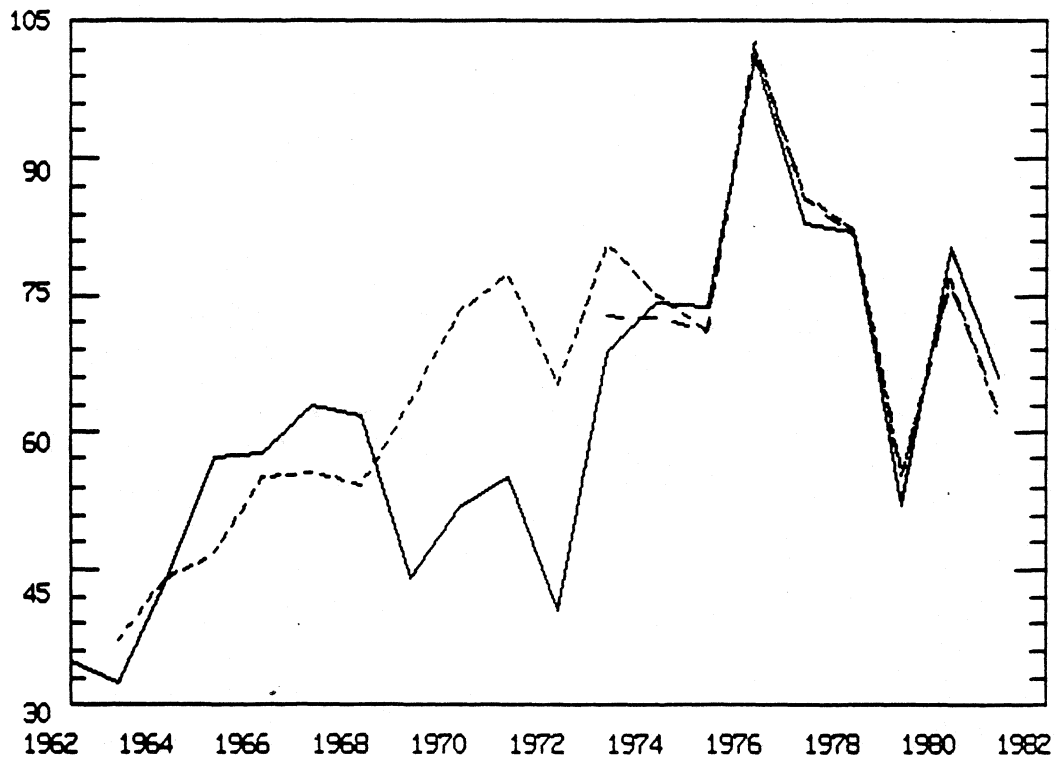
Estimeringsperiode: 1973 til 1981

 $R^2 = 0,938$ $SER = 0,0577$ $LHSM = 4,313$ $DW = 1,83$

Langsiktige elastisiteter: Pris = - 1,50 Marked = 2,15

Simuleringsresultater (tall i 100 000 1975-kroner):

———— Faktisk eksport
 - - - - Statisk simulering
 Dynamisk simulering



Tabell 6.1g: Eksportrelasjon for vare 34: Treforedlingsprodukter

$$\ln x_{34,t} = 1,384 - 1,370 \ln(px_{34,t}/BI_{34,t}) + 1,047 \ln(R_{34,t})$$

(1,04) (3,98) (4,08)

$$+ 0,261 \ln(x_{34,t-1}) + 0,204 \text{ DUMMY74}$$

(1,69) (2,63)

Estimeringsmetode: Minste kvadraters metode

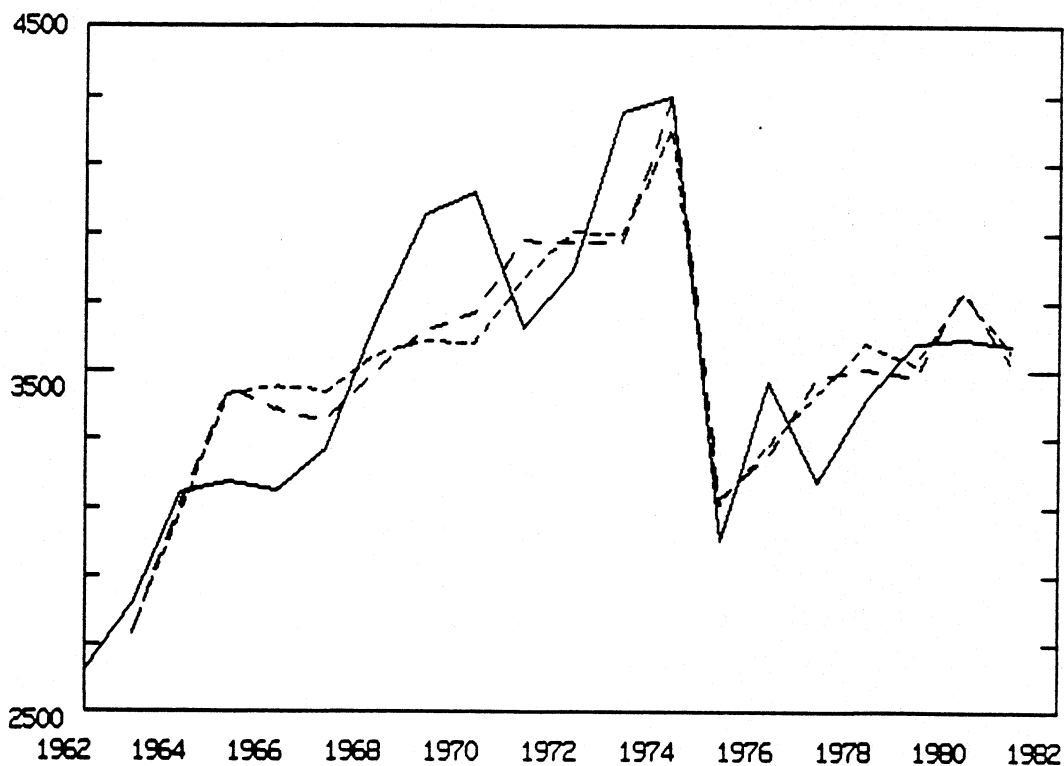
Estimeringsperiode: 1963 til 1981

 $R^2 = 0,740$ $SER = 0,0669$ $LHSM = 8,161$ $DW = 1,90$

Langsiktige elastisiteter: Pris = - 1,85 Marked = 1,42

Simuleringsresultater (tall i 100 000 1975-kroner):

———— Faktisk eksport
 - - - - Statisk simulering
 Dynamisk simulering



Vare 37: Kjemiske råvarer

Den norske eksporten av Kjemiske råvarer er i verdi på linje med eksporten av Treforedlingsprodukter, men vare 37 er mer konkurranseutsatt idet vel 60 prosent av produksjonen eksporteres. Den historiske utviklingen i eksporten er relativt jevn, med unntak av et markert fall i 1975. For denne varen er det flere, om lag "like gode", modeller å velge mellom. Alle de etterspørselsorienterte modellene kommer ut med rett fortegn på koeffisientene og igjen er modell Ib marginalt bedre. I dette tilfellet kommer imidlertid markedsmodellen klart bedre ut føyningsmessig og alle koeffisientene har riktig fortegn! Selv om vi forløpig har lagt inn i MODAG A resultatene fra modell Ib, bør det vurderes å endre dette senere. Vi ser av figuren i tabell 6.1h at den simulerte verdien "som vanlig" skjærer gjennom bevegelsene rundt 1974 og 1980.

Vare 43: Metaller

Metaller er den industrivaren i MODAG med høyest eksportverdi; vel 15 milliarder kroner i 1983. Samtidig eksporteres om lag 90 prosent av den innenlandske produksjonen og produksjonen av metaller er dermed den mest eksportorienterte industrisektoren i MODAG. Utviklingen i den faktiske eksporten er dessuten preget av klare konjunkturmessige bevegelser. På bakgrunn av resultatene i avsnitt 5, sto valget mellom modellene Ia og Ib, altså mellom å innføre lag i relative priser eller eksportvolum. Vi ser imidlertid fra tabell 5.3 at lagget eksportvolum inngår med koeffisient lik null i den estimerte relasjonen, og likningen ble derfor reestimert uten lag av noe slag. Dette ga en marginal forbedring i resultatene, som førte til at vi for vare 43 har lagt inn en eksportrelasjon uten lagget endogen variabel i likningen. På tross av dette fanger relasjonen opp både trenden og svingningene i den historiske utviklingen relativt godt.

Vare 45: Verkstedsprodukter

Også Verkstedsprodukter er en viktig eksportvare; eksportverdien var vel 10 milliarder kroner i 1983. I motsetning til produksjonen av metaller eksporteres imidlertid bare vel 25 prosent av den innenlandske produksjonen av verkstedsprodukter. De fleste modellene ga svært god føyning for denne varen, noe som ikke er overraskende når en ser hvordan den faktiske eksporten har utviklet seg; en meget jevn utvikling nesten uten konjunkturmessig påvikning (se figur 6.1j). Det var imidlertid et stort

Tabell 6.1h: Eksportrelasjon for vare 37: Kjemiske råvarer

$$\ln x_{37,t} = -0,614 - 0,677 \ln(px_{37,t}/BI_{37,t}) + 1,299 \ln(R_{37,t}) + 0,328 \ln(x_{37,t-1})$$

(1,26)
(2,92)
(4,23)
(2,33)

Estimeringsmetode: Minste kvadraters metode

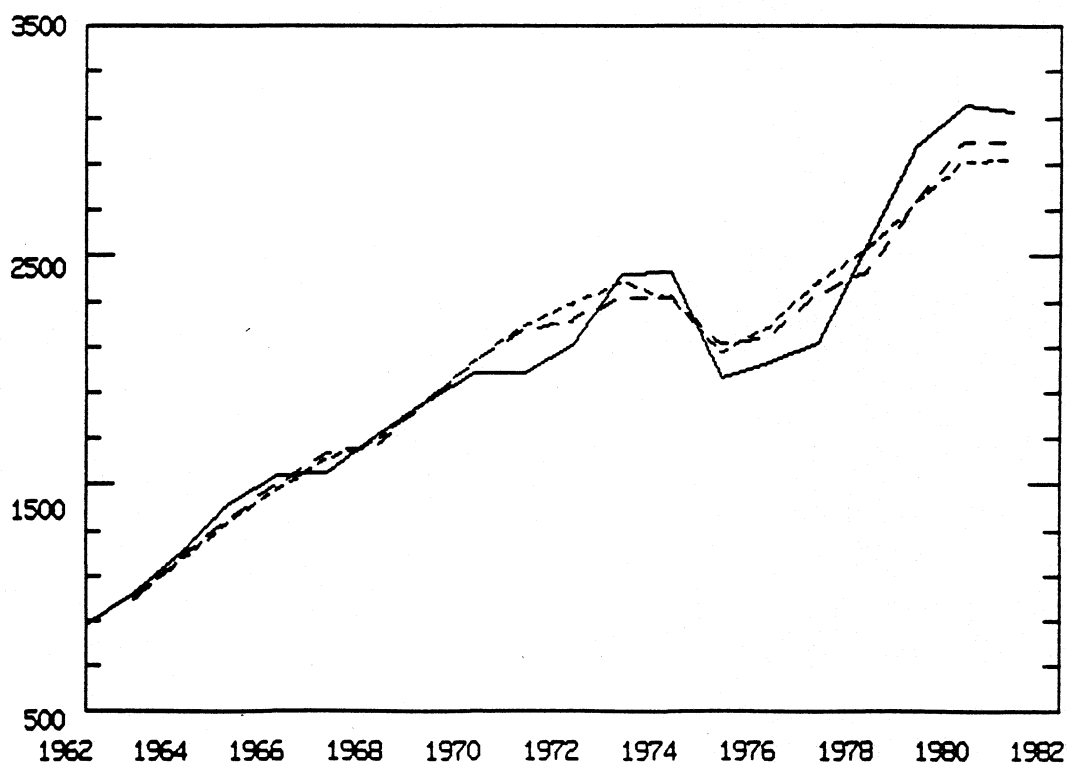
Estimeringsperiode: 1963 til 1981

 $R^2 = 0,969$ $SER = 0,0594$ $LHSM = 7,589$ $DW = 1,22$

Langsiktige elastisiteter: Pris = - 1,00 Marked = 1,93

Simuleringsresultater (tall i 100 000 1975-kroner):

———— Faktisk eksport
 - - - - Statisk simulering
 Dynamisk simulering



Tabell 6.1i: Eksportrelasjon for vare 43: Metaller

$$\ln x_{43,t} = \underset{(6,00)}{2,807} - \underset{(4,54)}{1,537} \ln(px_{43,t}/BI_{43,t}) + \underset{(15,59)}{1,446} \ln(R_{43,t})$$

Estimeringsmetode: Minste kvadraters metode

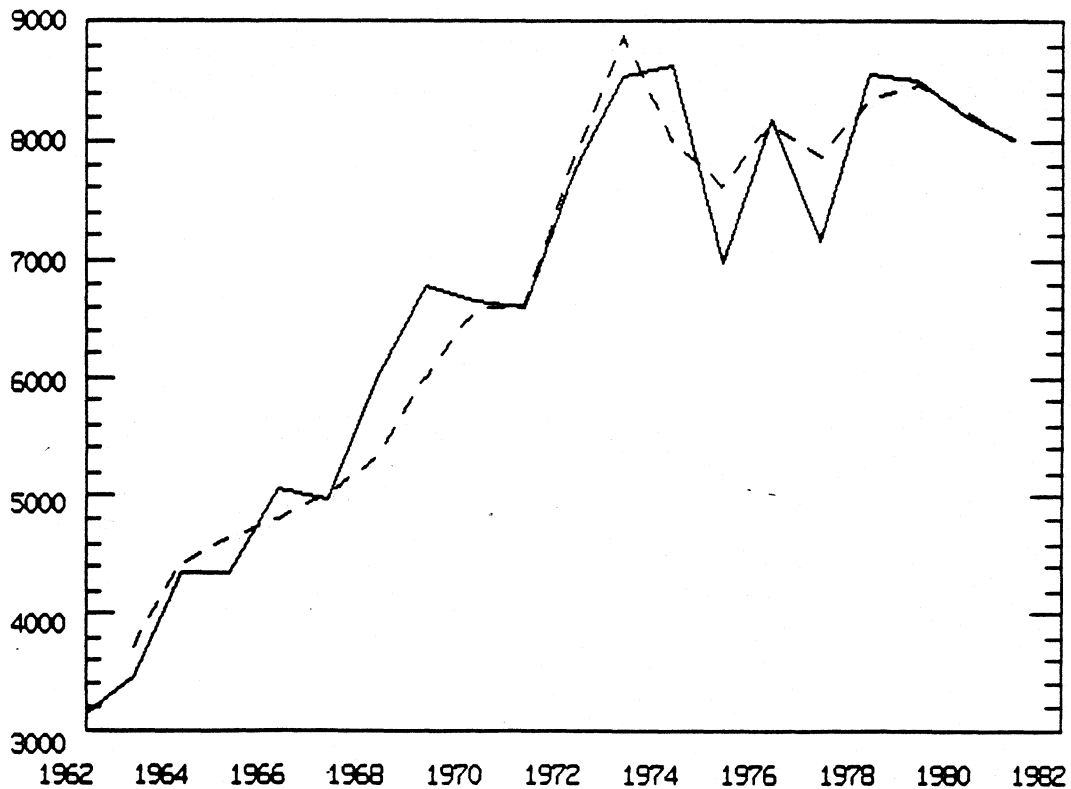
Estimeringsperiode: 1963 til 1981

$R^2 = 0,952$ $SER = 0,0640$ $LHSM = 8,788$ $DW = 1,88$

Langsiktige elastisiteter: Pris = - 1,54 Marked = 1,45

Simuleringsresultater (tall i 100 000 1975-kroner):

———— Faktisk eksport
 - - - - Statisk simulering



Tabell 6.1j: Eksportrelasjon for vare 45: Verkstedsprodukter

$$\begin{aligned} \ln x_{45,t} = & -0,329 - 0,518 (0,33 \ln(px_{45,t}/P_{45,t})) \\ & (0,54) \quad (2,87) \\ & + 0,67 \ln(px_{45,t-1}/P_{45,t-1}) + 0,477 \ln(R_{45,t}) \\ & \quad \quad \quad (1,45) \\ & + 0,775 \ln(x_{45,t-1}) \\ & \quad \quad \quad (6,83) \end{aligned}$$

Estimeringsmetode: Minste kvadraters metode

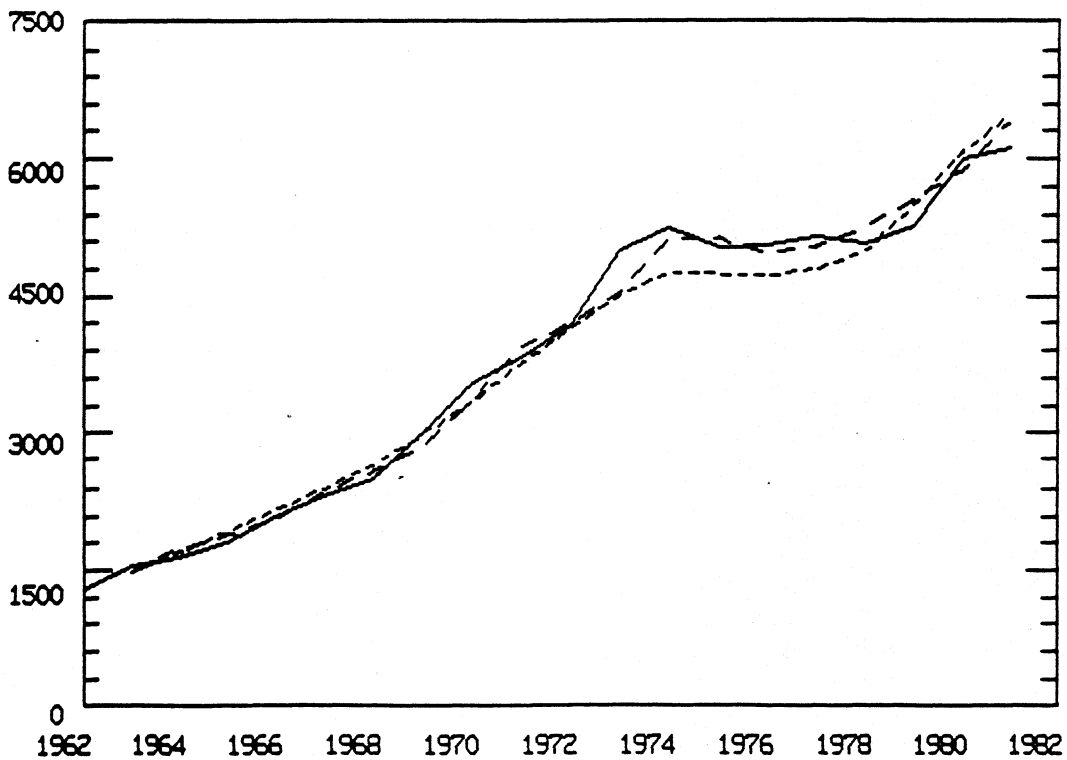
Estimeringsperiode: 1963 til 1981

 $R^2 = 0,992 \quad SER = 0,0461 \quad LHSM = 8,182 \quad DW = 1,89$

Langsiktige elastisiteter: Pris = - 2,26 Marked = 2,12

Simuleringsresultater (tall i 100 000 1975-kroner):

———— Faktisk eksport
 - - - - Statisk simulering
 Dynamisk simulering



problem i flere av modellene å få estimater som lå i de forventede områdene. I modell Ia hadde minst én av priselastisitetene en tendens til å bli negativ og i modell Ib ble koeffisienten foran lagget eksportvolum større enn 1. Etter en god del "fisking" i data endte vi til slutt opp med en relasjon med ett års lag på relative priser, men eksogent gitt lagfordeling mellom inneværende års og lagget prisledd, og hvor dessuten lagget eksportvolum inngår. Føyningen er naturlig nok god, men med så høy verdi som 0,77 på koeffisienten foran lagget eksport, blir relasjonen svært "treg". Et alternativ er derfor å velge resultatene for modell Ic i stedet (se tabell 5.4). Føyningsmessig kommer denne relasjonen ut om lag som den likningen som foreløpig er lagt inn i MODAG A, men vurdert ut fra koeffisientverdiene kan modell Ic med skift i etterspørselskurven være å foretrekke.

Utlendingers konsum i Norge

I tillegg til de varene som er behandlet over er det også lagt inn i MODAG A en relasjon for utlendingers konsum i Norge. I 1983 var denne eksporten vel 5 milliarder kroner eller om lag det samme som eksportverdien for treforedlingsprodukter.

For utlendingers konsum i Norge reiser det seg et spesielt problem når det gjelder hvilke variable som skal brukes for å representere priser og "inntekter" i utlandet. Et naturlig alternativ er å lage et veiet gjennomsnitt av konsumprisene i turistenes hjemland og å bruke et tilsvarende veiet gjennomsnitt av privat konsum i de samme landene som "inntektsvariabel". Dette er for eksempel gjort av Reymert (1984). Foreløpig har vi imidlertid valgt en enklere løsning ved at vi benytter den samme markedsindikatoren, med tilhørende prisindeks, som for varene 16, 17 og 18; altså KVARTS-indikatoren for Næringsmidler og bekledningsvarer.

Vi har ikke foretatt en like bred utprøving av ulike modeller for utlendingers konsum i Norge som for industrivarene. I hovedsak har vi begrenset oss til ulike utforminger av rene etterspørselsfunksjoner. Det viste seg at den relasjonen som ga best resultater var en relasjon i relative priser og markedsindikator uten lag av noe slag. Innføring av lag, i relative priser eller eksportvolum, ga lave og usignifikante estimater på disse koeffisientene. Vi ser av tabell 6.1k at den implementerte relasjonen har et svært lavt anslag på priselastisiteten (-0,31), mens inntektselastisiteten, ikke uventet, er relativt høy (1,77). Resultatene er i samsvar med de som ble oppnådd av Reymert (1984) selv om tallverdien av priselastisiteten der var noe høyere.

6.2 Virkningsberegninger på eksportvolummodellen

Vi skal i dette avsnittet vise hvordan eksportvolumrelasjonene i MODAG A reagerer på endringer i de eksogene markedsindikatorene og indeksene for prisen på konkurrerende produkter. Utgangspunktet for beregningene er de dynamiske simuleringene som ble presentert i avsnitt 6.1. For hver virkningsberegning har vi endret grupper av eksogene variable og simulert relasjonene på nytt. Resultatene for de endogene variablene er deretter sammenliknet med resultatene i den dynamiske simuleringen i avsnitt 6.1. Merk at simuleringene i dette avsnittet er foretatt på eksportvolumlikningene isolert og ikke som en del av MODAG A. Dersom eksperimentene hadde vært utført innenfor MODAG A ville resultatene blitt annerledes fordi vi da også ville fått med eventuelle tilbakevirkninger på eksportprisene.

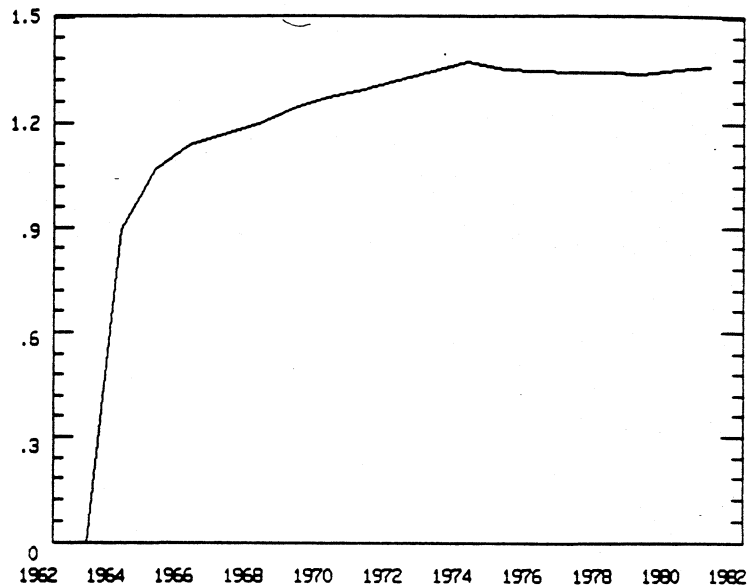
Tabell 6.2 og figur 6.1 viser virkningen av en permanent 1% økning i alle indeksene for prisen på konkurrerende produkter fra og med 1964. Det første året øker den endogene eksporten i alt med 0,89% mens den langsiktige effekten er en økning på 1,35%. Etter 5 år er mer enn 90% av langtidsvirkningen på samlet eksport oppnådd. Vi ser at for de fleste varene er langsiktseffektene i praksis uttømt etter 8 år. For Verkstedsprodukter (45) er imidlertid tilpasningen svært treg; selv etter 16 år har ikke effekten av økningen i konkurranseprisen slått fullt igjennom (2,26% ifølge tabell 6.1j) og det første året endres eksporten bare med 0,17%.

Tabell 6.3 og figur 6.2 viser virkningen av en permanent økning i markedsindikatorene på 1% fra og med 1964. Den kortsiktige effekten på endogen eksport i alt er i dette tilfellet en økning på 1,10 prosent mens eksporten etter 16 år øker med 1,71%. Tidsutviklingen for eksportveksten er naturlig nok svært lik utviklingen i tabell 6.2.

Tabell 6.2 Virkningen av en varig økning på 1 prosent i konkurranseprisene fra og med 1964
Prosentvis endring i eksporten

	1964	1966	1968	1972	1976	1980
16 Næringsmidler.....	0,26	0,38	0,39	0,39	0,39	0,39
17 Drikkevarer og tobakk.....	0,67	0,90	0,92	0,92	0,92	0,92
18 Tekstil og bekledn.varer....	0,49	1,05	1,30	1,47	1,50	1,50
26 Trevarer.....	0,50	0,89	0,99	1,02	1,02	1,02
27 Kjemiske og min. produkter..	0,47	0,81	0,90	0,92	0,92	0,92
28 Grafiske produkter.....	1,17	1,49	1,50	1,50	1,50	1,50
34 Treforedlingsprodukter.....	1,37	1,83	1,86	1,86	1,86	1,86
37 Kjemiske råvarer.....	0,68	0,97	1,00	1,00	1,00	1,00
43 Metaller.....	1,54	1,54	1,54	1,54	1,54	1,54
45 Verkstedsprodukter.....	0,17	1,00	1,51	1,99	2,17	2,23
Utlendingers konsum i Norge.	0,31	0,31	0,31	0,31	0,31	0,31
Endogen eksport i alt.....	0,89	1,13	1,20	1,32	1,34	1,35

Figur 6.1: Virkningen av en varig økning på 1 prosent i konkurranseprisene fra og med 1964
Prosentvis endring i samlet eksport

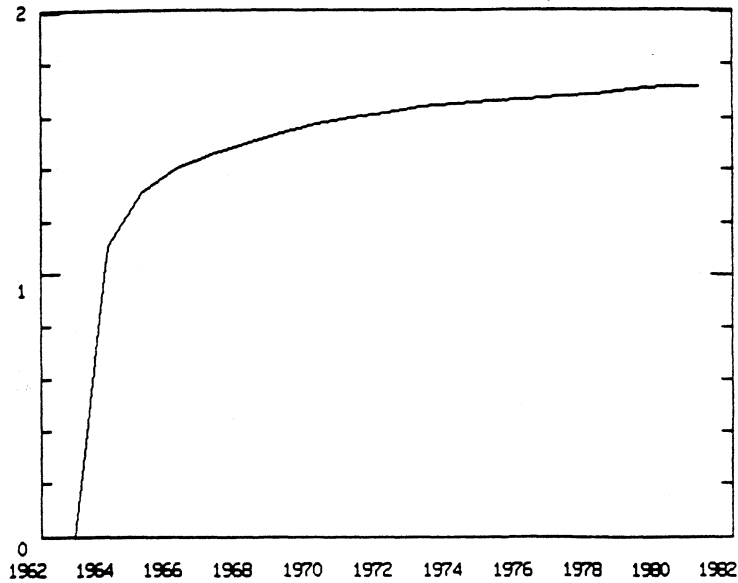


Tabell 6.3 Virkningen av en varig økning på 1 prosent markedsindikatorerne fra og med 1964
Prosentvis endring i eksporten

	1964	1966	1968	1972	1976	1980
16 Næringsmidler.....	0,59	0,86	0,89	0,89	0,89	0,89
17 Drikkevarer og tobakk.....	1,69	2,27	2,31	2,32	2,32	2,32
18 Tekstil og bekledn.varer....	0,35	0,75	0,93	1,05	1,07	1,08
26 Trevarer.....	1,07	1,89	2,11	2,17	2,18	2,18
27 Kjemiske og min. produkter..	1,49	2,59	2,87	2,95	2,95	2,95
28 Grafiske produkter.....	1,68	2,14	2,16	2,16	2,16	2,16
34 Treforedlingsprodukter.....	1,05	1,40	1,42	1,42	1,42	1,42
37 Kjemiske råvarer.....	1,30	1,87	1,93	1,94	1,94	1,94
43 Metaller.....	1,45	1,45	1,45	1,45	1,45	1,45
45 Verkstedsprodukter.....	0,48	1,13	1,53	1,92	2,05	2,10
Utlendingers konsum i Norge.	1,78	1,78	1,78	1,78	1,78	1,78
Endogen eksport i alt.....	1,10	1,40	1,50	1,61	1,66	1,71

Figurene 6.3 og 6.4 gir en alternativ illustrasjon av de dynamiske egenskapene til eksportrelasjonene. Figurene viser virkningen av eksogene sjokk i de eksogene markedsindikatorerne og -prisene. I begge tilfeller er de eksogene variablene gitt en vekst på 10% i 1964 i forhold til referansebanen mens verdiene i de øvrige årene er som i referansebanen. Figur 6.3 viser virkningen av en midlertidig økning i konkurranseprisene på samlet (endogen) eksport og på eksporten av varene 34 og 45. Fra tabell 6.2 husker vi at den langsiktige priselastisiteten er klart større for vare 45 enn for vare 34 samtidig som tilpasningen er langt raskere for vare 37. Dette illustreres også av figuren: Det første året er økningen i eksporten av vare 34 nær 14% mens eksporten av vare 45 bare øker med vel 1,5 prosent. Allerede

Figur 6.2: Virkningen av en varig økning på 1 prosent i markedsindikatorerne fra og med 1964
Prosentvis endring i samlet eksport

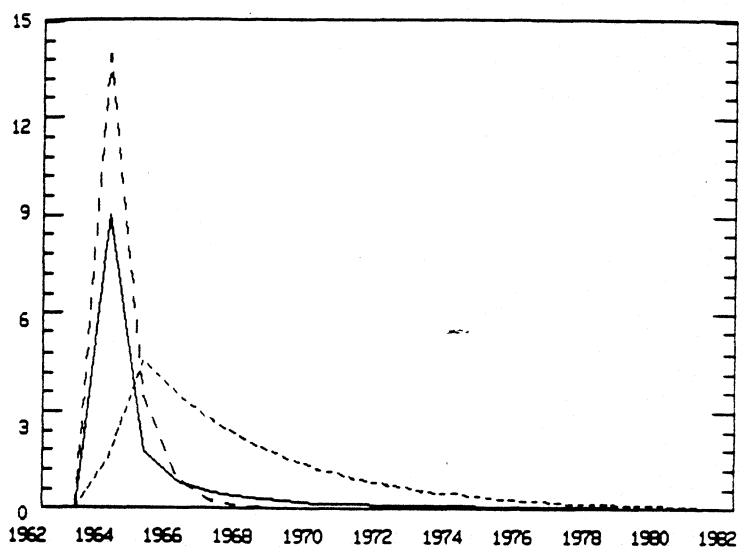


det andre året er imidlertid eksportveksten sterkest for Verkstedsprodukter og helt fram til 1971 er eksporten av denne varen mer enn 1% høyere enn i referansebanen. For Treforedlingsprodukter er eksportøkningen under 1% allerede i 1966 og det samme gjelder for øvrig for den endogene eksporten i alt.

Figur 6.4 viser virkningen av en midlertidig økning i markedsindikatorerne på samlet (endogen) eksport og eksporten av varene 28 og 45. Vi ser at bildet er svært likt det i figur 6.3. Mens de langsiktige markedselastisitetene for vare 28 og 45 er relativt like er tilpasningen betydelig raskere for vare 28. Dette fører til at eksporten av vare 28 blir langt mer følsom overfor kortsiktige svingninger i markedsindikatorerne mens virkningen på eksporten av vare 45 er moderat på kort sikt, men trekker relativt lenge ut i tid.

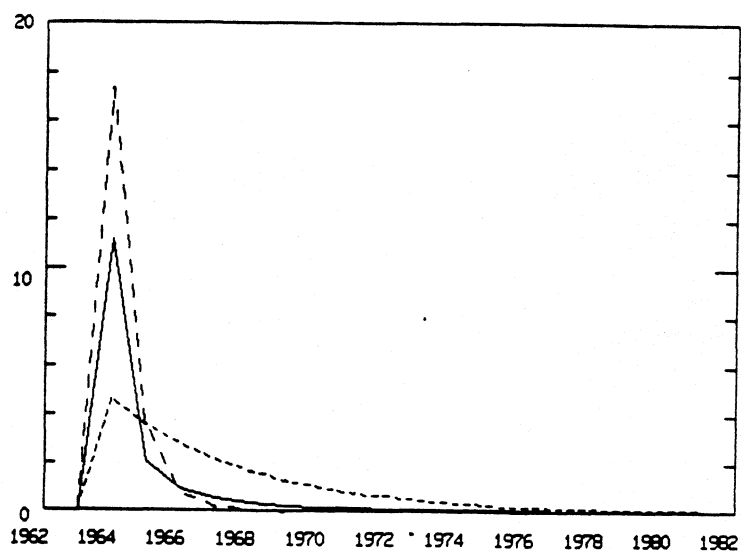
Figur 6.3: Virkningen av en temporær økning på 10 prosent i konkurranseprisene i 1964. Prosentvis endring.

— Endogen eksport i alt
 - - - Eksport av vare 34
 Eksport av vare 45



Figur 6.4: Virkningen av en temporær økning på 10 prosent i markedsindikatorene i 1964. Prosentvis endring.

— Endogen eksport i alt
 - - - Eksport av vare 28
 Eksport av vare 45



NÆRMERE OM ETTERSPORSSELSSIDEN

Den endogene eksporten i MODAG A blir bestemt ved hjelp av etterspørselsfunksjoner. Vi skal derfor i dette vedlegget, med utgangspunkt i Armington (1969a, 1969b), gå litt nærmere inn på det teoretiske grunnlaget for denne typen modellering av handelsstrømmer.

Den grunnleggende forutsetningen i Armingtons modell er at varer produsert i ulike land oppfattes som heterogene. Anvendt på Norge innebærer dette at import og innenlandsk produksjon av en vare ikke betraktes som identiske leveranser av innenlandske etterspørrere. Videre oppfattes norsk eksport som varer med spesielle egenskaper av utlandet.

Anta at verden deles inn i L land eller landområder hvorav Norge er ett. I hvert land etterspørres og produseres det I varer. Hvert land oppfatter imidlertid ikke leveransene av den samme varen fra ulike land som identiske. Dette kan for eksempel skyldes ulik kvalitet eller at det er ulike muligheter for å få utført servicearbeid på varene. La oss følge Armington og kalle ulike lands produksjon av den samme varen for ulike produkter. Hvert land kan dermed etterspørre I varer, men IL produkter. Vi skal nå se nærmere på etterspørselsstrukturen i ett av landene. For å forenkle symbolbruken sløyfer vi foreløpig indeks for etterspørrende land. I tråd med vanlig konsumentteori antar vi at etterspørselsfunksjonene etter de ulike produktene kan utledes ved å maksimere en nyttefunksjon:

$$(V.1) \quad U = U(x_{11}, \dots, x_{1L}, \dots, x_{i1}, \dots, x_{iL}, \dots, x_{I1}, \dots, x_{IL})$$

gitt budsjettbetingelsen:

$$(V.2) \quad R^* = \sum_i \sum_l p_{il} x_{il}, \quad \begin{array}{l} i = 1, \dots, I \\ j = 1, \dots, L \end{array}$$

der p_{il} og x_{il} er henholdsvis pris og kvantum på leveranser av vare i fra land l, mens R^* er inntekten i landet. Denne maksimeringen leder fram til etterspørselsfunksjoner fra dette landet etter hvert produkt av formen:

$$(V.3) \quad x_{il} = h_{il}(p_{11}, \dots, p_{1L}, \dots, p_{i1}, \dots, p_{iL}, \dots, p_{I1}, \dots, p_{IL}, R^*), \quad \begin{array}{l} i = 1, \dots, I \\ l = 1, \dots, L \end{array}$$

For å finne verdens samlede etterspørsel etter vare i produsert i land l, må vi deretter summere etterspørselskurvene fra de enkelte landene. Det er klart at med så svake forutsetninger som foreløpig er gjort, vil den samlede etterspørselen etter hvert produkt være avhengig av et meget stort

antall variable. For praktiske formål må det derfor innføres ytterligere forenklinger.

Anta nå at nyttefunksjonen (V.1) kan skrives på følgende måte:

$$(V.4) \quad U = U(x_{11}, \dots, x_{1L}, \dots, x_{i1}, \dots, x_{iL}, \dots, x_{I1}, \dots, x_{IL}) \equiv U^*(X_1, \dots, X_I)$$

der $X_i = \varphi_i(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iL})$.

Solow (1955) viste at en nødvendig og tilstrekkelig betingelse for at (V.4) skal gjelde, er at den marginale substitusjonsbrøken mellom to produkter av samme vare er uavhengig av hvor mye landet kjøper av et hvilket som helst produkt av andre varer. Dette betyr for eksempel at den marginale avveiningen mellom norske og finske møbler i USA antas uavhengig av hvor mange japanske biler som kjøpes i USA.

Dersom vi i tillegg forutsetter at φ -funksjonene i (V.4) er homogene av grad 1, viste Armington at det opprinnelige problemet å maksimere U gitt (V.2) kan deles opp i følgende to delproblemer:

$$(V.5) \quad \text{Max } U^*(X_1, \dots, X_I) \quad \text{gitt } R^* = \sum_i P_i X_i$$

$$(V.6) \quad \text{Min } \sum_i P_{i1} x_{i1} \quad \text{gitt } X_i = \varphi_i(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iL}) \text{ for alle } i.$$

Her er $P_i = P_i(p_{i1}, p_{i2}, \dots, p_{iL})$ en prisindeks for vare i i det landet vi ser på. Det opprinnelige optimaliseringsproblemet kan altså løses ved først å finne hvor mye som skal kjøpes av hver vare, gitt prisindeksene for hver vare og budsjettbetingelsen. For gitt nivå på kjøpet av hver vare kan en deretter bestemme hvor mye som skal kjøpes av hvert produkt ved å minimere kostnadene til kjøp av varen. (V.5) og (V.6) leder til følgende to sett med etterspørselsfunksjoner:

$$(V.7) \quad X_i = f_i(P_1, P_2, \dots, P_I, R^*)$$

$$(V.8) \quad x_{ij} = f_{ij}(X_i, \frac{P_{ij}}{P_{i1}}, \frac{P_{ij}}{P_{i2}}, \dots, \frac{P_{ij}}{P_{iL}})$$

Dersom vi ser bort fra at landet selv produserer varen, vil X_i være en indeks for landets samlede import av varen. Fra (V.8) har vi da et uttrykk for importen fra land j som er betydelig forenklet sammenliknet med (V.3); den avhenger bare av samlet import av varen samt relative produktpriser for vare i .

Funksjonen (V.8) kan forenkles ytterligere dersom vi gjør følgende tilleggsforutsetninger: (i) Substitusjonselastisiteten mellom to produkter av samme vare er konstant og (ii) For hver vare er substitusjonselastisiteten mellom to tilfeldige produkter lik substitusjonselastisiteten mellom hvilket som helst annet produktpar. Disse forutsetningene er ekvivalent med å forutsette at ϕ -funksjonene i (V.4) er av CES-typen:

$$(V.9) \quad X_i = \phi_i(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iL}) = \left[a_{i1}x_{i1}^{-\rho_i} + a_{i2}x_{i2}^{-\rho_i} + \dots + a_{iL}x_{iL}^{-\rho_i} \right]^{-\frac{1}{\rho_i}}$$

I dette tilfellet vil (V.8) ha følgende form:

$$(V.10) \quad x_{ij} = a_{ij}^{\sigma_i} X_i \left[\frac{p_{ij}}{P_i} \right]^{-\sigma_i}$$

der $\sigma_i = 1/(1 + \rho_i)$ er substitusjonselastisiteten mellom produktene av den i 'te varen. (V.10) er blant annet utgangspunktet for estimeringen av importandelsrelasjonene i MODAG A (se Stølen (1983)).

Norges ($j=N$) totale eksport av vare i finnes ved å summere eksporten til de enkelte landene:

$$(V.11) \quad x_i^E = \sum_k a_{iNk}^{\sigma_{ik}} X_i^k \left[\frac{p_{iNk}}{P_i^k} \right]^{-\sigma_{ik}}, \quad k=1, \dots, N-1, N+1, \dots, L$$

der k betegner importerende land. Selv om vi forutsetter at prisene på alle produkter er like i alle land, dvs at $p_{ijk} = p_{ij}$, vil imidlertid ikke (V.11) kunne skrives som en enkel aggregert etterspørselsrelasjon etter norsk eksport av vare i . En mulighet er selvsagt å behandle etterspørselen etter norske eksportvarer disaggregert ved å definere etterspørselskurver for grupper av land. Dette er for eksempel gjort i modellen MODEX som er utviklet i Statistisk Sentralbyrå (se Frenger, Jansen og Reymert (1979, 1981)). Denne framgangsmåten vil imidlertid føre til en betydelig øking i antall likninger i MODAG A og vi har derfor sett bort fra denne muligheten her. Vi har i stedet valgt å resonnerer som om utlandet utgjør ett land. I dette tilfelle kan (V.11) skrives:

$$(V.12) \quad x_i^E = A x_i \left[\frac{P_{iN}}{P_i} \right]^{-\alpha_i},$$

hvor A en konstant. Dersom (V.11) er den sanne etterspørselsstrukturen vil (V.12) bare gjelde under meget restriktive forutsetninger.

Relasjonen (V.12) egner seg godt for estimering. Funksjonen kan estimeres ved å bruke data for norsk eksport av vare i , en indeks for samlet etterspørsel etter varen i våre viktigste samhandelsland, en prisindeks for den norske eksporten av varen samt en internasjonal prisindeks for varen.

I mange analyser av ett lands eksport brukes i stedet for (V.12) en etterspørselsfunksjon av typen:

$$(V.12a) \quad x_i^E = A \left[\frac{P_{iN}}{P_i} \right]^{\alpha_i} R^{\beta_i},$$

der R er et mål på realinntekt, for eksempel utviklingen i bruttonasjonalproduktet hos handelspartnerene. α_i og β_i kan tolkes som henholdsvis pris- og inntektselastisiteter for utlandets etterspørsel etter vare i . En annen mulighet er:

$$(V.12b) \quad x_i^E = A \left[\frac{P_{iN}}{P} \right]^{\alpha_i} R^{\beta_i},$$

der $P = P(p_{11}, \dots, p_{IL})$ er en indeks for utviklingen i det generelle prisnivået i utlandet. En viktig grunn til å velge disse variantene framfor (V.12) er at det ofte er lettere å framskaffe data for den samlede inntektsveksten enn for samlet etterspørsel etter hver vare. Dette gjelder spesielt dersom modellen har en detaljert vareinndeling.

For å komme fra (V.7) og (V.12) til (V.12a), må vi anta at den samlede etterspørselen etter vare i er helt prisuavhengig, altså at:

$$(V.13) \quad \frac{\partial f_i}{\partial P_j} = 0 \text{ for alle } j \text{ i (V.7)}$$

I dette tilfelle vil prisledet i (V.12a) bare bidra til å endre den norske markedsandelen for vare i .

(V.12b) krever enda sterkere forutsetninger. Her må etterspørselen etter norsk eksport av vare i være uavhengig av alle andre priser enn realprisen på norsk eksport. Dette innebærer at alle kryssprisderiverte i (V.3) er null:

$$\frac{\partial h_{iN}(\cdot)}{\partial p_{il}} = 0 \text{ for alle } l \neq N$$

For relativt homogene produkter virker dette klart urealistisk.

Som nevnt vil valget mellom (V.12), (V.12a) og (V.12b) ofte avgjøres av de praktiske problemene med å framskaffe relevante data. Som indikator på pris- og volumstørrelsene for utlandet har vi som nevnt valgt å benytte de markedsindikatorerne med tilhørende prisindekser som ble beregnet av Lædre og Tveitereid (1981). Disse indikatorerne ble nærmere beskrevet og drøftet i avsnitt 4 og slik de er konstruert, er sannsynligvis (V.12) den mest korrekte spesifikasjonen av etterspørselsrelasjonene. I praksis har vi imidlertid valgt å basere oss på funksjonen (V.12a), selv om vi da i prinsippet burde ha benyttet et mer inntektsorientert mål på aktivitetsnivået i utlandet.

Utledningen av etterspørselsfunksjonene (V.12) og (V.12a) tok utgangspunkt i vanlig konsumentteori. Mye av den tradisjonelle norske industrieksporten består imidlertid av råvarer og halvfabrikata som i stor grad brukes som vareinnsats i utenlandske bedrifter. En kan derfor spørre om en for disse varene ikke burde brukt et annet modellopplegg. En nærliggende tanke er å knytte verdens etterspørsel etter enkelte norske industrivarer til vareinnsatsbehovet eller industriproduksjonen hos handelspartnerne. Slike synspukter hevdes blant annet av Taplin (1973) og Winters (1981). Denne kritikken imøtegår delvis av at markedsindikatorerne er konstruert ved å ta utgangspunkt i sluttleveringskategorier for ulike land. Vi har imidlertid stor sympati for det prinsipielle synpunktet om at ikke alle varer nødvendigvis bør behandles likt.

REFERANSER

- Armington, P. S. (1969a): "A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production." IMF Staff Papers, Vol. 16, No. 1.
- Armington, P. S. (1969b): "The Geographic Pattern of Trade and the Effects of Price Change." IMF Staff Papers, Vol. 16, No. 2.
- Arrow, K. J. (1959): "Toward a Theory of Price Adjustment." In Abramowitz et.al. (ed): The Allocation of Economic Resources. Stanford, California.
- Artus, J. R. og S. C. Sosa (1978): "Relative Price Effects on Export Performance: The Case of Nonelectrical Machinery." IMF Staff Papers, Vol. 25, 1.
- Aurikko, E. (1985): "Testing Disequilibrium Adjustment Models for Finnish Exports of Goods." Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 47, No. 1.
- Ball, R.J. (ed.) (1973): The International Linkage of National Economic Models. North-Holland Publishing Company, Amsterdam.
- Basevi, G. (1973): "Commodity Trade Equations in Project LINK." In Ball (ed.) (1973).
- Batchelor, R. A. (1977): "A Variable-Parameter Model of Exporting Behaviour." Review of Economic Studies, Vol. 44.
- Bergan, R. og A. Cappelen (1985): "Teknisk dokumentasjon av MODAG A." Interne notater (under utgivelse), Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
- Bergan, R., A. Cappelen og M. Jensen (1985): "A Disaggregated Study of Investment Behaviour in Norway." Upublisert notat datert 31/7-85, Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
- Bergman, L. (1983): "Structural Change and External Shocks: Some Simulations Using a Model of the Swedish Economy." CP-83-48, IIASA, Laxenburg, Østerrike.
- Browne, E. X. (1982): "Modelling Export Prices and Quantities in a Small Open Economy." Review of Economics and Statistics, Vol. 64, No. 2.
- Cappelen, A. (1983): "Arbeidskraftteterspørsel i MODAG A." Upublisert notat datert 28/6-83, Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
- Cappelen, A. (1985): "Prisrelasjoner i MODAG A." Rapporter (under utgivelse) fra Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
- Cappelen, A., E. Garaas og S. Longva (1981): "MODAG. En modell for makro-økonomiske analyser." Rapporter 81/30, Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
- Cappelen, A. og S. Longva (1984): "MODAG A. A Medium Term Macroeconomic Model of the Norwegian Economy." Notat presentert på et nordisk modellseminar i Lyngby, Danmark 8-9/10-1984.
- Chow, G.C. (1977): "A Reformulation of Simultaneous Equation Models for Markets in Disequilibrium." Econometric Research Program, Princeton University, Research Memorandum No. 213, Princeton.
- Drzwi, W. og P. R. Johansen (1985): "AARNR: En databank med årlige nasjo-

- nalregnskapstall i TROLL." Interne notater (under utgivelse), Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
- von der Fehr, N.-H. M. og G. Sollie (1985): "Markedsindikatorer for norsk eksport." Økonomiske analyser nr. 3.
- Frenger, P., E. Jansen og M. Reymert (1979): "Modell for norsk eksport av bearbeidde industrivarer." Rapporter 79/29, Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
- Frenger, P., E. Jansen og M. Reymert (1981): "MODEX - En modell for verdenshandelen og norsk eksport av bearbeidde industrivarer." Statsøkonomisk tidsskrift, hefte 2.
- Goldstein, M. og M. S. Kahn (1978): "The Supply and Demand for Exports: A Simultaneous Approach." Review of Economics and Statistics, Vol. 60, No. 2.
- Hansen, B. (1955): Finanspolitikens ekonomiska teori. Almqvist & Wicksell, Uppsala.
- Heckscher, E.F. (1919): "Utrikeshandelns verkan på inkomstfordelingen", Ekonomisk Tidskrift, Vol. 21.
- Hendry, D. F. og J.-F. Richard (1983): "The Econometric Analysis of Economic Time Series", International Statistical Review, Vol. 51, No. 3.
- Huomo, M. (1983): "Determination of Finnish Exports by Industries: A Disequilibrium Approach." Notat presentert på Marstrandmøtet 20/8 1983.
- Johnston, J. (1972): Econometric Methods. 2nd Edition. McGraw - Hill Kogakusha, Ltd., Tokyo.
- Muellbauer, J. og D. Winter (1980): "Unemployment, Employment and Exports in British Manufacturing. A Non-Clearing Markets Approach." European Economic Review, Vol. 13.
- Norman, V. D. (1983): En liten, åpen økonomi. Universitetsforlaget, Oslo.
- Ohlin, B. (1933): Interregional and International Trade. Harvard University Press, Cambridge Massachusetts.
- Orsi, R. (1982): "A Simultaneous Disequilibrium Model for Italian Export Goods." Empirical Economics, Vol. 7, Issue 3/4.
- Phelps, E. S. og S. G. Winter (1970): "Optimal Price Policy under Atomistic Competition." In E. S. Phelps (ed.), Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory. W. W. Norton & Company, Inc., New York.
- Reymert, M. (1983): "Etterspørselslikninger for norsk eksport." Upublisert notat datert 1/11-83, Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
- Reymert, M. (1984): "Import- og eksportlikninger i KVARTS." Rapporter 84/18, Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
- Rødseth, A. (1979): "Macroeconomic Policy in a Small Open Economy." Scandinavian Journal of Economics, Vol. 81, No. 1.
- Rødseth, A. (1981): "The Dynamics of Wages and Foreign Trade in a Fixed Exchange-Rate Economy." Memorandum datert 26/10-1981 fra Sosialøkonomisk Institutt, Universitetet i Oslo.

- Samuelson, P. A. (1953): "Prices of Factors and Goods in General Equilibrium." Review of Economic Studies, Vol. 21, No. 1.
- Solow, R. M. (1955): "The Production Function and the Theory of Capital." Review of Economic Studies, Vol. 23.
- Stølen, N. M. (1983): "Importandeler og relative priser. En MODAG-rapport." Rapporter 83/33, Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
- Taplin, G. B. (1973): "A Model of World Trade." In Ball (ed.), (1973).
- Tobin, J. (1975): "Keynesian Models of Recession and Depression." American Economic Review, Vol. 65, No. II.
- Tveitereid, S. og J. Lædre (1981): "Markedsindikatorer for norsk eksport." Rapporter 81/35, Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
- Winters, L. A. (1981): An Econometric Model of the Export Sector. Cambridge University Press, London.

Trykt 1984

- Nr. 84/1 Naturressurser og miljø 1983 Foreløpige nøkkeltall fra ressursregnskapene for energi, mineraler, skog, fisk og areal Sidetall 100 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1993-0
- 84/2 Torstein Bye: Energisubstitusjon i næringssektorene i en makromodell Sidetall 47 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-2042-4
- 84/3 Trygdedes inntekts- og boforhold 1980 Sidetall 89 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2040-8
- 84/4 Jon Åge Vestøl: Kommunale avfallsbehandlingsanlegg Miljøstandard Sidetall 78 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2062-9
- 84/5 Bjørg Moen: Bibliography of Population Studies in Norway Bibliografi over befolkningsstudier i Norge Sidetall 114 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2045-9
- 84/6 Grete Dahl: Folketrygden. Korttidsytelser og stønad ved yrkesskade Sidetall 26 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-2069-6
- 84/7 Tiril Vogt: Social Indicators and Environmental Dimensions Sidetall 33 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-2060-2
- 84/8 Otto Carlsen: Pasientstatistikk 1982 Statistikk fra Det økonomiske og medisinske informasjonssystem Sidetall 61 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2066-1
- 84/9 Herdis Thorén Amundsen: Statistiske metoder for analyse av samvariasjon i kategoriske data Sidetall 228 Pris kr 24,00 ISBN 82-537-2074-2
- 84/10 Audun Rosland: Vannkraftutbygging - Reguleringsinngrep - Virkninger på fisk Sidetall 127 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2102-1
- 84/11 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. årene 1970 - 1984 Sidetall 75 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2081-5
- 84/12 Arne Faye og Helge Herigstad: Friluftsliv i Norge 1970 - 1982 Sidetall 77 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2092-0
- 84/13 Jon Paschen Knudsen: Boligstandard Variasjoner innen og mellom byer Sidetall 66 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2088-2
- 84/14 Erling Siring og Emil Spjøtvoll: Regresjonsanalyse med et stort antall variable Sidetall 55 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2122-6
- 84/15 Sindre Børke: Folke- og bolig telling 1980 Dokumentasjon Sidetall 211 Pris kr 24,00 ISBN 82-537-2112-9
- 84/16 Stein Opdahl: Aleneforeldres levekår og tidsbruk Sidetall 188 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2127-7
- 84/17 Alette Schreiner og Tor Skoglund: Virkninger av oljevirkosomhet i Nord-Norge Sidetall 43 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2118-8
- 84/18 Morten Reymert: Import- og eksportlikninger i KVARTS Utledning, estimering og simulering med likninger for utenrikshandelen Sidetall 83 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2123-4
- 84/19 Børre Nordby: Valg av ferietype Sidetall 53 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2197-8
- 84/20 Arne Ljones: Energiundersøkelsen 1983 Om energibruk og energiøkonomisering i private husholdninger Sidetall 62 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2130-7
- 84/21 Johan Heldal: Kvalitetskontrollundersøkelsen for Folke- og bolig tellingen 1980 Sidetall 115 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2140-4
- 84/22 Sindre Børke: Tilleggsundersøkelsen til Folke- og bolig telling 1980 Om muligheter for å erstatte skjema med registeropplysninger i senere folke- og bolig tellinger Sidetall 61 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2136-6
- 84/23 Roar Bergan: MINK En finansiell ettermodell til MSG En MSG-rapport Sidetall 71 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2138-2
- 84/24 Yngvar Holm: Engrosomssetningsindeks Sidetall 18 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-2141-2
- 84/25 Morten Jensen og Morten Reymert: Kvartalsmodellen KVARTS - modellbeskrivelse og teknisk dokumentasjon Sidetall 87 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2139-0


Trykt 1985

- 85/1 Naturressurser og miljø 1984 Foreløpige nøkkeltall fra ressursregnskapene for miljø, energi, mineraler, skog, fisk og areal Sidetall 94 Pris kr 30,00 ISBN 82-537-2133-1
- 85/2 Aktuelle skattetall 1984 Current Tax Data Sidetall 44 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2142-0
- 85/3 Eva Ivås og Gunnar Sollie: MODIS IV Detaljerte virkningstabeller for 1983 Sidetall 268 Pris kr 45,00 ISBN 82-537-2153-6
- 85/4 Lorents Lorentsen og Kjell Roland: Markedet for råolje Historisk utvikling. Teorier og modeller. Prisprognoser Sidetall 58 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2145-5
- 85/5 Morten Reymert og Carl-Erik Schulz: Eksport og markedsstruktur Eksportutvikling og markedsandeler for Norge og andre land 1963 - 77 Sidetall 149 Pris kr 30,00 ISBN 82-537-2155-2
- 85/6 Elisabeth Fadum, Katalin Nagy og Tiril Vogt: Referansearkiv for naturressurs- og forurensningsdata: Emnekatalog for ferskvann Sidetall 313 Pris kr 50,00 ISBN 82-537-2159-5
- 85/7 Arne Rideng, Knut Ø. Sørensen og Kjetil Sørli: Modell for regionale befolkningsframskrivninger Sidetall 71 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2162-5
- 85/8 Kjetil Sørli: MATAUK En modell for tilgang på arbeidskraft, revidert modell og framskriving av arbeidsstyrken 1983 - 2000 Sidetall 81 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2163-3
- 85/9 Hilde Olsen, Morten Reymert og Pål Ulla: Det norske nasjonalregnskapet. Dokumentasjonsnotat nr. 20 - Kvartalsvis nasjonalregnskap - Dokumentasjon av beregningsopplegget Sidetall 97 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2167-6
- 85/11 Liv Argel: Avisenes bruk av statistikk Resultater fra en postundersøkelse i oktober 1984 Sidetall 34 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2185-4
- 85/12 Anders Harildstad: Det norske nasjonalregnskapet Dokumentasjonsnotat nr. 19 Arbeidskraftregnskapet - Beregning av arbeidskraftforbruket i varehandel Sidetall 45 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2186-2
- 85/13 Vidar Knudsen: En kvartalsmodell for boliginvesteringer estimert på norske data for perioden 1966 - 1978 Sidetall 46 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2206-0
- 85/14 Hogne Steinbakk og Terje Wessel: Planrekneskap for Møre og Romsdal 1984 - 1995 Hovedresultat Sidetall 56 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2209-5
- 85/15 Tore Høy, Terje Wessel og Hogne Steinbakk: Planrekneskap for Sogn og Fjordane 1984 - 1995 Hovedresultat Sidetall 49 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2210-9
- 85/16 Olav Ljones: Utviklingen av arbeidsmarkedsmodeller i Statistisk Sentralbyrå Sidetall 65 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2216-8
- 85/17 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. årene 1970 - 1985 Sidetall 75 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2218-4
- 85/18 Elisabeth Fadum og Tiril Vogt: Referansearkiv for naturressurs- og forurensningsdata: Hefte I Arkivdel Sidetall 272 Pris kr 45,00 ISBN 82-537-2227-3
- 85/18 Elisabeth Fadum og Tiril Vogt: Referansearkiv for naturressurs- og forurensningsdata: Hefte II Registerdel Sidetall 224 Pris kr 45,00 ISBN 82-537-2227-3
- 85/19 Svein H. Trosdahl: Kommunale og fylkeskommunale utvalg oppnevnt i 1984 for perioden 1984 - 1987 Sidetall 107 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2235-4
- 85/20 Vidar Knudsen: INSIDENS - En modell for analyse av fordelingsvirkninger av endringer i avgifter og subsidier Sidetall 42 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2239-7
- 85/21 Morten Jensen: Kvartalsvise investeringsrelasjoner basert på en utvidet akseleratormodell Sidetall 55 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2237-0
- 85/22 Totalregnskap for fiske- og fangstnæringen 1980 - 1983 Sidetall 41 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2242-7
- 85/23 Arild Angelsen: Kommunale utbyggingsplaner til industriformål Sidetall 80 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2245-1

Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå (RAPP) - ISSN 0332-8422 (forts.)

Trykt 1985 (forts.)

- 85/28 Paal Sand og Gunnar Sollie: MODIS IV Dokumentasjonsnotat nr. 23 Endringer i utgave 83 - 1 Sidetall 79 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2253-2
- 85/29 Roar Bergan og Øystein Olsen: Eksporttilpasning i MODAG A En MODAG-rapport Sidetall 99 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2255-9



Pris kr 25,00

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

ISBN 82-537-2255-9
ISSN 0332-8422