

RAPPORTER

84/18

IMPORT- OG EKSPORTLIKNINGER I KVARTS

UTLEDNING, ESTIMERING OG SIMULERING MED LIKNINGER
FOR UTENRIKSHANDELEN

AV
MORTEN REYMERT

STATISTISK SENTRALBYRÅ
CENTRAL BUREAU OF STATISTICS OF NORWAY

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 84/18

IMPORT- OG EKSPORTLIKNINGER I KVARTS

UTLEDNING, ESTIMERING OG SIMULERING MED LIKNINGER
FOR UTENRIKSHANDELEN

AV
MORTEN REYMERT

STATISTISK SENTRALBYRÅ
OSLO — KONGSVINGER 1984

ISBN 82-537-2123-4
ISSN 0332-8422

EMNEGRUPPE

Økonomisk og statistisk teori
og analyse

ANDRE EMNEORD

Handelsmodell
Konjunkturmodell
Kvartalsmodell

FORORD

Statistisk Sentralbyrå har i lengre tid arbeidet med å utvikle en korttidsmodell for norsk økonomi. En første versjon av KVARTS-modellen er nå operativ. Denne rapporten er en dokumentasjon av det arbeidet som er utført for å utlede og tallfeste import- og eksportlikninger for denne modellen.

Statistisk Sentralbyrå, Oslo, 1. november 1984

Arne Øien

INNHOLD

	Side
1. Innledning	7
2. Utbygging av KVARTS-75 med atferdsrelasjoner for import og eksport	8
2.1. Kort oversikt over KVARTS	8
2.2. Utledning av relevante import- og eksportrelasjoner	11
2.3. Estimeringsmetoder og kriterier for valg av import- og eksportlikninger for implementering i KVARTS-75	14
3. Fordeling av etterspørsel på importerte og norskproduserte varer	18
3.1. Utledning av importkvotefunksjonene	18
3.2. Data benyttet ved estimering	28
3.3. Estimeringsresultater for substitusjonselastisitetene	32
3.4. Implementering av importlikningene i KVARTS-75 - Simulering med importlikningene	34
4. Eksportlikninger	40
4.1. Nærmere spesifisering av eksportrelasjoner for bruk i KVARTS-75	40
4.2. Data benyttet ved estimering	44
4.2.1. Valg av relevante data for utlandet	44
4.2.2. Tidsforløpet for de viktigste dataene som er benyttet	50
4.3. Estimeringsresultater - Simulering med eksportlikningene	58
5. Noen avsluttende merknader	75
Litteratur	77
Vedlegg	
1. Vare-, sektor- og artsinndelingen i KVARTS-75	79
Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå (RAPP)	82

FIGURREGISTER

	Side
3.1. Tilpasningen mellom importert og norskprodusert mengde av en vare i en sektor	21
3.2. Importkvoter for KVARTS-varer	29
3.3. Relative importpriser for KVARTS-varer	30
3.4. Endring i importkvoter som følge av endret sammensetning i etterspørselen	31
3.5. Simuleringsresultater for importvolumet for KVARTS-varer	38
4.1. Eksportvolum for KVARTS-varer	52
4.2. Eksportpriser for KVARTS-varer	54
4.3. Markedsindikatorer for norsk eksport	56
4.4. Konkurranspriser for norsk eksport	57
4.5. Simuleringsresultater for eksportvolumet for KVARTS-varer	59
4.6. Simuleringsresultater for eksportprisene for KVARTS-varer	61

1. INNLEDNING

I Økonomisk analysegruppe har det i lengre tid blitt arbeidet med å opprette en kvartalsmodell for norsk økonomi, KVARTS. De siste årene har arbeidet vært konsentrert om å estimere og teste adferdslikninger for implementering i en KVARTS-versjon med utgangspunkt i kvartalsvise nasjonalregnskapstall for årene 1966 - 1978. Denne KVARTS-versjonen er kalt KVARTS-75, og denne rapporten er en dokumentasjon av det arbeidet som er utført for å finne fram til relevante adferdslikninger for import og eksport for implementering i denne modellen.

I KVARTS-75 er det foruten for eksport og import implementert adferdsrelasjoner for privat konsum, investeringer, hjemmepriser, produksjon og lagerendring, og arbeidsinnsats og sysselsetting. Det er under arbeidet med KVARTS-75 lagt avgjørende vekt på at det teoretiske innholdet i hver av modellblokkene er konsistent med de hypoteser om adferd som ligger til grunn for de øvrige modell-delene. Arbeidet med eksport- og importrelasjoner for KVARTS-75 kom noe senere igang enn arbeidet med flere av de øvrige modelldelene, slik at flere av disse har lagt betydelige bindinger på spesifisering- en av eksport- og importlikningene. Dette har særlig vært tilfelle for adferdslikningene for tilpas- ning av produksjon og lagerendring i industrisektorene. I avsnitt 2 er det derfor gitt en nærmere omtale av innholdet i de øvrige delene av KVARTS-75. På bakgrunn av dette er det utledet egnede eks- port- og importlikninger. I siste del av dette avsnittet er det også drøftet noe nærmere hvilke metoder som bør benyttes ved estimering av koeffisientene i adferdslikningene for eksport og import og hvilke kriterier som bør ligge til grunn ved valg mellom alternative modellutførelser.

Behandlingen av import i KVARTS-75 er nært knyttet til spesifiseringen av kvantumskryssløpet i modellen. For hver vare og for hver mottakende sektor er det beregnet en importandel på grunnlag av årlige nasjonalregnskapstall fra modellens basisår, 1975. For industrivarene er det antatt at disse importandelene er elastiske mhp. endringer i relative priser. Den teoretiske utledningen av import- modellen og resultatene fra forsøkene på å estimere substitusjonselastisiteter mellom norskproduert og importert tilgang av disse varene er omtalt i avsnitt 3. Importprisene er eksogene i KVARTS-75 og forutsettes bestemt på verdensmarkedet uavhengig av konjunkturforløpet i norsk økonomi.

Både eksportvolum og -priser er endogene variable i KVARTS-75 for en rekke av modellens varer. Det er estimert og testet etterspørselslikninger for norsk eksport hvor eksportvolumet avhenger av blant annet aktivitetsnivået i utlandet og forholdet mellom priser på den norske eksporten og priser på konkurrerende varer på verdensmarkedet. Disse beregningene er dokumentert i avsnitt 4. I de implemen- terte prislikningene er utviklingen i de norske eksportprisene knyttet til endringer i variable enhets- kostnader hos innenlandske hovedleverandør av varen og prisen på konkurrerende varer på verdensmar- kedet. For flere av de viktige eksportvarene antas det imidlertid at prisene er bestemt på verdens- markedet, og de er dermed behandlet som eksogene i KVARTS-75.

2. UTBYGGING AV KVARTS-75 MED ATFERDSRELASJONER FOR IMPORT OG EKSPORT

2.1. Kort oversikt over KVARTS

Utformingen av eksport- og importrelasjoner i en simultan makroøkonomisk modell som KVARTS-75 kan ikke foretas uavhengig av innholdet i de øvrige delene i modellen. Det vil være et absolutt krav at eksport- og importrelasjonene er konsistente - eller i det minste ikke åpenbart inkonsistente - med de hypoteser om adferd som er lagt til grunn i andre deler av modellen. Før utformingen av eksport- og importrelasjonene spesifiseres er det derfor nødvendig å se nærmere på det teoretiske grunnlaget i av de øvrige delene av modellen. Resten av dette avsnittet vil således være en kort gjennomgang av de atferdsrelasjonene som var planlagt implementert i KVARTS da arbeidet med eksport- og importlikninger nærmet seg sin avslutning¹. Også vare- og sektorinndelingen i modellen og utformingen av pris- og kvantumskryssløpet vil bli gjennomgått. Som det vil fremgå i senere avsnitt, vil disse delene av modellen ha særlig stor betydning for spesifiseringen av importrelasjonene.

Fremstillingen nedenfor vil kunne gi inntrykk av at utformingen av resten av KVARTS utelukkende har hatt karakter av premisser for spesifiseringen av likningene for utenrikshandelen og at det således har vært lite aktuelt å endre utformingen av andre likninger etter hvert som import- og eksportlikningene ble estimert og testet. Det er imidlertid ikke helt riktig, selv om detaljutformingen av utenrikshandelsrelasjonene, spesielt for import, kom forholdsvis sent inn i planleggingen av modellen slik at ideene for produsenttilpasning og investeringsadferd allerede var relativt gjennomarbeidet. I hovedtrekk har en imidlertid under planleggingen av modellen forsøkt så langt som mulig å se de enkelte delene av modellen i sammenheng, slik at også spesifiseringen av eksport- og importrelasjonene har gitt impulser tilbake til innholdet i de øvrige modellblokkene. Blant annet av praktiske årsaker er det imidlertid hensiktsmessig å gi resten av dette avsnittet en fremstillingsform hvor de øvrige modellblokkene fremstår som premisser for utformingen av utenrikshandelsrelasjonene.

KVARTS-75 har en kontoinndeling som er en direkte aggregering av grupperingene i årsmodellene MODAG og MSG-4E. I KVARTS-75 er det spesifisert i alt 12 produksjonssektorer, 7 konsumsektorer og 4 investeringsarter. I vedlegg 1 er det gitt en oversikt over kontoplanen i KVARTS og over hvilke navn og kodenumre som blir benyttet.

Til grunn for sektorinndelingen i KVARTS ligger et ønske om å skille næringer som hovedsakelig produserer investeringsvarer (verkstedindustri, bygge- og anleggsvirksomhet etc.) fra næringer hvor konsumvarer svarer for en betydelig del av produksjonen (næringsmiddel- og bekledningsindustri, tjenestesektorer mv.), da disse næringene erfaringsmessig ofte utvikler seg nokså forskjellig over et konjunkturforløp. Blant annet derfor omfatter også industri hele 5 av de 12 produksjonssektorene.

Vareinndelingen i KVARTS-75 er i hovedsak et speilbilde av produksjonssektorinndelingen. For alle produksjonssektorene er det skilt ut én hovedvare som sektoren er hovedprodusent av. Et unntak er sektoren (65) Oljeutvinning m.v. som er hovedleverandør av to varer. I KVARTS-75 er det imidlertid spesifisert to produksjonsaktiviteter for denne sektoren. I tillegg til de 13 varene som har hver sin innenlandske hovedleverandør, er det også spesifisert 6 ikke-konkurrerende importvarer, dvs. varer med liten eller ingen norsk produksjon.

Sektorinndelingen i det private konsumet i KVARTS-75 er i stor grad tilpasset vareinndelingen i modellen. I tillegg er det lagt spesiell vekt på å skille mellom konsumkategorier gruppert etter varigheten for varene. Tre av konsumkategoriene i KVARTS-75 er karakterisert som varige.

Det er kun realsiden i norsk økonomi som er forsøkt endogenisert i KVARTS-75. Kredittmarkedet er riktignok representert, men kun ved eksogene variable.

Produsenttilpasningen har fått særlig stor oppmerksomhet under planleggingen av KVARTS-75, og på dette området avviker modellen betydelig fra økonomisk analysegruppes øvrige makro-økonomiske modeller. For de 12 produksjonssektorene inneholder modellen fire ulike modellformuleringer: Eksogen

¹ De likningene som senere ble implementert i KVARTS-75 samsvarer i stor grad med det som er omtalt i avsnitt 2.1. En presis gjengivelse av de implementerte likningene i KVARTS-75 finnes i Jensen og Reymert (1984).

produksjon (10) Primærnæringer), simultan tilpasning av produksjon og lagerendring (15) Næringsmiddel og bekleidningsindustri mv., (25) Trevareindustri, grafisk industri mv. og (30) Bergverk og råvareindustri), produksjon bestemt av etterspørsel og ordrer (45) Metallbearbeidingsindustri) og etterspørselsbestemt produksjon (50) Verftsindustri, (55) Bygge- og anleggsvirksomhet, (60) Utenriks sjøfart, (65) Oljeutvinning mv., (70) Innenrikssamferdsel og kraftforsyning, (80) Diverse tjenesteytende virksomhet og (90) Offentlig forvaltning).

For hver av de tre sektorene med simultan tilpasning av produksjon og lagerendring av hovedvaren er det i KVARTS-75 implementert to økonometriske atferdslikninger - en produksjonstilpasningslikning og en lagertilpasningslikning (se Biørn, 1983). Sammen med varebalanselikningen for varen som sektoren er hovedleverandør av bestemmes produksjon, optimalt lager og faktisk lagerendring for gitte nivåer for netto-eksport og innenlandske anvendelser.¹ I produksjonstilpasningslikningen bestemmes sektorens bruttoproduksjon av produksjonskapasiteten, differansen mellom optimal lagerbeholdning ved utgangen av kvartalet og faktisk lagerbeholdning ved inngangen til kvartalet og etterspørselen rettet mot sektorens produkter. I lagertilpasningslikningen bestemmes forholdet mellom optimal lagerbeholdning og faktisk lagerbeholdning av normaletterspørselen etter sektorens produkter og rentenivået. I produksjonstilpasningsmodellen vil en varig etterspørselendring på lang sikt føre til en om lag like stor varig produksjonsendring, mens på kort sikt vil produksjonsendringen være mindre enn etterspørselendringen, og det vil finne sted en kortvarig lagerendring.

Også for den ordreproduserende næringen, (45) Metallbearbeidingsindustri, er det estimert atferdslikninger for produsentene - én produksjonsbeslutningslikning og én ordreeffektueringslikning. I produksjonsbeslutningslikningen bestemmes bruttoproduksjonen i sektoren av den faktiske etterspørselen fra hjemmemarkedet og fra eksportmarkedet rettet mot sektorens produkter, av fullføringen av ordrer og en lagfordeling over ordreservene. I ordreeffektueringslikningen bestemmes fullføringen av ledig produksjonskapasitet og av en lagfordeling over ordretilgang. I alle sektorene er vareinnsatsen proporsjonal med bruttoproduksjonen, begge regnet i faste priser.

For alle næringene er det estimert egne sysselsettingsrelasjoner (se Stølen, 1983a). For industrinæringene avhenger sysselsettingen (målt ved antall timeverk) av produksjonen, produksjonskapasiteten og relative faktorpriser. På kort sikt, dvs. ved uendret produksjonskapasitet, er det tiltakende utbytte, mens på lang sikt, dvs. når produksjonskapasiteten beveger seg parallelt med produksjonen, endres produksjon og sysselsetting i samme takt ved uendrede relative priser. For de tjenesteytende næringer inngår ikke produksjonskapasiteten i bestemmelsen av arbeidsinnsatsen. For alle sektorene inneholder KVARTS-75 likninger som bestemmer beholdningen av sysselsatte. På lang sikt forutsettes tallet på sysselsatte å bevege seg parallelt med produksjonen, men på kort sikt er det betydelige tregheter i tilpasningen.

Privat konsum i alt blir bestemt i en makrokonsumfunksjon. I denne funksjonen er en lagfordeling over disponible inntekter viktigste argument, men kreditttilførselen til husholdningene har også betydelig virkning på den beregnede konsumetterspørselen. Det totale private konsumet blir spredt ut på 6 konsumsektorer ved hjelp av et lineært utgiftsskjema. I den siste konsumsektoren, (50) Boligtjenester, bestemmes konsumet av beholdningen av boligkapital.

Det inngår fire investeringsarter i KVARTS. To av disse - (S) Skip og (O) Oljeanlegg - er eksogene. Investeringene av i de øvrige artene - (M) Maskiner og (B) Bygninger - er endogenisert for de fleste sektorene utenom det offentlige. For industrisektorene utenom (45) Metallbearbeidingsindustri blir ønsket kapitalbeholdning av begge disse artene bestemt av to sett av likninger (se Biørn, 1984): Først bestemmes den ønskede produksjonskapasiteten av nivået på normaletterspørselen rettet mot sektorens produkter og av kapitalavkastningen. Forholdet mellom lønnskostnad pr. timeverk og brukerprisen på realkapital bestemmer så kapitalkoeffisientene, dvs. ønsket tilpasning på isokvanten i produktfunksjonen. Den langsiktige produktfunksjonen er forutsatt å være av Cobb-Douglas-typen, med substitusjonsmuligheter mellom arbeidskraft og aggregert kapital. Den aggregerte kapitalen er et CES-aggregat av beholdningen av maskinkapital og bygningskapital. Når initialbeholdningen av realkapital

¹ Strengt tatt er dette en noe upresis beskrivelse idet alle sektorene i prinsippet kan produsere alle varer. Produsenttilpasningsdelen sammen med kvantumskrystløpet vil dermed utgjøre en simultan modellblokk. Koeffisientene i output-matrisen i kvantumskrystløpet er imidlertid slike at en i nesten alle sammenhenger kan resonnerer som om hver sektor kun produserer sin egen hovedvare. I så fall kan en tenke seg at produsenttilpasningslikningene for hver enkelt sektor sammen med varebalanselikningen for hovedvaren utgjør en egen simultan delmodell som inngår rekursivt i forhold til de andre delmodellene.

er kjent og kapitalslitet beregnes ved ligninger som "simulerer" nasjonalregnskapets metoder, følger dermed bruttoinvesteringene som summen av ønsket kapitaltilvekst og deprecisering. Bruttoinvesteringene i (10) Primærnæringer, (45) Metallbearbeidingsindustri, (55) Bygg og anlegg og i de tjenesteytende næringene bestemmes ved hjelp av en fleksibel akseleratormodell hvor også driftsresultatet inngår. (se Jensen, 1984). Boliginvesteringene blir bestemt av Husbankens rammer for lånetilsagn, inntektsutviklingen hos husholdningene og realrenten. Bruttoinvesteringene i (50) Verftsindustri og (90) Offentlig forvaltning er eksogene.

KVARTS-75 er nært knyttet til nasjonalregnskapssystemet, og modellen er i prinsippet pålagt de samme oppsummeringsbetingelsene som finnes i nasjonalregnskapet. I tillegg har modellen et kvantums-kryssløp og et dualt priskryssløp. Kryssløpskoeffisientene er estimert ved data fra det årlige nasjonalregnskapet i modellens basisår - 1975. Oppsummeringsbetingelsene i generaløkosirken er i KVARTS-75 innført ved at modellen har avstemte varebalanser i basisverdi.

Varebalanselikningene har i prinsippet følgende form:¹

$$(2.1) \quad I_i + \sum_j \Delta_{Xij} X_j = \sum_j \Delta_{Mij} M_j + \sum_j \Delta_{Cij} C_j + \sum_j \Delta_{Jij} J_j + \sum_j \Delta_{Aij} A_j + L_i$$

I_i - import (inkl. toll) av vare i, faste priser

X_j - bruttoproduksjon i sektor j, faste priser

M_j - vareinnsats i sektor j, faste priser

C_j - privat konsum i sektor j, faste priser

J_j - nyinvesteringer av art j, faste priser

A_j - eksport av vare j, faste priser

L_i - lagerendring av vare i, faste priser

Koeffisientene Δ_{Xij} , Δ_{Mij} , Δ_{Cij} , Δ_{Jij} , Δ_{Aij} representerer transformeringen fra sektornivå til implisitt vare-etterspørsmål eller -tilbud i basisverdi.

Priskryssløpet i KVARTS er representert i KVARTS-75 blant annet ved beregning av sektorprisene for innenlandske sluttleveringer og vareinnsats. Sektorprislikningene har følgende utforming:

$$(2.2) \quad P_j = \sum_i (I + T_{Mi} H_{Mij}) [(I + T_{Vi} H_{Vij}) (\Delta_{Hij} BH_i + \Delta_{Iij} ((RI_i - BH_i) \cdot DI_{ij} + BH_i))]]$$

P_j - pris i markedsverdi på sektornivå i sektor j

BH_i - basispris på hjemmelieferanser av vare i

BI_i - basispris på import inkl. toll av vare i

¹ For en mer presis beskrivelse av kryssløpet i KVARTS-75, se Jensen og Wahl (1984). Vare-, sektor- og artsinndelingen i KVARTS-75 er gjengitt i Vedlegg 1. I likningene (2.1) og (2.2) summeres det i KVARTS-75 over aktiviteter for henholdsvis import, norsk produksjon, konsum, investering, eksport og lagerendring. For å forenkle fremstillingen er imidlertid ikke aktivitetsinndeling trukket inn i denne rapporten. Aktivitetsinndelingen i KVARTS-75 vil bli dokumentert i Jensen og Wahl op.cit.

Fotskriften j angir sektor-/artskode og kan som nevnt ovenfor referere til en produksjonssektor (vareinnsats), en konsumsektor eller en investeringsart. H_{Mij} og H_{Vij} er basisårskoeffisienter for henholdsvis merverdiavgift og andre vareavgifter (netto). T_{Mi} og T_{Vi} er relativ momssats og avgiftsats på vare i, dvs. beregningskvartalets sats i forhold til basisårets sats. Δ -koeffisientene er i priskryssløpet delt opp i ett sett koeffisienter for norskproduserte varer og ett sett for importerte varer. DI_{ij} er relativ importandel i beregningskvartalet i forhold til basisåret (1975). Modelleringen av DI_{ij} -koeffisienten er behandlet inngående i avsnitt 3.4.

2.2. Utleddning av relevante import- og eksportrelasjoner

I foregående avsnitt ble det gitt en kort oversikt over innholdet i de øvrige modellblokkene i KVARTS-75. Formålet med dette avsnittet er å skissere eksport- og importlikninger som er konsistente med resten av modellen. Først er det imidlertid viktig å få klarlagt hvilke KVARTS-varer som er store i utenriksøkonomisk sammenheng og som derfor bør vies stor oppmerksomhet ved utforming av eksport- og importrelasjonene.

Tabell 2.1. Norges utenrikshandel i 1975 etter vare- og artsinndelinger i KVARTS-75

Vare- (arts-) kode	Vare- (arts-)navn	Eksport		Import	
		Verdi i milliarder kroner	Prosent- andel	Verdi i milliarder kroner	Prosent- andel
00	Ikke-konkurrerende importerte matvarer	0,012	-	1,759	2
01	Ikke-konkurrerende importerte råvarer	0,006	-	0,624	1
02	Ikke-konkurrerende importerte personbiler	0,005	-	2,170	3
05	Skipsfartens driftsutg. i utlandet	0,028	-	7,189	10
06	Ikke-konkurrerende import av oljeutvinnings- tjenester	0,000	-	5,015	7
07	Nordmenns konsum i utlandet	0,000	-	5,184	7
10	Primærnæringsvarer	0,405	1	1,447	2
15	Næringsmidler og bekledningsvarer m.m.	4,141	7	5,054	7
25	Trevarer, grafiske produkter m.m.	2,432	4	7,261	10
30	Råvarer for bergverk og industri (ekskl. råolje og gass)	14,117	23	10,172	14
45	Maskiner og metallvarer mv.	5,090	8	12,896	18
50	Skip og oljeplattformer	5,322	9	9,119	13
55	Bygninger og anlegg	0,0	-	0,0	-
60	Utenriks sjøfart	16,720	27	0,0	-
66	Råolje og naturgass	3,568	6	2,663	4
67	Boring etter og transport av råolje og naturgass	0,724	1	0,658	1
70	Innenriks samferdsel og kraftforsyning	1,608	3	0,142	-
80	Diverse tjenesteytende virksomhet	2,792	4	0,904	1
90	Offentlige gebyrvarer	0,170	-	0,0	-
B	Bygninger	0,0	-	0,0	-
S	Skip	2,946	5	0,0	-
M	Maskiner	0,0	-	0,0	-
0	Oljeplattformer	0,0	-	0,0	-
-C70	Utlendingers konsum i Norge	2,125	3	0,0	-
I a l t	62,189	100	72,139	100

K i l d e: Nasjonalregnskapet.

Tabell 1 viser importverdi og eksportverdi etter KVARTS-vare mv. i modellens basisår, 1975. For det året var det registrert eksport for over 100 millioner kroner for 13 av modellens 19 varer. Det var transaksjoner med utlandet for kun en av modellens kapitalarter og i tillegg kommer eksporten av utlendingers konsum i Norge. Det var registrert import for 16 av modellens varer i 1975.

I arbeidet med økonomiske eksport- og importrelasjoner som er dokumentert i denne rapporten er noen av transaksjonene i tabell 1 holdt utenfor. Dette gjelder blant annet importen av de ikke-konkurrerende importvarene. For disse varene vil den norske tilgangen være bivareproduksjon og bli bestemt implisitt av de faktorene som bestemmer produksjonen av sektorenes hovedvare. Importen av disse varene vil i KVARTS-75 bli residualt bestemt ved varebalanseringen og således utgjøre den delen av tilgangen av varene som ikke dekkes av den norske produksjonen. Selv om det ikke vil bli estimert og implimentert det en kan kalle importfunksjoner for disse varene i KVARTS, vil likevel importen i stor grad bli bestemt av økonomiske atferdslikninger. Dette gjelder for eksempel varen (07) Nordmenns konsum i utlandet, som leveres kun til én konsumsektor ((60) Andre tjenester) og som utgjør en relativ stor andel av denne konsumsektoren. Importen av denne varen blir dermed bestemt av de faktorer i modellen som bestemmer konsumet i denne sektoren, blant annet relative priser (jmf. omtalen i avsnitt 2.1 av behandlingen av det private konsumet).

I det økonomiske arbeidet med importlikninger som er dokumentert i denne rapporten er også varene (10) Primærnæringsvarer, (66) Råolje og naturgass og (67) Boring etter og transport av råolje og naturgass holdt utenfor. Importen av (10) Primærnæringsvarer vil i KVARTS-75 være eksogent bestemt, først og fremst fordi det er betydelige offentlige reguleringer på importen av denne varen. For varene (66) Råolje og naturgass og (67) Boring etter og transport av råolje og naturgass er det i modellen implementert eksogene importandeler.

Også for eksporten er flere transaksjoner med utlandet holdt utenfor estimeringsarbeidet. Dette gjelder blant annet salg av eksisterende realkapital. For disse transaksjonene synes det vanskelig å finne noen god teori som beskriver atferden, og i tillegg er enkelte av transaksjonene bestemt av forhold som en må si i praksis tjener liten hensikt å forsøke å modellere (f.eks. endringer i delingsforholdet for olje- og gassutvinningsfelt i Nordsjøen). I tillegg er også eksport av varene (10) Primærnæringsvarer, (66) Råolje og naturgass og (67) Boring etter og transport av råolje og naturgass holdt utenfor estimeringsarbeidet. Eksporten av vare (10) Primærnæringsvarer er etter alt å dømme i likhet med importen i stor grad bestemt av reguleringene i det norske markedet for landbruksprodukter. Eksporten av varene (66) Råolje og naturgass og (67) Boring etter og transport av råolje og naturgass vil i KVARTS bli oppfattet som tilbudsbestemte¹.

Som nevnt i foregående avsnitt er det i KVARTS lagt stor vekt på å formulere tilbyderatferd for bedriftene i industrisektorene. På dette området adskiller modellen seg vesentlig fra Byråets øvrige makroøkonomiske modeller, blant annet MODAG. Likevel har KVARTS en rekke fellestrekk med de andre modellene når det gjelder den mer generelle økonomiske tankegangen som preger modellene. Det er fortsatt etterspørselssiden som en kan si er drivkraften i de delene av modellen som er utbygd med økonomiske adferdslikninger, selv om etterspørselsimpulsene for de lagerproduserende næringene formidles via lagertilpasningen og via både lagertilpasning og ordretilgang for næringen som produserer etter ordre. (Se Biørn, 1983).

Et utgangspunkt for atferdslikninger som endogeniserer eksportvolumene og som er konsistent med utformingen av likningene for produsentenes tilpasning synes derfor å være relasjoner som formidler etterspørselsimpulser fra utlandet mot norske produsenter av eksportvarer. For bestemmelse av importvolumet vil det være behov for likninger som fordeler innenlandsk vareetterspørsel på importerte og norskproduserte varer.

Det er ikke uten videre gitt at den utformingen av eksportlikningene som er skissert ovenfor vil være den best egnede i en korttidsmodell. Et alternativt utgangspunkt for å spesifisere eksportlikninger kunne være å anta at norske produsenter er priskefaste kvantumstilpassere på verdensmarkedet - også på kort sikt - og at de dermed løpende produserer og eksporterer de kvanta de finner lønnsomt til

¹ Modellen er riktignok formulert med eksogen eksport og residualt bestemt produksjon, med dette er i denne sammenheng praktisk talt ekvivalent med eksogen produksjon.

gitt kapasitet, variable kostnader, internasjonale priser og innenlandsk etterspørsel. En slik spesifisering av eksportmodellen ville imidlertid etter min vurdering ha forutsatt en helt annen formulering av produksjonstilpasningsmodellen. I tillegg måtte tilpasningen til faktiske og ikke minst forventede priser ha fått en langt mer sentral plass.

Atferdslikninger for eksportprisene må sees i sammenheng med adferdslikningene for produsentenes prissetting på hjemmemarkedet. I hjemmeprikslikningene bestemmes basisprisene først og fremst av en lagfordeling over variable enhetskostnader. (Se Jensen og Reymert, 1984). For flere av varene inngår også kapasitetsutnyttningen og importprisene i disse likningene. Også for bestemmelsen av eksportprisene kan det være rimelig å ta utgangspunkt i variable enhetskostnader, spesielt på bakgrunn av den utformingen eksportetterspørselslikningene har fått. Det er imidlertid gode grunner til å anta at også konkurrentenes priser har stor betydning i eksportørens prissettingsstrategi. I tillegg kan også kapasitetsutnyttningen og faste kostnader ha betydning.

Under den tidligste planleggingen av KVARTS ble det lagt stor vekt på å se likningene for prissettingen som en integrert del av de øvrige atferdsrelasjonene for bedriftene (se Biørn og Tveitereid, 1980). Blant annet ble det lagt stor vekt på skillet mellom tilpasningen på kort og på lang sikt. Det ble antatt at produsentene var nær priskefaste kvantumstilpassere på lang sikt, mens de på kort sikt var stilt overfor fallende etterspørselskurver. I tillegg ble prissettingen på eksportmarkedet og hjemmemarkedet sett i nær sammenheng idet det ble antatt at bedriftene kanskje satte prisene slik at grenseinntaket var likt på de to markedene.

Det teoretiske skjemaet for bedriftenes tilpasning som ble planlagt den gangen, har senere i stor grad blitt testet og implementert i delmodellen for kvantumstilpasning i bedriftene, jmf. avsnitt 2.1. For prissettingen, både på eksport- og hjemmemarkedet, er det imidlertid blitt valgt en betydelig enklere modellversjon. Det er flere grunner til dette. For det første bygget den modellutformingen som ble nevnt overfor på relativt strenge forutsetninger om strategisk type, og det er grunner til å være skeptisk til realismen i teorigrunlaget. I tillegg er en del av datamaterialet som inngår i prislkningene trolig av relativt dårlig kvalitet. Dette gjelder ikke minst de såkalte konkurranseprisene (jfr. avsnitt 4.2.). Det har også hatt betydning at uttestingen av prislkningene for eksport og for hjemmepriser ble påbegynt relativt sent sammenliknet med estimeringen av de øvrige modellblokkene. Blant annet for ikke å bremse på fremdriften av KVARTS-prosjektet generelt ble det derfor valgt en relativt enkelt modellvariant for prisene.

Det fremgår av foregående avsnitt og spesielt av omtalen av pris- og kvantums-kryssløpet at importen inngår teknisk sett på en betydelig mer komplisert måte i modellen enn eksporten. For eksporten kan det spesifiseres atferdslikninger som kan "hektes utenpå" de øvrige delene av modellen, spesielt når de formuleres som etterspørselslikninger slik det er gjort i KVARTS-75. Importen derimot, inngår på en integrert måte både i pris- og kvantums-kryssløpet. I kvantums-kryssløpet er det bare behov for å spesifisere likninger som bestemmer den samlede importen av hver vare. Men i priskryssløpet vil det være behov for å spesifisere eksplisitt importandelsendringen for hver vare og for hver innenlandske mottaker av varen (jfr. likning 2.2.). Dette er nødvendig for å avstemme varebalansene og generaløkosirken i modellen i løpende priser. En kunne alternativt valgt å neglisjere dette i prislkningene og enten forutsatt ingen importandelsendring i disse likningene eller valgt en eller annen mekanisk justeringsmetode som gir et avstemt regnskap i løpende priser, men som ikke er konsistent med den underliggende teorien for importetterspørselen som det er tatt utgangspunkt i. Skulle en velge en slik forenkling burde den i hvertfall gi så store forbedringer i andre deler av modellen at den rettferdiggjør en slik "feilspeifisering" av prismodellen. Det er viktig å merke seg at en slik "feilspeifisering" er ikke uten konsekvenser for de øvrige deler av modellen; den vil påvirke beregningen av sektorprisene og dermed få innvirkning på øvrige deler av modellen via likningene hvor sektorprisene inngår. (Dette er drøftet noe nærmere i Stølen (1983a).)

2.3. Estimeringsmetoder og kriterier for valg av import- og eksportlikninger for implementering i KVARTS-75

Formålet med de beregningene som er presentert i denne rapporten har vært å finne fram til egnede atferdslikninger som kan implementeres i KVARTS-75. I avsnitt 3.3 og 4.3 er det presentert resultatene fra de likningene som har blitt valgt ut for implementering i modellen, og det er også omtalt resultatene fra estimering av alternative modellvarianter. Det vil fremgå av drøftingene at det ved valget av likninger for implementering i KVARTS-75 er lagt betydelig vekt på likningenes statistiske egenskaper ved estimering, blant annet t-verdier for koeffisientene, standardfeil osv. Ved (ensidige) t-tester er det benyttet testnivåer på 10 prosent og 5 prosent, omtalt som henholdsvis det svakeste og det strengeste testkriteriet (se avsnitt 3.3 og 4.3). Det har imidlertid ikke blitt gjennomført noen systematiske tester for å diskriminere mellom ulike modellutforminger, og det vil fremgå av omtalen at valgene av likninger for implementering også i stor grad er basert skjønnsmessige vurderinger. For flere av likningene har det i tillegg blitt valgt å inkludere koeffisienter som ikke er signifikant ulik null. Riktignok har valgene ofte blitt foretatt mellom modellvarianter med forholdsvis like egenskaper, f.eks. likninger som bare adskiller seg ved ulike lag-forutsetninger, slik at konsekvensene av valgene ikke har vært så drastiske, og de fleste koeffisientene som inngår i de implementerte likningene er signifikant ulik null med de testkriteriene som er benyttet. Men de prinsippene som har ligget til grunn for valg av likninger adskiller seg likevel betydelig fra tradisjonell hypotesetesting i klassisk inferensteori.

Der er flere grunner til at de beregningene som har blitt utført ikke har blitt organisert som systematisk testing for å finne fram til "beste" modellutforming. En slik testing kan være forholdsvis arbeidskrevende å implementere, og beregningsresultatene tyder på at det neppe vil kunne bli skilt særlig skarpt mellom ulike modellvarianter. Mest avgjørende har det likevel vært at likningene skal velges ut med henblikk på implementering i en større simultan modell. Det medfører at likningenes statistiske egenskaper ved estimering alene ikke kan være avgjørende for valget. I siste omgang vil det være likningenes egenskaper ved simulering med hele modellen som bør være avgjørende ved valget. I praksis vil det være nær umulig å velge ut likninger for en korttidsmodell ved å simulere hele modellen med alle mulige kombinasjoner av likninger. Da denne rapporten ble skrevet hadde KVARTS-75 om lag 80 stokastiske likninger. Selv om det finnes mulige metoder for å tilnærmet gjennomføre slike tester uten å måtte etablere alle disse modellene (se Schweder, 1984), synes det likevel klart at valget av likninger for de ulike modelldelene i stor grad må foretas før den simultane modellen opprettes.

Hvilke kriterier skal da benyttes ved valg av likninger? Som nevnt innledningsvis i dette avsnittet har det blitt lagt stor vekt på verdiene til utvalgte observatorer ved estimering, blant annet t-verdiene for koeffisientene, standardfeilen ved likningene, verdien på Durbin-Watson-observatoren mv. Lav Durbin-Watson verdi vil indikere positiv seriekorrelasjon i restleddene, og siden tidsserier som oftest er høyt seriekorrelerte tolkes dette ofte som et tegn på at viktige forklaringsvariable er utelatt.

Noe nærmere en test foretatt ved simulering med hele KVARTS-modellen enn bare å se på estimeringsresultatene vil en kunne komme ved å foreta en simulering med de aktuelle likningene i observasjonsperioden. Mest krevende vil det være å underkaste likningene en dynamisk simulering over hele observasjonsperioden for dataene.

Ved beregning av de endogene variable i ett bestemt kvartal vil det ved dynamisk simulering bli benyttet beregnede verdier for de endogene variable for tidligere kvartaler, mens det ved statisk simulering vil bli benyttet de observerte verdiene for de endogene variable. Residualene ved statisk simulering vil således være lik residualene fra estimering, mens residualene ved dynamisk simulering kan ofte vise seg å være betydelig større. Dette vil spesielt kunne være tilfelle for likninger hvor koeffisienten foran den laggede endogene variable er relativt høy. For flere av de modellvariantene som ble forsøkt simulert og som inneholdt laggede endogene variable viste det seg også at feilene ved dynamisk simulering kunne bli betydelig større enn residualene fra regresjonene. For noen av likningene var egenskapene ved dynamisk simulering så svake at likningene av den grunn ble forkastet trass i at residualene ved estimering var gjennomgående små.

Valget av likninger for implementering i KVARTS-75 er også basert på en skjønsmessig vurdering av koeffisientverdiene i likningene. Det har vært et absolutt krav at likningene ikke skal ha koeffisientverdier som har motsatt fortegn av det økonomisk teori tilsier. Men i tillegg har det for enkelte av likningene blitt beregnet koeffisientverdier som trass i at de har hatt riktig fortegn og koeffisienter signifikante ulik null, har hatt en størrelse som har blitt vurdert å være åpenbart urimelige. For disse likningene har det da blitt forsøkt å lete etter alternative modellutforminger. (Se blant annet omtalen av eksportlikningene, avsnitt 4.3.)

Kriterier for valg av likninger basert på restledd ved estimering eller ved simulering (standardfeil mv.) vil i prinsippet legge like stor vekt på feilene uansett når i observasjonsperioden de opptrer. Generelt er dette et rimelig prinsipp siden utgangspunktet for estimeringen er at den modellen som er benyttet skal kunne forklare forløpet til den endogene variabelen gjennom hele observasjonsperioden. Men for flere av likningene har det vist seg å være vanskelig å finne fram til spesifiseringer som gir både rimelige koeffisienter og god føyning over hele observasjonsperioden. Som nevnt overfor er det i slike tilfeller forsøkt å finne fram til alternative formuleringer. Men der hvor heller ikke dette har ført fram har likningene blitt forsøkt estimert med data for en kortere periode enn hele observasjonsperioden. Beregningene har da stort sett blitt konsentrert om årene 1971 - 78, og med denne framgangsmåten er det dermed lagt mer vekt på føyninger i dette tidsintervallet enn i de første årene av observasjonsperioden for det kvartalsvise nasjonalregnskapet. Det er to grunner til at dette er gjort. For det første har det under planleggingen av bruken av KVARTS-75 først og fremst vært disse årene det er tatt sikte på å gjøre beregninger og lage scenarior for. I tillegg er flere av disse årene, særlig 1973 - 75, preget av et betydelig mer markerte konjunktursvingninger enn de tidligere årene. Siden det legges større vekt på at KVARTS-75 skal føye konjunkturbevegelsene i norsk økonomi enn de mer langsiktige veksttendensene har jeg funnet det rimelig at et tilsvarende utgangspunkt har kunnet ligge til grunn for det økonometriske arbeidet.

Estimeringsmetoden som er benyttet i de beregningene som er dokumentert i denne rapporten er minste kvadraters metode, eventuelt med Cochrane-Orcutt's restleddskorreksjon. Det er velkjent at minste kvadraters metode gir estimater som er asymptotisk forventningsskjev dersom det blant høyresidevariablene inkluderes variable som bestemmes simultant med venstresidevariablene. Dette vil nettopp være tilfelle for eksport- og importlikningen, siden de inneholder høyresidevariable som hjemmepriser og eksportpriser. Det er rimelig å anta at bedriftene i stor grad bestemmer eksportprisene simultant med eksportverdien og at prisen på hjemmelieferanser bestemmes sammen med levert kvantum på hjemmemarkedet. Eksportpriser og hjemmepriser vil også bli forklart ved økonometriske likninger i KVARTS, og de vil dermed bli bestemt simultant sammen med eksport- og importvolumene i modellen.

Når minste kvadraters metoder likevel er benyttet skyldes det i stor grad at denne metoden er betydelig enklere å anvende enn metoder som eksplisitt tar hensyn til simultaniteten i modellen. Dette har ikke minst betydning når de ulike alternative modellutformingene ikke bare skal estimeres, men også simuleres over hele eller deler av observasjonsperioden. Dessuten synes det å være en forholdsvis utbredt oppfatning blant modellbyggere at problemene ved skjevhetene som oppstår ved å benytte minste kvadraters metode er mindre alvorlige enn det økonometrisk teori skulle tilsa. I alle fall synes det som om minste kvadraters metode er den mest brukte estimeringsmetode i makro-økonometriske modellprosjekter. I tillegg er det langt fra åpenbart hvordan modellene alternativt skulle vært utformet og estimert. Å estimere alle likningene i KVARTS simultant ved hjelp av en sansynlighetsmaksimeringsmetode er selvsagt utelukket; bare mangelen på frihetsgrader gjør det umulig. Et alternativ ville imidlertid være å estimere deler av KVARTS-modellen simultant, og da særlig likninger hvor en tror at simultaniteten vil være særlig sterk. For eksempel kunne eksportvolumlikningene bli estimert sammen med eksportprislikningene. Tilsvarende kunne importtettersspørselslikningen bli estimert sammen med likningene som bestemmer hjemmeprisene i modellen. Når dette ikke er gjort, skyldes det delvis at utformingen av flere av disse likningene ikke var klarlagt da arbeidet med import- og eksporttettersspørselslikningene ble utført. I tillegg kommer at det i det programsystemet som er benyttet, TROLL, er betydelig mer ressurskrevende å eksprimere med ulike lagforutsetninger når det benyttes estimeringsmetoder for simultane likningssystemer sammenliknet med minste kvadraters

metode. En annen årsak er imidlertid at selv om likningene var blitt estimert på denne måten, ville de fortsatt innholde viktige endogene variable i KVARTS-75 som høyresidevariable.

Som nevnt ovenfor er det lagt betydelig vekt på å forsøke å unngå likninger med betydelig autokorrelasjon i restleddene. En av årsakene til dette er at ved autokorrelasjon i restleddene har minste kvadraters estimatorene ikke lenger minst varians og at variansen underestimeres. I tillegg tolkes ofte autokorrelasjon i restleddene som et signal om at modellen er feilspesifisert og at viktige forklaringsvariable er utelatt. Det er også grunn til å frykte at dersom flere delmodeller med autokorrelerte restledd settes sammen til en modell, vil seriekorrelasjonen i restleddene kunne forsterke seg. For å teste hvorvidt det er første ordens seriekorrelasjon i restleddene er det benyttet DW-observatoren, eventuelt Durbin h-observatoren for ligninger som inneholder laggede endogene variable. Ved estimering av likninger på grunnlag av kvartalsdata har det vist seg at det også lett kan oppstå autokorrelasjon av høyere orden, særlig av fjerde grad. Feilspesifisering av sesongfaktorer kan være en årsak til dette. I estimeringsarbeidet er det derfor benyttet Box-Pierce-test for autokorrelasjon av høyere grad. Resultatene fra denne testen tydet imidlertid svært sjelden på autokorrelasjon av høyere orden enn én, og resultatene fra Box-Pierce-testen er derfor kommentert forholdsvis lite i de avsnittene hvor estimeringsresultatene er gjengitt og omtalt. Derimot viste beregningsresultatene at første ordens autokorrelasjon i restleddene var til stede i en rekke av de aktuelle modellalternativene.

Det er flere måter å forsøke å løse problemet med første ordens autokorrelasjon i restleddene. Best ville det naturligvis være å reformulere modellen og finne fram til en modellvariant hvor restleddet er "hvit støy". Men ofte vil det vise seg vanskelig å finne en bedre modellutforming. En vil da være stillet overfor valget mellom å akseptere likningene slik de er eller å forsøke en eller annen korrigerende for seriekorrelasjonen.

Det er flere grunner til at det er lite tilfredstillende å akseptere likninger med høy grad av positiv seriekorrelasjon i restleddene, jfr. diskusjonen ovenfor. Skal en i stedet forsøke å korrigere for seriekorrelasjonen uten å inkludere nye variable er det særlig to velbrukte håndgrep:

- Innføre lagget endogen variabel som forklaringsvariabel.
- Estimere likningen under antakelse om konstant seriekorrelasjon i restleddene, f.eks. benytte Cochrane-Orcutts restleddskorreksjon.

Innføring av lagget endogen variabel kan gis en rimelig økonomisk tolkning. Anta følgende modell:

$$(2.3) \quad Z_t^* = a + br_t + u_t$$

$$(2.4.) \quad Z_t = \lambda Z_{t-1} + (1-\lambda)Z_t^*$$

(2.3.) er en atferdslikning som bestemmer den ønskede verdien av Z_t , Z_t^* , ved hjelp av et konstantledd a og en forklaringsvariabel r_t med koeffisient b . u_t er et restledd. I (2.4.) bestemmes den faktiske Z_t som et lineært uttrykk av den ønskede verdien i inneværende periode og den laggede verdien av Z_t , altså en gradvis tilpasning til ønsket verdi. Elimineres Z_t^* fåes:

$$(2.5) \quad Z_t = \lambda Z_{t-1} + (1-\lambda)a + (1-\lambda)br_t + (1-\lambda)u_t$$

I (2.5) bestemmes verdien av Z på et hvert tidspunkt av forklaringsvariablen r og av den laggede verdien av Z . Innføring av laggede endogene variable kan følgelig være en måte å representere tregheter i tilpasning på, og modellen kan fortsatt gis en rimelig økonomisk tolkning. Det er imidlertid grunner til å være varsom med å benytte en slik modellutforming i en makroøkonomisk modell. De fleste tids-serier er autokorrelert av betydelig grad og selv for en modell med dårlig økonomisk forklaringskraft kan derfor (2.5) gi bra føyning fordi det benyttes faktiske verdier for Z_{t-1} i regresjonen. Residualene fra regresjonen vil være de samme som kan beregnes ved statisk simulering, men residualene ved dynamisk simulering kan vise seg å være betydelig dårligere. Benyttes laggede endogene variable i en

likning er det derfor særdeles viktig å utsette modellen for dynamisk simulering i observasjonsperioden.

Når en likning endres til også å inneholde lagget endogen variabel vil ikke Durbin-Watson-observatoren lenger være egnet til å teste for seriekorrelasjon i restleddene (se Johnston, 1972, s. 307-313). I stedet har Durbin-h observatoren blitt forsøkt benyttet, og verdien for denne er gjengitt i noen av tabellene i avsnitt 4. Imidlertid kan ikke Durbin-h observatoren beregnes når produktet av tallet på observasjoner og variansen til koeffisienten for den laggede endogene variabelen overstiger én, og dette viste seg å være tilfelle for mange av de estimeringene som ble foretatt. Det finnes da andre metoder som kan benyttes for å teste hvorvidt autokorrelasjon er tilstede (Johnston, 1972, s. 313), men disse har ikke blitt forsøkt benyttet i de beregningene som er dokumentert i denne rapporten. I stedet har - som nevnt ovenfor - likningene blitt simulert over observasjonsperioden, og blant annet en skjønnsmessig vurdering av simuleringresultatene har ligget til grunn ved valget av likninger for implementering.

Ved å innføre lagget endogen variabel i likningene for å forsøke å fjerne seriekorrelasjonen i restleddene endres den økonomiske tolkningen av likningene. Et annet alternativ for å korrigere for seriekorrelasjonen vil være å estimere koeffisientene i modeller under forutsetning om konstant seriekorrelasjon i restleddene. Dette vil være nødvendig for å gjennomføre signifikans-tester for de beregnede koeffisientene siden seriekorrelasjon i restleddene fører til at de vanlige t- og F-testene ikke lenger er korrekte (Johnston, s. 249). I TROLL, som er den programpakken som er benyttet ved beregningen, er Cochrane-Orcutts metode implementert, og for de likningene hvor det er estimert en autokorrelasjonskoeffisient er det denne metoden som er benyttet.

Det er imidlertid ofte vanskelig å gi noen god økonomisk tolkning av seriekorrelerte restledd. Siden formålet med modellbyggingen først og fremst er å identifisere økonomisk atferd heller enn å oppnå best mulig føyning i estimeringsperioden, er det derfor noe uklart om seriekorrelasjonen i restleddene bør inkluderes i de likningene som implementeres i KVARTS. Under noe tvil er det imidlertid blitt valgt å inkludere autokorrelasjonskoeffisientene i de implementerte likningene.

Alle dataene som er benyttet i det empiriske arbeidet som er dokumentert i denne rapporten er ikke sesongkorrigert. For å få tatt hensyn til eventuelle sesongvariasjoner i de økonometriske adferdslikningene er det inkludert additive sesongvariable i de logaritmiske likningene. For en nærmere drøfting av behandlingen av sesong i likninger i KVARTS-75 vises det til Biørn og Jensen (1983, kap. 4.1) og Reymert (1984c, s. 2).

På bakgrunn av den sterke veksten i makroøkonomisk modellbygging de siste tiårene har det også vært en økende debatt om metodiske spørsmål i tilknytning til valg av likninger i makroøkonomiske modeller. Mitt inntrykk er at det ikke har etablert seg noen sterk oppfatning om en "beste metode" på dette området, men at mange av modellbyggerne har fulgt fremgangsmåter som er svært lik den som er beskrevet i dette avsnittet.

Howrey, Klein, McCarthy og Schink (1981) har foretatt en spørreundersøkelse blant lederne for de 6 største makroøkonometriske modellprosjektene i USA for blant annet å kartlegge deres framgangsmåte ved estimering og evaluering av nye likninger i modellene. Det kan være interessant å stille oppsummering av denne undersøkelsen opp mot de metodene som er benyttet for å velge likninger for bruk i KVARTS-75. Etter å ha spurt modellbyggerne om bruk av statistisk inferensteori og hypotesetesting i modellbyggingen trekker de følgende konklusjoner (Howrey et al., 1981, s. 42):

"Surprisingly none of the respondents said anything about the choice of estimators, i.e., the method of inferring the numerical structure of the model. It appears, however, on the basis of conversations with the respondents, that ordinary least squares (OLS) is still a very popular estimator. This may be surprising to some, given the work that has gone into devising consistent simultaneous equation estimators....."

All the authors noted that they use the standard test statistics including "t" and "F" tests and Durbin-Watson statistics for testing hypothesis about coefficient signs and magnitudes and autocorrelated error structures. Tests of a judgmental sort are also made at this stage to ascertain that the parameter signs and magnitudes conform to the dictates of economic theory such as propensities to

¹ En enkel oversikt over beregningsprinsippene i Cochrane-Orcutts metode finnes i Stewart og Wallis (1981), s. 232.

consume should be positive and bounded by zero and one, own price elasticities should be negative, and single-equation dynamic responses should be stable. At this stage it is also common to check how well the structural equations track turning points.

One respondent noted that "there is a great deal of fishing for the correct specification," and that the usual hypothesis-testing procedures no longer have the textbook probability interpretation.... With the advent of inexpensive and easily accessible computer programs and data-banks, fishing for statistical significance has become increasingly prevalent."

Undersøkelsen til Howrey et al. tydet også på at modellbyggerne også foretok en rekke simuleringer med likninger som ble evaluert før eventuell implementering i modellene. For DRI-modellen gav Eckstein følgende oppsummering (Howrey et al., 1981, s. 40):

"In summary, the DRI procedure includes the following tests:

1. Individual equation testing through the standard test statistics and dynamic single-equation simulation;
2. Full dynamic historical simulation, 1966 to present;
3. Tests for simulation properties, including the standard multipliers, as well as a variety of other properties suggested by economic theory and general economic understanding;
4. Destructive testing by assuming extreme values for policy and other variables;
5. Ex ante solution, and particularly long-run solutions, to assure that the model has sound, balanced growth and simulation properties in the forecast intervals."

3. FORDELING AV ETTERSPORSEL PÅ IMPORTERTE OG NORSKPRODUSERTE VARER

3.1. Utledning av importkvotefunksjonene

Både importvolum og importpriser inngår som variable i KVARTS. For importprisene er det valgt en svært enkel modellutforming; de er forutsatt eksogene i modellen. Dette er først og fremst begrunnet med en antakelse om at disse prisene bestemmes på verdensmarkedet og uavhengig av økonomiske forhold i Norge. Denne antakelsen ser ut til å være brukt i de fleste makromodeller og i en rekke empiriske analyser av import for små, åpne økonomier.

For importvolumbestemmelsen vil det bli tatt utgangspunkt i det teoretiske og empiriske arbeidet som tidligere er utført i Statistisk Sentralbyrå, spesielt Frønger (1979, 1980 og 1983) og Stølen (1983b). Som det fremgår av avsnitt 2.2. vil det i prismodellen være behov for å modellere importandelsendringer for hver vare for hver enkelt mottaker. Det antas at den norskproduserte og importerte delen av varen er nære substitutter og at total innsats av varen til sektoren beskrives ved følgende funksjon:

$$(3.1.) \quad X_{ik} = f_{ik}(X_{ik}^N, X_{ik}^I)$$

X_{ik} - innsats av vare i i sektor k

X_{ik}^N - innsats av norskprodusert mengde av vare i i sektor k

X_{ik}^I - innsats av importert mengde av vare i i sektor k

Det er ikke uten videre åpenbart hvordan X_{ik} skal tolkes. Som det vil fremgå av drøftingen i senere avsnitt, blant annet 3.4., vil X_{ik} bli implementert som et Laspeyres-aggregat av X_{ik}^N og X_{ik}^I .

Det er først og fremst hensynet til å bevare konsistensen med føringsprinsippene i nasjonalregnskapet som har ført til at denne formen av f_{ik} -funksjonen ble valgt. Under estimeringsarbeidet vil det imidlertid bli antatt at f_{ik} -funksjonen kan tilnærmes til en CES-funksjon - dvs. en produktfunksjon karakterisert ved konstant substitusjonselastisitet - og at tilpasningen i sektor k mellom innsats av norskprodusert og utenlandsprodusert mengde av vare i foregår ved kostnadsminimalisering til gitte varepriser.

Ingen av disse antakelsene er selvsagte. Det kan blant annet virke som om valget av CES-funksjonen mer eller mindre er grepet ut av luften. Likevel er det flere argumenter for å velge nettopp denne funksjonsformen. CES-funksjonen har tidligere vært brukt i en rekke økonomiske analyser, blant annet i importfunksjoner i Byråets modeller (jfr. referansene ovenfor) og egenskapene til denne funksjonen er derfor gjennomdrøftede og velkjente. Det at en funksjonsform er velkjent, er et ikke uvesentlig argument for brukere av KVARTS. Et annet argument for å anvende CES-funksjonen er at den inneholder få ukjente; siden fordelingsparametrene hentes fra modellgrunnlaget er det bare substitusjonselastisitetene som skal estimeres.

Bruk av de CES-funksjonene som er benyttet i resten av dette avsnittet, innebærer en del forutsetninger som langt fra er selvsagte. Blant annet forutsettes det at inntektselastisiteten for norskproduserte og importerte varer begge er lik én. Dette er en forholdsvis restriktiv forutsetning, som det isolert sett er god grunn til å teste. I flere andre empiriske importanalyser er det f.eks. beregnet inntektselastisiteter for import større enn én. Når dette ikke er forsøkt testet skyldes det at det er forholdsvis vanskelig å generalisere de importandelsfunksjonene som er benyttet til funksjoner med ulike inntektselastisiteter for norskproduserte og importerte varer. De CES-funksjonene som er benyttet i denne analysen er benyttet i tidligere importanalyser i Statistisk Sentralbyrå og egenskapene til funksjonene brukt i en makromodell er derfor velkjente og gjennomarbeidet.

Det er også grunner til å anta at f.eks. kapasitetsutnyttning innenlands kan ha betydning for importandelene. Høy kapasitetsutnyttning i norske bedrifter, som produserer i konkurranse med utenlandske bedrifter, kan føre til at de norske bedriftene ikke er i stand til å gjennomføre leveringene og at bestillingene i stedet går til utlandet. Det er imidlertid ikke uten videre klart at dette tilsier at innenlandsk kapasitetsutnyttning bør inngå direkte i importlikningene. I disse likningene inngår relative priser, og dersom det er slik at de norske produsentene endrer prisene i takt med kapasitetsutnyttningen kan det være tilstrekkelig å la relative priser fordele vareetterspørsel på importerte og norskproduserte varer. Imidlertid er det usikkert om variasjoner i kapasitetsutnyttningen gir så store utslag i prisene. Forsøkene på å estimere likninger for hjemmepriser i KVARTS-75 underbygger denne tvilen (se Jensen og Reymert, 1984), og det er derfor isolert sett mye som tyder på at innenlandsk (og eventuelt utenlandske) kapasitetsutnyttning bør være argumenter i importlikningene. Når kapasitetsutnyttingsvariable likevel ikke er inkludert skyldes det i hovedsak at kapasitetsutnyttning inngår i de likningene som beskriver produksjonstilpasningen i de norske industrinæringene, og da arbeidet med importlikningene ble påbegynt var det noe uklart hvordan de ulike alternative likningene for produsenttilpasningen ville virke i samspill med eventuelle importlikninger hvor også kapasitetsutnyttning inngår. I tillegg hadde en da som en arbeidshypotese at innenlandsk kapasitetsutnyttning hadde betydelig virkning på prisene på norskproduserte varer levert til hjemmemarkedet selv om altså senere empiriske analyser gav lite støtte til en slik hypotese.

Ved estimering av koeffisientene i importkvotelikningene blir lagersektoren behandlet på tilsvarende måte som en hvilken som helst annen sektor som mottar både importerte og norskproduserte varer. Årsaken til dette er blant annet at nasjonalregnskapet ikke skiller mellom lagerendring av importerte og av norskproduserte varer, og av den grunn er det bare samlet lagerendring som er forsøkt modellert i produsent- og lagertilpasningsdelen. Beregningsresultatene for importkvotelikningene vurdert i sammenheng med behandlingen av lagerendring er imidlertid omtalt noe nærmere i avsnitt 5, hvor det blant annet blir antydning at det kunne være en bedre behandling av lagerbevegelser å estimere lagerendringslikninger for importerte og for norskproduserte varer hver for seg på bakgrunn av problemene med å estimere importlikninger for enkelte av KVARTS-varene.

CES-funksjonen har følgende form:

$$(3.2.) \quad X_{ik} = \left[\delta_{ik} \left(\frac{X_{ik}^I}{\delta_{ik}} \right)^{-\rho_{ik}} + (1-\delta_{ik}) \left(\frac{X_{ik}^N}{1-\delta_{ik}} \right)^{-\rho_{ik}} \right]^{-\frac{1}{\rho_{ik}}}$$

δ_{ik} er importandelen i basisåret (dvs. det året hvor verditalleene er lik fastpristallene).

Substitusjonselastisiteten er $\sigma_{ik} = 1/(1+\rho_{ik})$. Den duale enhetskostnadsfunksjonen er (se Frenger, 1980, s. 13)):

$$(3.3.) \quad r_{ik} = \left[\delta_{ik} (p_i^I)^{1-\sigma_{ik}} + (1-\delta_{ik}) (p_i^N)^{1-\sigma_{ik}} \right]^{\frac{1}{1-\sigma_{ik}}}$$

r_{ik} - pris pr. enhet av X_{ik}

p_i^I - pris på import av vare i (forutsettes lik for alle mottakene av varen)

p_i^N - pris på norskprodusert mengde vare i (forutsettes lik for alle mottakene av varen)

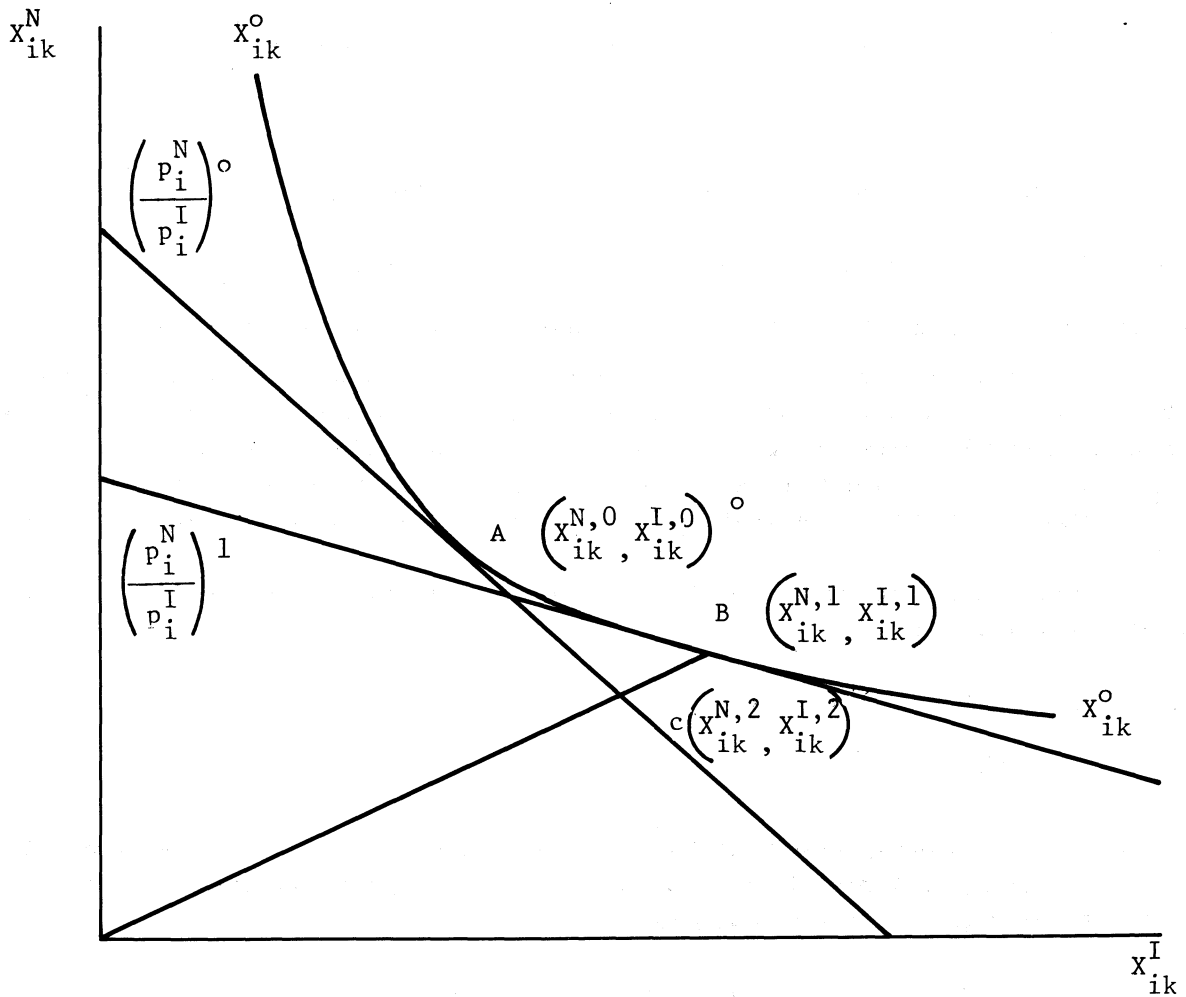
Det kan vises (se Frenger, 1980, s. 13) at under forutsetning om kostnadsminimalisering vil følgende uttrykk gjelde:

$$(3.4.) \quad \frac{X_{ik}^I}{X_{ik}^N} = \frac{\delta_{ik}}{1-\delta_{ik}} \left(\frac{p_i^I}{p_i^N} \right)^{-\sigma_{ik}} \quad \text{eller}$$

$$(3.5.) \quad \log \left(\frac{X_{ik}^I}{X_{ik}^N} \right) = c_{ik} - \sigma_{ik} \log \left(\frac{p_i^I}{p_i^N} \right)$$

c_{ik} er en konstant. Likning (3.5) er viktig. Det fremgår av den at trass i at CES-funksjonen, uttrykket for X_{ik} , har en relativt komplisert form, er uttrykket for forholdet mellom importert og norskprodusert tilgang til sektor k, som i resten av notatet vil bli kalt importkvoten i sektor k, svært enkelt. Det vil fremgå av senere avsnitt at siden X_{ik} implementeres som et Laspeyres-aggregat av X_{ik}^I og X_{ik}^N , er det strengt tatt bare uttrykket (3.5) som blir hentet fra CES-funksjonen. De øvrige egenskapene ved CES-funksjonen er det valgt å se bort fra.

Figur 3.1. Tilpasningen mellom importert og norskprodusert mengde av en vare i en sektor



Tilpasningen av importert og norskprodusert mengde av en vare i en sektor ved endrede relative priser er illustrert nærmere i figur 3.1. Initialt, ved relative priser lik $\left(\frac{p_i^N}{p_i^I}\right)^0$,

skjer tilpasningen i punktet A. Ved endring i relative priser til $\left(\frac{p_i^N}{p_i^I}\right)^1$

slik at den norskproduserte delen av vare i er blitt relativt dyrere, og ved uendret X_{ik} , vil

tilpasningen finne sted i B siden $X_{ik}^0 - X_{ik}^0$ representerer en isokvant i produktfunksjonen (3.1).

Sektoren mottar nå mer av den importerte varen og mindre av den norskproduserte varen. Men det fremgår også av figuren at summen av innsatsen av den norskproduserte delen av vare i og den importerte delen av varen levert til sektoren er større enn i A regnet i de opprinnelige priser. Dette følger av at X_{ik} er beregnet ved en CES-funksjon og ikke et Laspeyres-aggregat. Velges det å beholde B som tilpasningspunkt, vil ikke lenger varebalanselikningen 2.1 være oppfylt når relative priser avviker fra basisårets.

Punktet C er interessant. Dette punktet ligger på isoklinen som går gjennom B. Dermed er følgende likning oppfylt:

$$\frac{X_{ik}^{I,1}}{X_{ik}^{N,1}} = \frac{X_{ik}^{I,2}}{X_{ik}^{N,2}}$$

Forholdet mellom den norskproduserte og den importerte delen av vare i er følgelig den samme i C som i B og likning (3.5.) vil dermed gjelde. Siden C ligger på prislinjen som tangerer tilpasningspunktet i basisåret, vil følgende likning også være oppfylt:

$$(3.6.) \quad p_i^{I,0} \cdot X_{ik}^{I,0} + p_i^{N,0} \cdot X_{ik}^{N,0} = p_i^{I,2} \cdot X_{ik}^{I,2} + p_i^{N,2} \cdot X_{ik}^{N,2}$$

$p_i^{I,0}$ og $p_i^{N,0}$ er basisårets priser for henholdsvis importert og norskprodusert mengde av vare i. Regnet i basisårets priser, altså i faste priser, er verdien av total innsats av vare i den samme i punkt C som i basisåret (dvs. i A), mens ved tilpasning i B vil summen av fastpristallene være større. Punktet C oppfyller dermed de økosirk-betingelsene i faste priser som er pålagt ved beregning av nasjonalregnskapet og som det er ønskelig å beholde i KVARTS. Velges tilpasning i C, kan både kvantums- og prislikningene fra avsnitt 2.1 beholdes. Tilpasning i C kan oppfattes som utledet ved kostnadsminimering når produktfunksjonen for X_{ik} er et Laspeyres-aggregat, og substitusjonselastisiteten mellom importert og norskprodusert mengde er den samme som i den CES-funksjonen som gir tilpasning i B. Enhetskostnads-funksjonen for X_{ik} blir en Paasche-indeks av import- og hjemmeprisen ved tilpasning i B.

I drøftingen ovenfor ble det spesifisert tilpasningen for hver enkelt mottaker av den importerte og den norskproduserte delen av hver vare. For å estimere dette opplegget fullstendig ville det derfor vært behov for tidsserier for alle disse strømmene, dvs. tidsserier med pris- og volumoppgaver for import og hjemmelieferanser av hver vare til hver mottaker. Slik informasjon finnes imidlertid ikke, verken i det årlige eller i det kvartalsvise nasjonalregnskapet. På tilgangssiden i regnskapet blir det bare skilt mellom importerte og norskproduserte varer, mens på mottakersiden i regnskapet er disse strømmene ført som en sum til hver mottakende sektor.

Problemet med manglende oppsplitting av anvendelsesdataene kan løses eller eventuelt omgås på flere måter. Et alternativ ville være å forsøke å konstruere de manglende dataene. Det ville imidlertid være svært ressurskrevende. På grunn av manglende primærinformasjon ville det i tillegg måtte utføres på en svært summarisk måte, og informasjonsinnholdet i slike data ville følgelig være spinkelt. Et annet alternativ ville være å estimere direkte på tilgangsdata til alle anvendelser sett under ett. Likningene som skulle estimeres ville da få formen:

$$(3.7.) \quad \log \left(\frac{X_i^I}{X_i^N} \right) = a_i + \sigma_i \cdot \log \left(\frac{P_i^I}{P_i^N} \right)$$

X_i^I - importert tilgang av vare i

X_i^N - norskprodusert tilgang av vare i til hjemmemarkedet

I likning (3.7) er det gjort den forenkling å forutsette samme substitusjonselastisitet (σ_i) for alle mottakere av hver vare. Denne forenklingen er imidlertid også gjort i de beregningene som er dokumentert i dette notatet (jfr. drøftingen nedenfor). En alvorlig svakhet ved å benytte likning (3.7) er imidlertid at all endring i forholdet mellom total importert tilgang og total norskprodusert tilgang av hver vare til hjemmemarkedet utover det som blir inkludert i restleddet, skal forklares ved endringer i relative priser. A priori er det gode grunner til å anta at endringer i forholdet mellom total tilgang av importert og norskprodusert mengde, heretter kalt den globale importkvoten, også kan skyldes endringer i størrelsesforholdet mellom sektorer med i utgangspunktet ulike importkvoter. Det vil derfor være ønskelig å forsøke å korrigere den globale importkvoten for disse virkningene når substitusjonselastisitetene estimeres, spesielt når estimeringsresultatene skal implementeres i en makromodell hvor nettopp virkningene av slike endringer i størrelsesforholdet mellom mottakere av den samlede importen er modellert. Dersom et aggregert mål for virkningene på de globale importkvotene av endringer i størrelsesforholdet mellom de mottakende sektorene er korrelert med relative priser i estimeringsperioden, vil estimering av (3.7) kunne gi skjeve estimater på substitusjonselastisitetene. En vil ikke da bare få implementert gale substitusjonselastisiteter og følgelig under- eller overestimere virkningene av makro-økonomiske tiltak som for eksempel en devaluering når modellen benyttes ved simulering. I tillegg vil også en ex post simulering med selve importmodellen, dvs. inklusive importetterspørselslikningene (3.34) slik det er omtalt i avsnitt 3.4, kunne gi betydelig dårligere føyning for importvolumet enn det observatorene som beregnes ved estimering av likning (3.7) gir inntrykk av.

På bakgrunn av drøftingene ovenfor ble det valgt å forsøke å ta hensyn til eventuelle endringer i estimeringsperioden i størrelsesforholdet mellom mottakere med ulike importkvoter. Uttrykket for total import og totale hjemmelieferanser ble tilnærmet rundt modellens basisår (1975). Det kan da utledes enkle log-lineære uttrykk for total import og totale hjemmelieferanser av hver vare. Ved å kombinere disse kan det utledes et uttrykk for forholdet mellom total tilgang fra import- og hjemmemarkedet som har store likheter med (3.7), men som inneholder et uttrykk som korrigerer den globale importkvoten for vridninger over tid i sammensetningen på anvendelsessiden.

Ved å utnytte at importandelsfunksjonene og hjemmeandelsfunksjonene antas å være lineært homogene i aktivitetsnivået i mottakende sektor, vil samlet etterspørsel etter import og hjemmelieferanser av vare i være henholdsvis:

$$(3.8) \quad X_i^I = \sum_k m_{ik}^I \left(\frac{P_i^I}{P_i^N} \right) \cdot X_{ik}$$

$$(3.9) \quad X_i^N = \sum_k m_{ik}^N \left(\frac{p_i^I}{p_i^N} \right) \cdot X_{ik}$$

m_{ik}^I og m_{ik}^N er funksjonene for enholdsvis importandelene og hjemmeandelene.

Tidligere i dette avsnittet er det forutsatt at m_{ik}^I og m_{ik}^N er andelsfunksjoner i en CES-funksjon. Ved å sette inn uttrykkene for disse kan total import og totale hjemmeleveranser uttrykkes eksakt ved parametrene i CES-funksjonene. Koeffisientene δ_{ik} i funksjonene kan hentes fra koeffisientgrunnlaget for modellen, og de eneste ukjente variable vil da være substitusjonselastisitetene. Disse kan eventuelt forutsettes lik for alle mottakere av hver vare, slik det vil bli gjort nedenfor. Uttrykkene for import og hjemmeleveranser vil imidlertid bli ikke-lineære og svært kompliserte. De vil dermed være vanskelige å estimere, spesielt når alternative lag-fordelinger for prisene skal testes ut. Jeg har derfor isteden valgt å estimere en tilnærming til de eksakte funksjonene, i stor grad hentet fra Frenger (1982).

Den totalderiverte av (3.8) og (3.9) er:

$$(3.10) \quad dX_i^I = \sum_k \frac{\partial m_{ik}^I \left(\frac{p_i^I}{p_i^N} \right)}{\partial \left(\frac{p_i^I}{p_i^N} \right)} X_{ik} d\left(\frac{p_i^I}{p_i^N} \right) + \sum_k m_{ik}^I \left(\frac{p_i^I}{p_i^N} \right) \cdot dX_{ik}$$

$$(3.11) \quad dX_i^N = \sum_k \frac{\partial m_{ik}^N \left(\frac{p_i^I}{p_i^N} \right)}{\partial \left(\frac{p_i^I}{p_i^N} \right)} X_{ik} d\left(\frac{p_i^I}{p_i^N} \right) + \sum_k m_{ik}^N \left(\frac{p_i^I}{p_i^N} \right) \cdot dX_{ik}$$

I Frenger (1982, s. 1) er det utledet at (se også Frenger, 1980, s. 12)

$$(3.12) \quad \frac{\partial m_{ik}^I \left(\frac{p_i^I}{p_i^N} \right)}{\partial \left(\frac{p_i^I}{p_i^N} \right)} = - \frac{\sigma_{ik}^I p_i^I m_{ik}^N m_{ik}^I}{r_{ik}}$$

$$(3.13) \quad \frac{\partial m_{ik}^N \left(\frac{p_i^I}{p_i^N} \right)}{\partial \left(\frac{p_i^I}{p_i^N} \right)} = \frac{\sigma_{ik}^N p_i^N m_{ik}^N m_{ik}^I}{r_{ik}}$$

Skrives etterspørselsfunksjonene etter importerte og hjemmeproduserte varer på relativ tilvekstform, får en:

$$(3.14) \quad \frac{dx_i^I}{x_i^I} = - \left(\sum_k \sigma_{ik}^N w_{ik}^I S_{ik}^N \right) \cdot \left(\frac{p_i^N}{p_i^I} \right) d \left(\frac{p_i^I}{p_i^N} \right) + \sum_k w_{ik}^I \frac{dx_{ik}^I}{x_{ik}^I}$$

$$(3.15) \quad \frac{dx_i^N}{x_i^N} = \left(\sum_k \sigma_{ik}^N w_{ik}^N S_{ik}^I \right) \cdot \left(\frac{p_i^N}{p_i^I} \right) d \left(\frac{p_i^I}{p_i^N} \right) + \sum_k w_{ik}^N \frac{dx_{ik}^N}{x_{ik}^N}$$

w_{ik}^I og x_{ik}^N er mottakerandeler av henholdsvis samlet import og samlet hjemmelieferanser av vare i beregnet ved

$$w_{ik}^I = \frac{x_{ik}^I}{x_i^I}, \quad w_{ik}^N = \frac{x_{ik}^N}{x_i^N}$$

S_{ik}^I og S_{ik}^N er henholdsvis importandeler og hjemmeandeler regnet i verdi for hver sektor beregnet ved:

$$S_{ik}^I = \frac{p_i^I x_{ik}^I}{p_i^I x_{ik}^I + p_i^N x_{ik}^N}$$

$$S_{ik}^N = \frac{P_i^N X_{ik}^N}{P_i^I X_{ik}^I + P_i^N X_{ik}^N}$$

Likningene (3.14) og (3.15) tilnærmes med log-lineære funksjoner. I tillegg innføres samme forenkling som har vært nevnt tidligere - substitusjonselastisitetene σ_{ik} antas å være den samme for alle mottakere av hver vare, men ulik mellom varene. Likningene (3.14) og (3.15) kan da skrives slik:

$$(3.16) \quad \log(X_{ik}^I) = k_i^I - \sigma_i \left(\sum_k W_{ik}^I S_{ik}^N \right) \cdot \log\left(\frac{P_i^I}{P_i^N}\right) + \sum_k W_{ik}^I \log(X_{ik})$$

$$(3.17) \quad \log(X_{ik}^N) = k_i^N + \sigma_i \left(\sum_k W_{ik}^N S_{ik}^I \right) \cdot \log\left(\frac{P_i^I}{P_i^N}\right) + \sum_k W_{ik}^N \log(X_{ik})$$

k_i^I og k_i^N er de nye konstantleddene, som imidlertid ikke vil bli drøftet noe nærmere og heller ikke implementert i KVARTS. σ_i er substitusjonselastisiteten for vare i.

Differansen mellom likningene (3.16) og (3.17) gir:

$$(3.18) \quad \log\left(\frac{X_{ik}^I}{X_{ik}^N}\right) = k_i^I - k_i^N - \sigma_i \left[\sum_k (W_{ik}^I S_{ik}^N + W_{ik}^N S_{ik}^I) \right] \cdot \log\left(\frac{P_i^I}{P_i^N}\right) + \sum_k (W_{ik}^I - W_{ik}^N) \cdot \log(X_{ik})$$

Likning (3.18) vil være det teoretiske utgangspunkt for de estimeringsresultatene som er dokumentert i de neste avsnittene.

En viktig forskjell mellom likning (3.18) og likning (3.7) er det siste leddet i (3.18):

$$\sum_k (W_{ik}^I - W_{ik}^N) \cdot \log(X_{ik})$$

X_{ik} er samlet input av vare i (i basisverdi) i sektor k. I estimeringsarbeidet vil det imidlertid ikke bli brukt tidsserier for disse variablene direkte. I stedet vil $\Delta_{ik} A_k$ bli benyttet som en proxy, hvor Δ_{ik} er input-koeffisienten for totale leveranser av vare i (import og hjemmeliveranser samlet) til sektor k og A_k er aktivitetsnivået i sektor k. Koeffisientene Δ_{ik} er hentet fra det årlige nasjonalregnskapet for 1975, mens A_k er tidsserier fra det kvartalsvise nasjonalregnskapet. Ved å sette inn $\Delta_{ik} A_k$ i importkvotelikningene kan en si at det benyttes simulerte verdier fra en annen del av KVARTS-modellen (kvantumskryssløpet) i stedet for de observerte verdiene fra regnskapet.¹

¹ Det å benytte simulerte verdier fra én modellblokk som data ved estimering av likninger i en annen modellblokk i en og samme modell er relativt uvanlig. Etter det jeg kan se vil det kunne føre til bedre føyning for importmodellen sett under ett, men det er vel mer usikkert om estimatene på substitusjonselastisitetene blir bedre. X_{ik} -størrelsene foreligger ikke direkte i det kvartalsvise nasjonalregnskapet, men de kunne beregnes, alle fall tilnærmes, ved hjelp av tall fra det årlige nasjonalregnskapet. En viktig grunn til at $\Delta_{ik} A_k$ likevel er benyttet i stedet for X_{ik} er imidlertid at selv om X_{ik} kan beregnes på grunnlag av tallene i det årlige og det kvartalsvise nasjonalregnskapet er det uklart hvor god kvaliteten på slike beregnede tall ville bli.

Likning (3.18) får da følgende form:

$$(3.19) \quad \log\left(\frac{X_i^I}{X_i^N}\right) = k_i^I - k_i^N - \sigma_i \left[\sum_k (W_{ik}^I S_{ik}^N + W_{ik}^N S_{ik}^I) \right] \cdot \log\left(\frac{P_i^I}{P_i^N}\right) + \sum_k [(W_{ik}^I - W_{ik}^N) \cdot \log(\Delta_{ik} A_k)]$$

Denne likningen kan forenkles ved at $\sum_k (W_{ik}^I - W_{ik}^N) \cdot \log \Delta_{ij}$ trekkes over i konstantleddet samtidig som det ikke lenger blir skilt mellom k_i^I og k_i^N . Likning (3.19) kan da skrives slik:

$$(3.20) \quad \log\left(\frac{X_i^I}{X_i^N}\right) = k_i - \sigma_i \left[\sum_k (W_{ik}^I S_{ik}^N + W_{ik}^N S_{ik}^I) \right] \cdot \log\left(\frac{P_i^I}{P_i^N}\right) + \sum_k (W_{ik}^I - W_{ik}^N) \log(A_k)$$

Variablen IN_i defineres ved:

$$(3.21) \quad \log(IN_i) = \sum_k (W_{ik}^I - W_{ik}^N) \log A_k$$

Likning (3.21) kan da skrives slik:

$$(3.22) \quad \log\left(\frac{X_i^I}{X_i^N} / IN_i\right) = k_i - \sigma_i \left[\sum_k (W_{ik}^I S_{ik}^N + W_{ik}^N S_{ik}^I) \right] \cdot \log\left(\frac{P_i^I}{P_i^N}\right)$$

Størrelsen IN_i inngår i (3.22) på en måte som kan tolkes som en korreksjon på den globale importkvoten. Endringer i IN_i er et uttrykk for den delen av endringer i den globale importkvoten som skyldes endringer i størrelsesforholdet mellom sektorer med ulike importkvoter i basisåret (1975). Av uttrykket for IN_i fremgår det at dersom importkvoten i sektor k er den samme som den globale importkvoten, dvs. at input av importert mengde av vare i regnet som andel av total import - W_{ik}^I - er den samme som input av norskprodusert mengde av vare i regnet som andel av total norskprodusert mengde av vare i - W_{ik}^N -, vil en endring i aktivitetsnivået i sektor k ikke påvirke IN_i .

Det er imidlertid vanskeligere å gi uttrykket i hakeparentesen i (3.22) - mellom substitusjonselastisiteten og relative priser - noen god intuitiv tolkning. Ser en nærmere på uttrykket ser en at det er ulik 1 bare når verdiandelen for import, S_{ik}^I , (og dermed verdiandelen for hjemmeveranser, S_{ik}^N) er ulik mellom de forskjellige mottakende sektorer. Ved å benytte noen numeriske eksempler for bare to sektorer kan det vises at uttrykket i hakeparentesen er mindre jo større forskjellen mellom importandelene og hjemmeandelene er mellom de to sektorene. Det fremgår imidlertid av tabell 3.1 i neste avsnitt at uttrykket i hakeparentesen i (3.22) er forholdsvis nær 1 for de fleste KVARTS-varene det er estimert substitusjonselastisiteter for.

3.2. Data benyttet ved estimering

Tidsserier for den globale importkvoten og implisitt importpris for hver av KVARTS-varene foreligger direkte i det kvartalsvise nasjonalregnskapet. Tidsserier for hjemmelieferanser er beregnet ved innenlandsk produksjon fratrukket eksport. Siden det i beregningene er behov for pris på hjemmelieferanser målt i basisverdi, mens dataene i det kvartalsvise nasjonalregnskapet kun foreligger i markedsverdier, er hjemmeprisene omregnet på grunnlag av tidsserier for prisene på de samme varene målt i basisverdi i det årlige nasjonalregnskapet. Implisitt i beregningene er det forutsatt at alle endringer i indirekte skatter og subsidier har funnet sted ved inngangen til hvert år. Det er benyttet de samme tidsseriene som er benyttet ved beregning av hjemmeprislikningene (se Jensen og Reymert, 1984).

Figur 3.2 og 3.3 viser tidsserier for henholdsvis globale importkvoter og relative priser for de fire KVARTS-varene (15) Næringsmidler og bekledningsvarer mv., (25) Trevarer, grafiske produkter mv., (30) Råvarer for bergverk og industri og (45) Maskiner og metallvarer mv. For tre av varene - (15) Næringsmidler og bekledningsvarer mv., (25) Trevarer, grafiske produkter mv. og (45) Maskiner og metallvarer mv. - domineres tidsseriene av en nær trendmessig økning av importkvoten. For varen (15) Næringsmidler og bekledningsvarer mv. økte importkvoten, dvs. importert tilgang målt i forhold til tilgangen av norskprodusert mengde, fra om lag 25 prosent i 1967 til om lag 40 prosent vel 10 år senere målt i faste 1975-priser. Regnet i forhold til total innenlandsk tilgang av varen økte importandelen fra 20 prosent til knapt 30 prosent i samme periode. For varen (25) Trevarer og grafiske produkter mv. var økningen i importkvoten noe større, fra om lag 35 prosent i 1967 til nær 60 prosent i 1978. For varen (45) Maskiner og metallvarer mv. økte importkvoten fra under 70 prosent til vel 100 prosent fra begynnelsen til slutten av observasjonsperioden. I de to-tre siste årene av observasjonsperioden var altså importen av denne varen høyere enn den delen av den innenlandske produksjonen som ble levert til hjemmemarkedet.

For alle disse tre varene hvor importkvotene var økende i observasjonsperioden, var forholdet mellom prisindeksen for import og for norske hjemmelieferanser jevnt over synkende. For alle de tre varene sank den relative prisen med om lag 25 prosent fra 1967 til 1977 (jfr. figur 3.3).

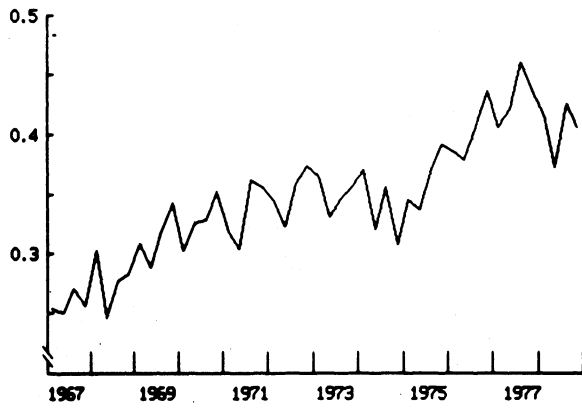
Denne forholdsvis overfladiske analysen av dataene skulle derfor tilsa at den modellen som ble formulert tidligere i dette avsnittet burde ha god forklaringskraft. Tidsseriene i figur 3.2 tyder også på at det er betydelige sesongsvingninger i forholdet mellom import og norskprodusert tilgang av de tre varene. Det er derfor a priori grunn til å regne med at også sesongvariabler har signifikant forklaringskraft.

Også for varen (30) Råvarer for bergverk og industri var den relative importprisen gjennomgående synkende fra 1967 til 1978, og også for denne varen var importen regnet i forhold til norskprodusert tilgang til hjemmemarkedet noe høyere i 1977-78 enn ti år tidligere. Men det mest markerte trekket ved tidsserien for denne varen i figur 3.2 er de store svingningene i importkvoten, dels fra kvartal til kvartal, men også mellom lengre tidsintervaller i observasjonsperioden. I årene 1973 og 1974 var importkvoten særlig høy; regnet i forhold til den norskproduserte tilgangen var importen i disse årene nesten 40 prosent høyere enn i 1971.

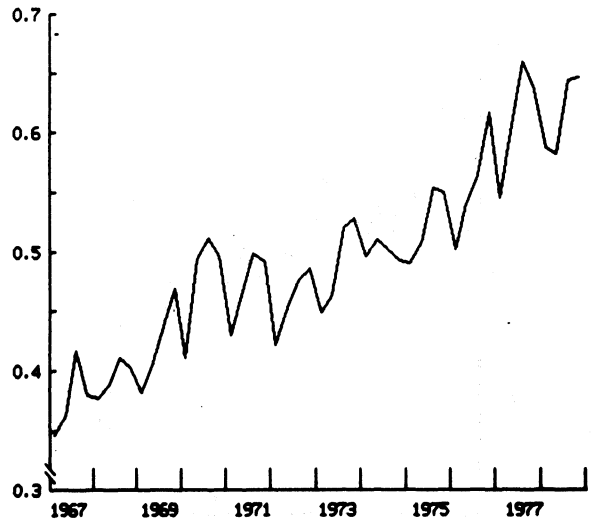
I likning (3.22) inngår størrelsen IN_i som en korleksjon av importkvoten. Tolkningen av IN_i er at den representerer endringer i den globale importkvoten for vare i som skyldes endringer i størrelsesforholdet mellom anvendelseskategorier med ulike importkvoter. I figur 3.4 er det gjengitt grafer med de beregnede tidsseriene for IN_i . For varen (15) Næringsmidler og bekledningsvarer mv. tyder tallene på at endringer i sammensetningen på anvendelsessiden har trukket i retning av økte importandeler gjennom observasjonsperioden. Tidsserien for IN_i for denne varen viser også markerte sesongsvingninger. For varen (25) Trevarer og grafiske produkter mv. viser kurven i figur 3.4 en tendens til synkende importandel over tid som følge av endringer i sammensetningen av etterspørselen. Også denne serien ser ut til å ha et forholdsvis stabilt sesongmønster, men det ser ut til å være mindre markert enn for varen (15) Næringsmidler og bekledningsvarer mv. For varen (30) Råvarer for og industri viser kurven for IN_i en tendens til økte importandeler over tid som følge av endringer i forholdet mellom anvendelseskomponenter selv om denne tendensen ser ut til å snu i 1975-76. Kurven tyder også på et markert sesongmønster i IN_i .

Figur 3.2. Importkvoter for KVARTS-varer.¹⁾ 1. kvartal 1967 - 4. kvartal 1978. Faste 1975-priser

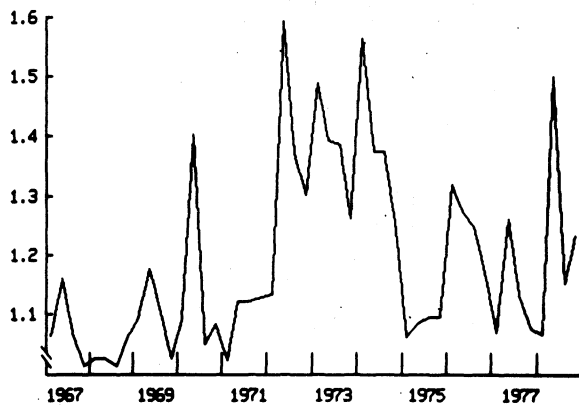
(15) Næringsmidler og beklenningsvarer m.v.



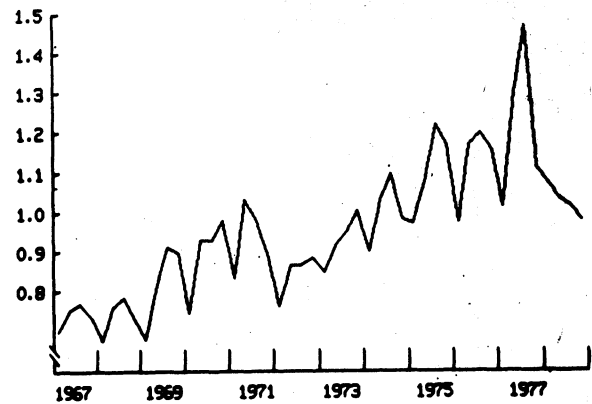
(25) Trevarer, grafiske produkter m.v.



(30) Råvarer for bergverk og industri (ekskl. råolje og gass)



(25) Maskiner og metallvarer m.v.

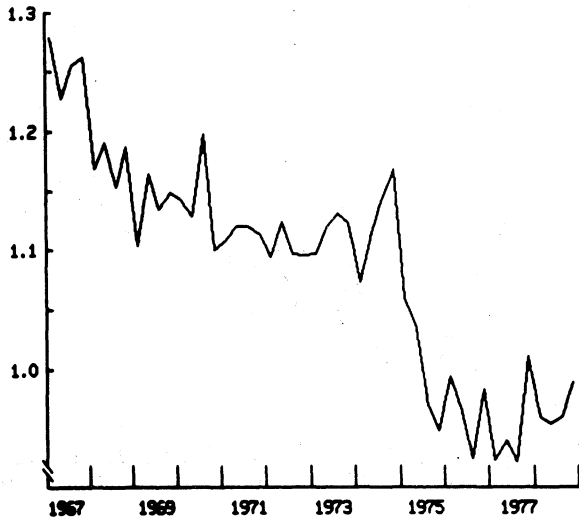


1) Figurene viser forholdet mellom total tilgang av importert mengde og norsk produsert mengde til hjemmemarkedet av de respektive varene.

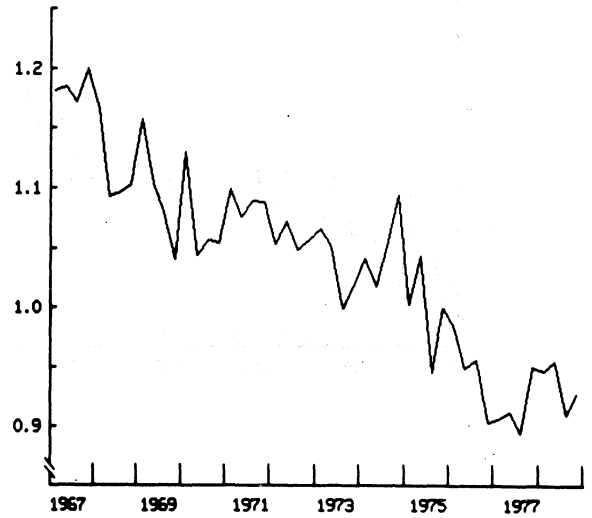
Kilde: Nasjonalregnskapet og beregninger omtalt i avsnitt 3.2.

Figur 3.3. Relative importpriser for KVARTS-VARER.¹⁾ 1. kvartal 1967 - 4. kvartal 1978. Indekser.
1975=1.000

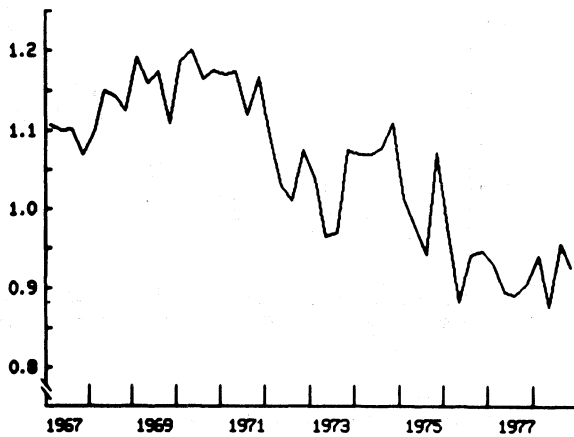
(15) Næringsmidler og beklædningsvarer m.v.



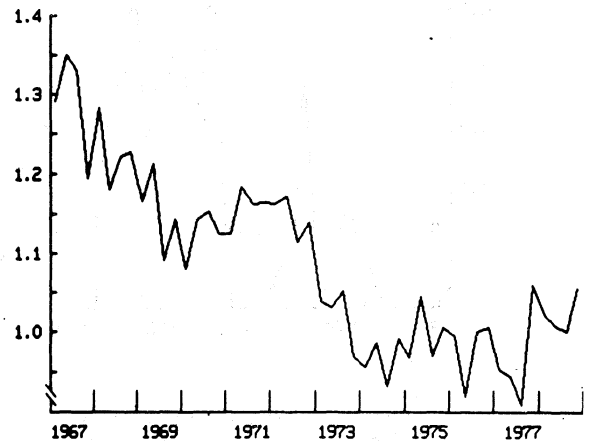
(25) Trevarer, grafiske produkter m.v.



(30) Råvarer for bergverk og industri (ekskl. råolje og gass)



(45) Maskiner og metallvarer m.v.

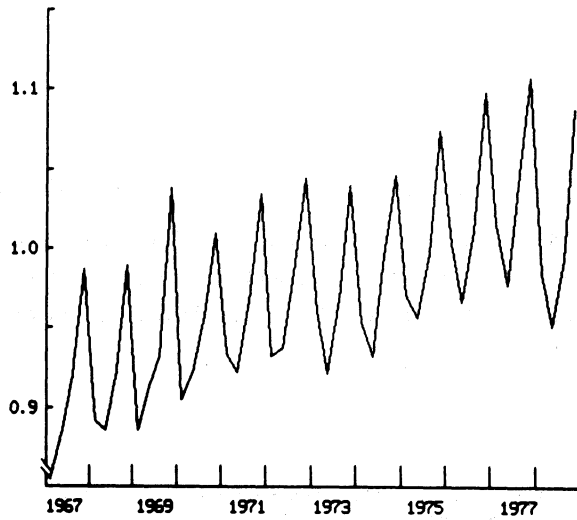


1) Figurene viser forholdet mellom en prisindeks for importert og en prisindeks for norskprodusert mengde levert til hjemmemarkedet av de respektive varene.

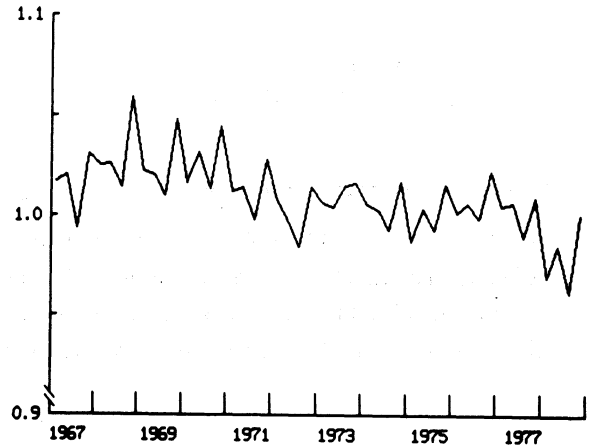
Kilde: Nasjonalregnskapet og beregninger omtalt i avsnitt 3.2.

Figur 3.4. Endring i importkvoter som følge av endret sammensetning i etterspørselen.¹⁾
1. kvartal 1967 - 4. kvartal 1978. Indekser. 1975=1.0

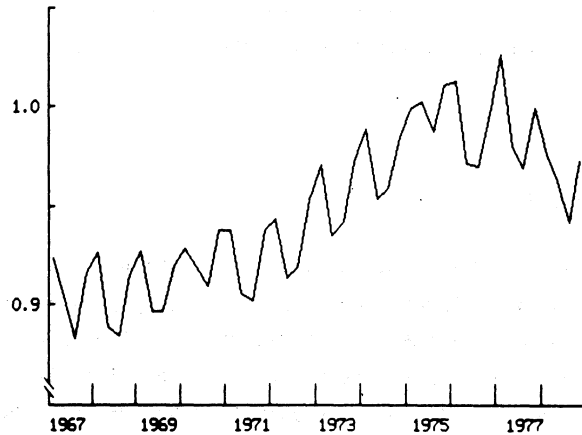
(15) Næringsmidler og bekledningsvarer m.v.



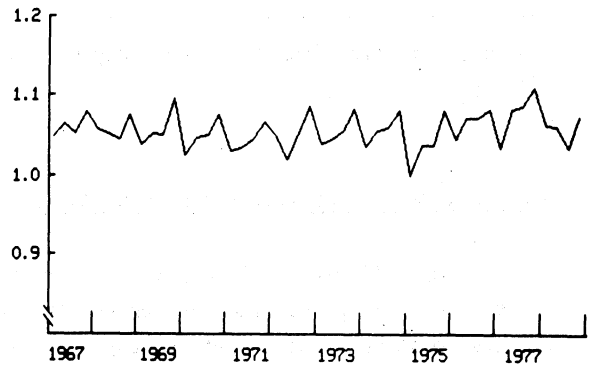
(25) Trevarer, grafiske produkter m.v.



(30) Råvarer for bergverk og industri (ekskl. gass og råolje)



(45) Maskiner og metallvarer m.v.



1) Figurene viser indekser for de beregnede verdiene for IN_i , jf. likning (3.21). Indeksene er renormert mot gjennomsnittet i 1975. En økning i indeksen mellom to tidspunkt indikerer at endringene i sammensetningen av innenlandske mottakere av importerte og norskproduserte varer isolert sett har medført en økning i den globale importkvoten, dvs. at forholdet mellom total tilgang av importerte og norskproduserte varer levert til hjemmemarkedet har økt.

Også for varen (45) Maskiner og metallvarer mv. viser IN_j et klart sesongmønster, men ingen markert tendens til økning eller nedgang over tid.

Koeffisienten foran relative priser i likning (3.22) består både av substitusjonselastisiteten σ_j og uttrykket

$$\sum_k (W_{ik}^I S_{ik}^N + W_{ik}^N S_{ik}^I)$$

Første del av dette uttrykket er et veiet gjennomsnitt av hjemmeandelen i hver enkelt sektor, S_{ik}^N , hvor vektene er mottakende sektors andel av total import. Andre del av uttrykket er på tilsvarende måte et veiet gjennomsnitt av importandelene. De beregnede verdiene for dette uttrykket er gjengitt i tabell 3.1 for de fire KVARTS-varene det er beregnet substitusjonselastisiteter for. Det fremgår av tabellen at for tre av de fire varene er dette uttrykket svært nær 1.

Tabell 3.1 Gjennomsnittlig hjemmeandel og importandel for innenlandske mottakere beregnet for bruk i etterspørselslikningene for import og hjemmelieferanser¹

KVARTS-vare	Gjennomsnittlig hjemmeandel i 1975	Gjennomsnittlig importandel i 1975	Sum
15 - Næringsmidler og bekledningsvarer mv	0,593	0,159	0,752
25 - Trevarer, grafisk produkter mv.	0,629	0,271	0,900
30 - Råvarer for bergverk og industri	0,484	0,438	0,922
45 - Maskiner og metallvarer mv.	0,495	0,403	0,898

¹ Gjennomsnittlig hjemmeandel er beregnet ved $\sum_k W_{ik}^I \cdot S_{ik}^N$ og gjennomsnittlig importandel er beregnet ved $\sum_k W_{ik}^N \cdot S_{ik}^I$.

3.3. Estimeringsresultater for substitusjonselastisitetene

Importlikningene (3.22) er estimert under ulike forutsetninger om lag i tilpasningen til endrede relative priser idet det er antatt at de økonomiske aktørene kan bruke tid i tilpasningen til endrede relative priser. Det er benyttet polynomiske lagfordelinger av første, andre og tredje grad med laglengder på ingen, 2, 4, 6, 8, 10 og 12 kvartaler. Ved implementering av likninger i KVARTS-75 er det preferert korte lag med lav polynomgrad dersom ikke lengre lag av høyere grad gav markert bedre føyning. I tabell 3.2 er det gjengitt de estimeringsresultatene som ble vurdert som de beste og som ble foreslått implementert i KVARTS. For varen (30) Råvarer for bergverk og industri ble ingen av de estimerte elastisitetene vurdert til å være gode nok for implementering i modellen. Nedenfor vil estimeringsresultatene for de enkelte varene bli drøftet nærmere.

For å forbedre punkttestimatene på substitusjonselastisitetene ble det under estimeringen også inkludert sesong-dummies i likning (3.22). (Sesongdummiene er gitt symbolene DKV_j ($j=1,2,3$) og har verdien 1 i kvartal j og verdien null ellers.) De beregnede koeffisientene foran disse variablene har imidlertid ikke blitt benyttet i modellen, i stedet er det estimert egne sesongkoeffisienter i import- etterspørselslikningene (3.34), jfr. avsnitt 3.4.

Tabell 3.2. Estimeringsresultater: Substisjonselastisiteter for KVARTS-varer^{1,2}

Estimert likning:

$$(3.21) \log \left(\frac{X_i^I}{X_i^N} \right) = k_i - \sigma_i \left[\sum_k (W_{ik}^I S_{ik}^N + W_{ik}^N S_{ik}^I) \right] \cdot \log \left(\frac{p_i^I}{p_i^N} \right) + \sum_k (W_{ik}^I - W_{ik}^N) \log (A_k) + \sum_{j=1}^3 \text{sej.DKV}_i$$

Estimeringsmetode : Vanlig minste kvadraters metode
 Estimeringsperiode: 1. kvartal 1969 - 4. kvartal 1978

(15) Næringsmidler og bekledningsvarer mv.

k	σ	$\sigma(-1)$	$\sigma(-2)$	$\sigma(-3)$	$\sigma(-4)$	$\sigma(-5)$	$\sigma(-6)$	$\sigma(-7)$	se ₁	se ₂	se ₃
-0,8219 (0,0141)	0,2930 (0,0278)	0,2564 (0,0244)	0,2197 (0,0204)	0,1837 (0,0174)	0,1465 (0,0139)	0,1099 (0,0104)	0,0732 (0,0069)	0,3660 (0,0035)	0,0607 (0,0186)	0,0312 (0,0186)	0,0692 (0,0186)

RSQ = 0,877 CRSQ = 0,862 SER = 0,040 SSR = 0,052 DW = 2,11

Polynomisk fordelt lag, 1. grad (σ)
 Sum av lag-koeffisienter (σ) : 1,318

(25) Trevarer, grafiske produkter mv.

k	σ	$\sigma(-1)$	$\sigma(-2)$	$\sigma(-3)$	$\sigma(-4)$	$\sigma(-5)$	$\sigma(-6)$	$\sigma(-7)$	se ₁	se ₂	se ₃
-0,4947 (0,0100)	0,4856 (0,0220)	0,4249 (0,0193)	0,3642 (0,0165)	0,3035 (0,0138)	0,2428 (0,0110)	0,1821 (0,0083)	0,1214 (0,0055)	0,0607 (0,0028)	-0,0837 (0,0144)	-0,0296 (0,0144)	0,0303 (0,0144)

RSQ = 0,941 CRSQ = 0,934 SER = 0,031 SSR = 0,031 DW = 1,73

Polynomisk fordelt lag, 1. grad (σ)
 Sum av lag-koeffisienter (σ) : 2,185

(45) Maskiner og metallvarer mv.

k	σ	$\sigma(-1)$	$\sigma(-2)$	$\sigma(-3)$	$\sigma(-4)$	$\sigma(-5)$	$\sigma(-6)$	$\sigma(-7)$	se ₁	se ₂	se ₃
-0,1446 (0,0230)	0,3453 (0,0380)	0,3021 (0,0332)	0,2590 (0,0285)	0,2158 (0,0237)	0,1726 (0,0190)	0,1295 (0,0143)	0,0863 (0,0095)	0,0432 (0,0048)	-0,0694 (0,0310)	0,0522 (0,0310)	0,0748 (0,0310)

RSQ = 0,802 CRSQ = 0,777 SER = 0,068 SSR = 0,146 DW = 1,29

Polynomisk fordelt lag, 1. grad (σ)
 Sum av lag-koeffisienter (σ) : 1,554

¹ Tabellene viser beregnede punktestimater for koeffisientene og standardavvik (i parentes under). Følgende forkortelser er benyttet: RSQ (Multiplert korrelasjonskoeffisient), CRSQ (Korrigert multiplert korrelasjonskoeffisient), SER (Standardfeil), SSR (Summen av de kvadrerte restleddene), DW (Durbin-Watson observatoren), D-h (Durbin-h observatoren). Se for øvrig M.I.T. (1979), kap.10. ² Følgende variabel-symboler er benyttet: X_i^I - importert mengde av vare i, X_i^N - norskprodusert mengde av vare i levert til hjemmemarkedet, p_i^I - pris på import av vare i, p_i^N - pris på hjemmelieferanser av vare i, A_k -aktivitetsnivå i sektor k, DKV_j-dummy-variabel for sesong. $W_{ik}^I, W_{ik}^N, S_{ik}^I, S_{ik}^N$ er faste koeffisienter. Se for øvrig omtalene og definisjonen av variablene og koeffisientene i de foregående avsnittene.

(15) Næringsmidler og bekledningsvarer mv.

Nesten alle lag-forutsetningene gav riktig fortegn på koeffisienten foran relative priser. Summen av de laggede koeffisientene - den langsiktige substitusjonselastiteten - holdt seg svært stabil under de ulike lag-forutsetningene, i alle fall når lagene oversteg 4 kvartaler. I nesten alle modellvariantene var de signifikant ulik null ved det strengeste testkriteriet. Likningene med lag-polynom av høyere grad en én gav i stor grad en lagfordeling som var nær lineært fordelt. Standardfeilen for venstresidevariabelen var lavere ved forholdsvis lange lag, og ved korte lag var det tegn til en positiv autokorrelasjon i restleddene. For implementering i KVARTS er det valgt ut elastisitetene fra likningene med et 8 kvartalers lineært fordelt lag. Den langsiktige substitusjonselastisiteten i denne likningen er 1,318.

(25) Trevarer, grafiske produkter mv.

Også for denne varen var estimeringsresultatene svært robuste overfor de ulike lag-forutsetningene. Summen av laggene koeffisientene foran relative priser holdt seg stort sett stabile og hadde i nesten alle modellvariantene riktig fortegn. De var også stort sett signifikant ulik null selv ved det strengeste testkriteriet. I likhet med for varen (15) Næringsmidler og bekledningsvarer m.v. var standardfeilen forholdsvis stabil så lenge laget oversteg 4 kvartaler. Ved korte lag var det også tegn til positiv autokorrelasjon i restleddene. For implementering i KVARTS er det valgt ut likningen med et 8 kvartals lineært fordelt lag. Den langsiktige substitusjonselastisiteten er anslått til hele 2,185.

(30) Råvarer for bergverk og industri

Alle lag-variantene for denne varen gav problemer med fortegnet på koeffisienten foran relative priser. Ved lineært fordelte lag og ved ingen lag ble fortegnet galt, mens ved lagfordelingspolynomer av høyere orden ble koeffisientene dels positive og dels negative. I tillegg var koeffisientene foran relative priser svært små, og Durbin-Watson observatorene indikerte positiv autokorrelasjon i restleddene. Ingen av de beregnede substitusjonselastisitetene ble derfor foreslått implementert i KVARTS.

(45) Maskiner og metallvarer mv.

Estimeringsresultatene for denne varen hadde stor likhet med dem som ble oppnådd for varene (15) Næringsmidler og bekledningsvarer og (25) Trevarer og grafiske produkter. Nesten alle lagforutsetningene gav riktig fortegn på koeffisienten foran relative priser, og standardfeilen i likningen ble betydelig redusert når laglengden ble økt til 4 kvartaler eller mer. Ved lag-polynom av 2. og 3. grad var lagfordelingen likevel forholdsvis lineær. Også for denne varen ble det derfor valgt å benytte et 8 kvartalers lineært fordelt lag i koeffisienten foran relative priser. Den langsiktige substitusjonselastisiteten i den implementerte likningen er 1,554.

3.4. Implementering av importlikningene i KVARTS-75 - Simulering med importlikningene

I avsnitt 3.1. ble det tatt utgangspunkt i følgende statiske fordelingsfunksjon for forholdet mellom importert mengde av vare i og norskprodusert mengde av vare i levert sektor k (likning 3.4):

$$(3.23) \quad \frac{X_{ik}^I}{X_{ik}^N} = \frac{\delta_{ik}}{1 - \delta_{ik}} \left(\frac{P_i^I}{P_i^N} \right)^{-\sigma_{ik}}$$

I drøftingen av estimeringsresultatene som ble omtalt i foregående avsnitt ble konkludert med at relative priser skulle inngå med lag. Skriveres (3.23) på log-lineær form og det innføres eksplisitt lag i tilpasningen til endrede relative priser, fåes:

$$(3.24) \quad \log \left(\frac{X_{ik}^{N,t}}{X_{ik}^{I,t}} \right) = a_{ik} + \sum_{\xi=0}^{\xi} b_{ik}(\xi) \cdot \log \left(\frac{P_i^{I,t-\xi}}{P_i^{N,t-\xi}} \right)$$

Toppskriften t angir tidsperiode og ξ er lengden på det største lagget. $b_{ik}(\xi)$ er lagkoeffisienten som ble estimert i foregående avsnitt, mens a_{ik} er et konstantledd.

Følgende størrelser defineres:

$X_{ik}^{I,*}$ - gjennomsnittlig kvartalsvis input av importert mengde av vare i målt basisverdi levert sektor k i basisåret.

$X_{ik}^{N,*}$ - gjennomsnittlig kvartalsvis input av hjemme produsert mengde av vare i målt i basisverdi levert sektor k i basisåret.

X_{ik}^* - gjennomsnittlig kvartalsvis input av vare i målt i basisverdi levert sektor k i basisåret.

A_k^* - gjennomsnittlig kvartalsvis aktivitetsnivå i sektor k i basisåret.

A_k^t - aktivitetsnivå i sektor k i kvartal t .

$\frac{X_{ik}^{N,*}}{A_k^*} = \Lambda_{ik}^H$ - input av hjemme produsert mengde av vare i i basisverdi i forhold til aktivitetsnivået i sektor k målt i kjøperverdi. Basisårstall.

$\frac{X_{ik}^{I,*}}{A_k^*} = \Lambda_{ik}^I$ - input av importert mengde av vare i i basisverdi i forhold til aktivitetsnivået i sektor k målt i kjøperverdi. Basisårstall.

$\frac{X_{ik}^*}{A_k^*} = \Lambda_{ik}$ - input av total mengde av vare i i basisverdi i forhold til aktivitetsnivået i sektor k målt i kjøperverdi. Basisårstall.

$\frac{X_{ik}^{N,t}}{X_{ik}^{N,*}} \cdot \frac{A_k^*}{A_k^t} = DH_{ik}^t$ - relativ hjemmekoeffisient i kvartal t .

$\frac{X_{ik}^{I,t}}{X_{ik}^{I,*}} \cdot \frac{A_k^*}{A_k^t} = DI_{ik}^t$ - relativ importkoeffisient i kvartal t .

Følgende likninger følger direkte fra definisjonene ovenfor:

$$(3.25) \quad \Lambda_{ik}^H + \Lambda_{ik}^I = \Lambda_{ik}$$

$$(3.26) \quad X_{ik}^{N,*} + X_{ik}^{I,*} = X_{ik}^*$$

Som nevnt i avsnitt 3.1. vil modellen bli pålagt følgende betingelser:

$$(3.27) \quad X_{ik}^{N,t} + X_{ik}^{I,t} = X_{ik}^t$$

(3.27) innebærer at X_{ik}^t - totale leveranser av vare i til sektor k i kvartal t - skal være et Laspeyres-aggregat av den norskproduserte og importerte delen av leveransene. Som nevnt i avsnitt 3.1. bryter (3.27) med den underliggende teoretiske strukturen i den modellen som ligger til grunn for (3.23). Når det likevel er valgt å beholde (3.27) skyldes det et ønske om å beholde konsistens med oppsummeringsbetingelsene i nasjonalregnskapet.

(3.27) kan skrives slik:

$$(3.28) \quad \frac{A_k^t}{A_k} (DH_{ik}^t \cdot X_{ik}^{N,*} + DI_{ik}^t \cdot X_{ik}^{I,*}) = X_{ik}^t$$

Ved å sette inn kryssløpskoeffisientene Δ_{ik}^H , Δ_{ik}^I og Λ_{ik} fåes:

$$(3.29) \quad DH_{ik}^t \cdot \Lambda_{ik}^H + DI_{ik}^t \cdot \Lambda_{ik}^I = \Lambda_{ik}$$

Løses dette uttrykket m.h.p. DH_{ik}^t fåes:

$$(3.30) \quad DH_{ik}^t = \frac{1}{\Lambda_{ik}^H} (\Lambda_{ik} - DI_{ik}^t \Lambda_{ik}^I)$$

(3.24) kan skrives som:

$$(3.31) \quad \log \left(\frac{DH_{ik}^t X_{ik}^{N,*}}{DI_{ik}^t X_{ik}^{I,*}} \right) = a_{ik} + \sum_{\xi=0}^{\xi} b_{ik}(\xi) \cdot \log \left(\frac{p_i^{N,t-\xi}}{p_i^{I,t-\xi}} \right)$$

Ved å la $\log \left(\frac{X_{ik}^{N,*}}{X_{ik}^{I,*}} \right)$ gå over i konstantleddet og eliminere DH_{ik}^t ved hjelp av (3.30), kan (3.31) skrives som:

$$(3.32) \quad \log \left(\frac{\Lambda_{ik} - DI_{ik}^t \Lambda_{ik}^I}{\Lambda_{ik}^H DI_{ik}^t} \right) = a_{ik}^* + \sum_{\xi=0}^{\xi} b_{ik}(\xi) \cdot \log \left(\frac{p_i^{N,t-\xi}}{p_i^{I,t-\xi}} \right)$$

a_{ik}^* er det nye konstantleddet. (3.32) er den modellen vil bli implementert i KVARTS-75. Disse likningene bestemmer implisitt verdiene av DI_{ik}^t for hvert kvartal for gitte verdier av kvartalets og tidligere kvartalers relative priser. Konstantene a_{ik}^* bestemmes som et gjennomsnitt av de verdiene som kan beregnes for denne størrelsen ved simulering med de enkelte likningene gjennom basisårets kvartaler.

I likning (3.32) bestemmes relativ importkoeffisient i de løpende kvartalene for hver vare og for hver mottakende sektor. Samlet import av hver vare bestemmes ved importteterspørselslikninger med følgende form: (Siden alle variable er datert til samme tidspunkt er heretter toppskriften for periodeangivelse sløyfet.)

$$(3.33) \quad I_i = \sum_k DI_{ik} \Lambda_{ik}^I A_k + IE_i$$

I_i - import av vare i

IE_i - leveranse av vare i til lagerendring og reeksport

Som nevnt i avsnitt (3.2) tydet estimeringene av (3.22) på at det var betydelig sesong i importkvotene, også utover det som kunne forklares av IN_i -tidsseriene. Likning (3.22) ble derfor estimert med additive sesongfaktorer for å få mer presise estimater på substitusjonselastisiteten. Disse sesongkoeffisientene kan imidlertid ikke uten videre overføres til (3.33) slik det kunne gjøres med substitusjonselastisitetene, fordi sesongkoeffisientene i (3.22) ikke er utledet eksplisitt fra tilpasningen i hver enkelt sektor. Simuleringer med (3.33) indikerte imidlertid tydelig at det er sesongvariasjoner i importen, også utover det som forklares av sesongvariasjoner i etterspørselskoeffisientene. I (3.33) ble det derfor også inkludert sesongkomponenter:

$$(3.34) \quad I_i = \sum_k DI_{ik} \Lambda_{ik}^I A_k + IE_i + \sum_{j=1}^3 SI_j (DKV_j - DKV_4)$$

SI_j er en dummy-variabel med verdi 1 i kvartal j og verdi null ellers.

Sesongleddene i (3.34) er inkludert på en slik måte at (3.33) fortsatt er oppfylt for summen av I_i , IE_i og A_k for hvert år. Resultatene fra estimering av sesongkoeffisientene er gjengitt i tabell (3.3). Ved estimering av disse koeffisientene ble det benyttet verdier for DI_{ik} beregnet ved simulering av (3.32) over hele observasjonsperioden for de andre dataene.

Tabell 3.3. Estimeringsresultater: Sesongkoeffisienter i importteterspørselslikningene¹

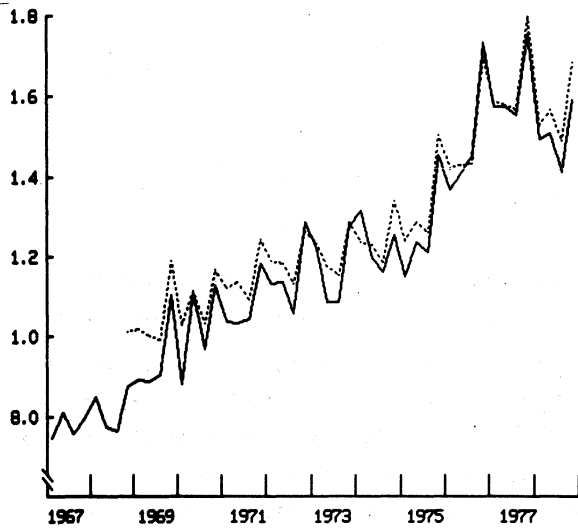
Vare	SI_1	SI_2	SI_3	RSQ	SER	DW
(15) Næringsmidler og bekleddingsvarer m.v.	114,66 (18,87)	11,47 (18,87)	-29,00 (18,87)	0,911	65,64	0,63
(25) Trevarer, grafiske produkter m.v.	12,66 (21,94)	9,65 (21,94)	-49,50 (21,94)	0,960	76,31	1,45
(30) Råvarer for bergverk og industri	1,74 (100,50)	24,05 (100,50)	10,41 (100,50)	-1,143 ³	349,65	0,28
(45) Maskiner og metallvarer mv.	86,87 (45,80)	74,53 (45,80)	-61,66 (45,80)	0,953	159,35	1,31

¹ Se fotnote 1 og 2, tabell 3.2. ² Ved estimeringen er det benyttet beregnede verdier for DI_{ik} fremkommet med å simulere likning (3.32). For varen (30) Råvarer for bergverk og industri er imidlertid alle DI_{ik} satt lik 1 i hele observasjonsperioden. ³ RSQ er et mål på hvor stor del av variansen i venstresidevariablen som blir forklart av høyresidevariablene. Når RSQ er negativ betyr det at variansen i den simulerte verdien av I30 når likning (3.34) benyttes, er større enn variansen i den observerte verdien. Negativ RSQ er mulig ved estimering av en likning uten konstantledd.

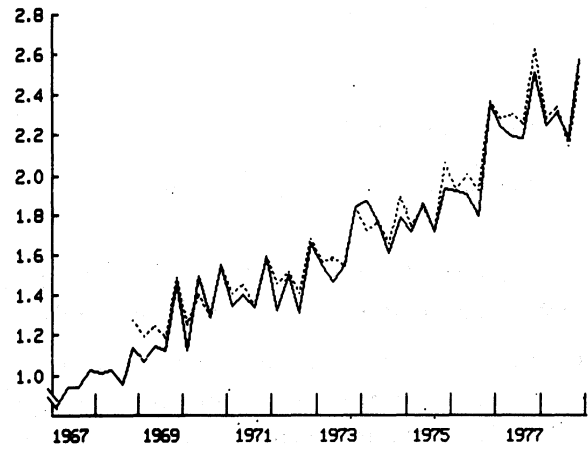
Figur 3.5. Simuleringsresultater for importvolumet for KVARTS-varer

— Observert verdi
 Simulert verdi

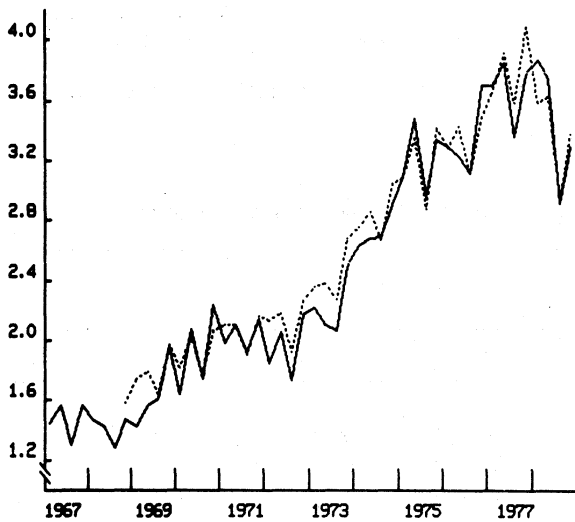
(15) Næringsmidler og beklædningsvarer m.v.



(25) Trevarer, grafiske produkter m.v.



(45) Maskiner og metallvarer m.v.



1) Figurene viser observert verdi for importvolumene og simulert verdi fra simulering med likningene (3.32) og (3.34). Koeffisientene som er benyttet ved simulering er de som er gjengitt i tabellene 3.2 og 3.3.

K i l d e: Nasjonalregnskapet og simuleringer omtalt i avsnitt 3.4.

Prismodellen i KVARTS skal i prinsippet være dual til kvantumsmodellen, og dette har ligget til grunn for utledningen av importkvotelikningene mv. i avsnitt 3.1. Verdiene for DI_{ik} vil derfor bli ført tilbake til prismodellen, jfr. likning (2.2). Også sesongfaktorene i (3.34) skulle i prinsippet bli ført tilbake til prismodellen. Dette ville imidlertid komplisere prismodellen betydelig og for disse koeffisientenes del har vi derfor valgt å bryte dualiteten mellom pris- og kvantumskryssløpet.

Prislikningene i KVARTS, likningen for sektorprisen i sektor k , vil dermed få følgende form:

$$(3.35) \quad P_k = \sum_i (1 + T_{Mi} H_{Mik}) [(1 + T_{Vi} H_{Vik}) \cdot (\Delta_{Hik}^{BH_i} + \Delta_{Iik} ((BI_i - BH_i) \cdot DI_{ik} + BH_i))]]$$

I figur (3.5) er det gjengitt simuleringsresultater for importmodellen sammen med de observerte verdiene for importvolumene. Figuren viser simuleringsresultatene for (3.34) etter at tidsreier for DI_{ik} er beregnet ved å simulere (3.32).

Spesielt for varen (25) Trevarer, grafiske produkter m.v. gir modellen svært god føyning ifølge figur 3.5. Figuren gir inntrykk av at det er lite igjen av importforløpet som eventuelt må forklares av andre forhold for denne varen. Også for varen (15) Næringsmidler og bekledningsvarer m.v. gir figuren inntrykk av rimelig god føyning. Men den beregnede verdien for importvolumet ligger jevnt over noe høyere enn den observerte for årene 1969-1973. Blant annet derfor er Durbin-Watson-observatoren som er gjengitt i tabell 3.3. relativt lav. Også for vare (45) Maskiner og metallvarer m.v. må føyningen kunne karakteriseres som god. For ingen av disse tre varene gir figurene noe inntrykk av at det gjenstår betydelig konjunktursvingninger i importvolumet som ikke forklares i modellen.

Likning (3.34) ble også simulert for varen (30) Råvarer for bergverk og industri. Simuleringsresultatene er imidlertid ikke gjengitt i figur 3.5. For denne varen ble det som nevnt ovenfor ikke estimert noen rimelig substitusjonselastisitet, og ved simulering ble verdiene av DI_{ik} derfor satt lik 1 i alle kvartaler og for alle varer og alle sektorer. Dette impliserer en antakelse om faste importandeler for denne varen. Simuleringsresultatene må imidlertid karakteriseres som relativt dårlige. Spesielt for årene 1973-74, men også for andre perioder, var det store avvik mellom den observerte og det simulerte importvolumet. Som det fremgår av figur 3.2 var den globale importkvoten for (30) Råvarer for bergverk og industri særlig høy i årene 1973-74.

Det ser ut til å være to viktige årsaker til at estimering av importkvotelikningen (3.22) og simulering med importmodellen gav dårlig føyning for varen (30) Råvarer for bergverk og industri. Den ene årsaken er måten lagerendring er behandlet på. I estimeringene er forholdet mellom total tilgang, dvs. tilgang til vareinnsats, konsum, investering og lagerendring, av importerte og hjemmeproduerte varer levert til hjemmemarkedet den avhengige variabelen. Et alternativ ville være å forsøke å skille ut leveranser til lagerendring. Dette ville imidlertid gjøre det nødvendig å implementere lageradferdslikninger for importerte og for norskproduerte varer hver for seg. I KVARTS-modellen er det derimot valgt å implementere en lageratferdslikning for samlet lagerendring av varen (30) Råvarer for bergverk og industri. Ved å benytte likning (3.22) for å forklare forholdet mellom total tilgang av importerte og av norskproduerte varer forutsettes det implisitt at også forholdet i sammensetning av lagerendringer av den samme varen kan forklares ved samme modell. Erfaringene fra det estimerings- og simuleringsarbeidet som er dokumentert i denne rapporten tyder på at dette er en for streng forutsetning.

En annen årsak til den dårlige føyningen for importen av varen (30) Råvarer for bergverk og industri når den simuleres med (3.34) kan være ustabile kryssløpskoeffisienter. Det foreligger imidlertid ikke direkte tilgjengelig tidsserier for slike koeffisienter i nasjonalregnskapet, og det er forholdsvis ressurskrevende å beregne dem for flere år og for flere sektorer. Men en vesentlig del av de samlede innenlandske leveransene av varen (30) Råvarer for bergverk og industri - i alt om lag en tredel - er vareinnsats hos den innenlandske hovedleverandør, sektoren (30) Bergverk og råvareindustri. Denne varestrømmen samt total vareinnsats i sektoren foreligger det tidsserier for i databanken med årlige nasjonalregnskapstall i TROLL. Forholdet mellom disse to vil være tidsserien for koeffisienten A_{3030} , når en ser bort fra noen mindre problemer knyttet til i verdibegrepene. Denne tidsserien viser imidlertid et relativt ustabil tidsforløp.

4. EKSPORTLIKNINGER¹

4.1. Nærmere spesifisering av eksportrelasjoner for bruk i KVARTS-75

Drøftingen i avsnitt 2.2. ledet fram til at eksportvolumlikningene skulle ha karakter av etterspørselslikninger etter norsk eksport. I mange empiriske analyser av eksporttilpasningen har det vært benyttet likninger av følgende type:

$$(4.1) \quad Y_i = Y_i(q_i, q_i^*, I_i)$$

Y_i - etterspurt eksportvolum, vare i

q_i - eksportpris, vare i

q_i^* - pris på konkurrerende varer, vare i

I_i - etterspørselsmotiverende realinntekt eller indikator på aktivitetsnivået i utlandet, vare i

Det vil i resten av dette og de neste avsnittene bli forutsatt at Y_i -funksjonene er homogene av grad null i prisene, dvs. det er bare relative priser som inngår som argumenter. Etterspørselsfunksjoner slik som (4.1) blir anvendt i en rekke økonometriske makro-modeller for andre land og også i flere verdenshandelsmodeller. Samme type etterspørselsfunksjoner har også ligger til grunn for mye av det empiriske arbeidet som er utført om eksportatferd i tilknytning til Statistisk Sentralbyrå makroøkonomiske modeller (se blant annet Frenger, Jansen og Reymert (1981) og Cappelen og Longva (1983)).

En teoretisk begrunnelse for å anvende denne typen eksportrelasjoner kan være en antakelse om at norske eksportvarer er imperfekte substitutter for eksportvarer fra andre land. Hvor mye som etterspørres kan dermed avhenge av inntektsutviklingen i utlandet og inntektselastisiteten, og av eventuelle endringer i relative priser og av priselastisiteten.

Selv om eksportetterspørselslikninger av liknende form som (4.1) har vært benyttet i en rekke økonomiske modeller og analyser, er de langt fra selvsagte og udiskutable. En innvending mot å benytte denne typen likninger er at de bryter med den såkalte "lille-lands" forutsetningen, dvs. den at prisene på eksporten fra små, åpne økonomier er gitt på verdensmarkedet og at produsentene er priskefaste kvantumstilpassere. Etter min vurdering er imidlertid ikke denne invendingen så alvorlig, og det kan se ut til at den til en viss grad bygger på misforståelser. Ved vurdering av strategiske typer er ikke alltid land den mest relevante enheten. I mange sammenhenger kan det være mer fruktbart å se på markedssituasjonen for den aktuelle næringen i hvert enkelt land eller en gjennomsnittsbedrift i næringen. Er det det som er utgangspunktet, er det neppe noen grunn til å vente at markedssituasjonen er vesentlig forskjellig for en bedrift i et stort land eller er en bedrift i et lite land som begge er ensidig orientert mot eksportmarkedet og hvor ellers de to tenkte bedriftene er om lag like hva angår størrelse og produktspekter.²

Ved vurdering av hvorvidt (4.1) er rimelig spesifisering av eksportrelasjonene, kan det derfor være hensiktsmessig å se nærmere på hvorvidt likningen kan sies å representere en rimelig hypotese om atferd i mottakermarkedene for de ulike varene i KVARTS-modellen. For industrivarene (15) Næringsmidler og bekledningsvarer mv., (25) Trevarer, grafiske produkter mv. og (45) Maskiner og metallvarer mv. kan en slik utforming av eksportlikningene synes rimelig. For disse varene kan det være grunn til å tro at den norske eksporten i stor grad består av heterogene varer, dvs. varer som adskiller seg kvalitativt fra andre lands eksport, og hvor således relative priser er en viktig faktor for å bestemme etterspørselsutviklingen. Også for Utlendingers konsum i Norge og for eksporten av (70) Innenriks samferdel og kraftforsyning kan (4.1) synes å være en rimelig etterspørselslikning. For KVARTS-varene (30) Råvarer for bergverk og industri og (60) Utenriks sjøfart tror jeg det imidlertid er større grunn til å være skeptisk til å anvende slike likninger. En kan få inntrykk av at den norske eksporten av disse varene gjennomgående avviker kvalitativt sett lite fra andre lands eksport. Det ser også ut til at det for flere av de større enkeltvarene som er inkludert i den aggregerte KVARTS-varen (30) Råvarer for bergverk og industri eksisterer godt funksjonerende spot-markeder for kjøp og salg, og det kan tolkes som en bekreftelse på at for disse varene er kvalitetsforskjellene mellom ulike lands eksport svært liten. Det er derfor argumenter for at eksporten av denne varen bør være tilbudsbestemt, både på kort og lang sikt.

¹ Av praktiske årsaker er det valgt noe andre symboler i dette avsnittet sammenliknet med tidligere avsnitt for samme variable. ² Dette forhindrer ikke at prisene på eksporten fra små, åpne økonomier likevel kan være nærmere knyttet til prisutviklingen på verdensmarkedet enn prisene på eksporten fra større økonomier. Det kan imidlertid være et resultat av at utviklingen i valutakurser og/eller lønningene i større grad påvirkes av pris- og kostnadsutviklingen i utlandet slik at selv om bedriftene faktisk overvelter kostnadene i prisene, så er utviklingen i eksportprisene og verdensmarkedsprisene likevel forholdsvis parallell. For store land, kanskje særlig land med relativt sett liten utenrikshandel og betydelige kapitalbevegelser, kan en derimot trolig i større grad observere en prisutvikling som avviker betydelig fra verdensmarkedet (regnet i felles valuta).

For varen (30) Råvarer for bergverk og industri er det likevel valgt å anvende en eksportlikning av samme formen som (4.1) i KVARTS-75, selv om leddet med relative priser er utelatt fra likningen siden det forutsettes at prisen på den norske eksporten følger verdensmarkedsprisene. Som omtalt i avsnitt 2.2. legger utformingen av produsenttilpasningsdelen av KVARTS betydelige bindinger på spesifisering av eksportlikningene. Det å innføre fullstendig tilbudsbestemt eksport ville etter min vurdering kunne bli inkonsistent med det teorigrunnlaget som ligger til grunn for produsenttilpasningen, og det vil da bli vanskelig å tolke resultatene fra simuleringer med KVARTS-modellen. De empiriske resultatene fra estimering av etterspørselsfunksjonen for varen (30) Råvarer for bergverk og industri (se avsnitt 4.3) viser også rimelig god føyning i estimeringsperioden, trass i at det altså er god grunn til å tro tvile på hvor relevant teorigrunnlaget er. Det er derfor mye som tyder på at de relasjonene som er benyttet i det minste er en rimelig god tilnærming til de "sanne" atferdslikningene, i alle fall på kort sikt.

I likhet med for importlikningene kan det være rimelig å anta at etterspørernes tilpasning til endrede relative priser kan skje med et betydelig tidslag. Alle eksportetterspørselslikningene er derfor testet ut med de samme lag-forutsetningene som ble benyttet i importlikningene, dvs. polynomisk fordelt lag av første, andre og tredje grad og med ingen, 2, 4, 6, 8, 10 og 12 kvartalers lengde på lagene. I likhet med for importlikningene ble det preferert korte lag og lav polynomgrad dersom føyningsegenskapene til likningen ikke ble vesentlig forbedret ved å øke laglengden og polynomgraden.

Det kan også diskuteres hvilken datering som bør benyttes for markedsindikatorer. Analyser foretatt av Wettergreen (1979) tyder på at deler av den norske eksporten passerer et konjunkturvendepunkt før det tilsvarer vendepunktet i sentrale utenlandske størrelser (e.g. industriproduksjonen). Siden det ikke er aktuelt å la markedsindikatorer inngå i KVARTS med lead, er en henvisning til enten å benytte prognosestørrelser eller å forsøke å gi en eksplisitt formulering av forventningsstørrelser. Et alternativ ville da være å la den forventede størrelsen på markedet - som da skal inngå i eksportlikningen - være en lagfordeling over den faktiske størrelsen av markedet. Slike ideer er imidlertid ikke forfulgt videre i det empiriske arbeidet som er dokumentert i denne rapporten.

For eksportprisene ble det tatt utgangspunkt i følgende likning:

$$(4.2) \quad q_i = q_i(q_i^*, uc_i, CAP_i)$$

uc_i - variable enhetskostnader, produksjon av vare i

CAP_i - kapasitetsutnyttning hos hovedleverandør, produksjon av vare i

Etter likning (4.2) bestemmes eksportprisen av variable enhetskostnader, konkurranseprisen og kapasitetsutnyttning. A priori forventes det at alle disse variablene virker positivt på eksportprisene. Blant forklaringsvariablene vurderes de to første som de absolutt viktigste. I det empiriske arbeidet ble det lagt størst vekt på å finne fram til prisligninger hvor disse to variablene inngikk på en rimelig måte.

Det ble også forsøkt å la et uttrykk for faste enhetskostnader inngå i likning (4.2). Ifølge tradisjonell frikonkurranseteori er det riktignok kun variable kostnader som skal påvirke prissettingen, men det kan synes lite sannsynlig at en betydelig endring i faste kostnader, for eksempel en renteøkning, ikke påvirker prisnivået overhodet. I flere andre makroøkonomiske modeller, blant annet DRI-modellen (se Eckstein, 1983), inngår derfor faste enhetskostnader i prisligningene. Det er imidlertid grunn til å tro at faste kostnader kan ha mindre innflytelse på eksportprisene enn hjemmepriser, spesielt hvis variable enhetskostnader har liten innflytelse og utenlandsprisene har stor.

Likning (4.2) ble derfor også estimert med et ledd som inneholdt et mål for faste kostnader, beregnet ved en brukerpris på realkapitalen multiplisert med kapitalmengden pr. produsert enhet ved full kapasitetsutnyttelse. Det viste seg imidlertid at tidsseriene for variable enhetskostnader, faste enhetskostnader og konkurranseprisen alle var svært høyt korrelert for de fleste varene. Det var derfor tvilsomt om datamaterialet ville gi grunnlag for å estimere koeffisientene for alle disse tre variablene presist nok, og testberegninger gav også en del resultater som virket åpenbart urimelige. Et

alternativ til å spesifisere variable enhetskostnader og faste enhetskostnader hver for seg ville være å slå dem sammen til et uttrykk for samlede kostnader pr. produsert enhet. Da ville en imidlertid apriori ha valgt at en krone økning i faste kostnader pr. produsert enhet skulle ha samme virkning på prisene som en krone økning i variable enhetskostnader. Dette kan imidlertid være en for streng antakelse sett på bakgrunn av den forskjell disse kostnadene har ifølge økonomisk teori. Alt i alt ble det derfor valgt å ikke inkludere faste kostnader i prislikningene.

Likning (4.2) er formulert som en statisk modell. Det kan, i likhet med for eksportetterspørselslikningene, argumenteres for at enkelte av variablene bør inngå med lag, men etter min vurdering er det gode grunner for at lagene bør være relativt korte. Kostnadene vil produsentene kunne observere løpende, og det er lite sannsynlig at de vil vente i mange kvartaler før økte kostnader overveltes i prisene dersom prissettingsatferden virkelig er slik at kostnadene overveltes. Det kan argumenteres for at konkurranseprisene bør inngå med noe lengre lag. Kanskje vil ikke produsentene av de norske varene observere endrede konkurransepriser før de merker at de taper markedsandeler, og estimeringen av eksportetterspørselslikningene tyder på at det tar forholdsvis lang tid idet relative priser inngår med lag opp til 8 kvartaler. Mot dette synspunktet kan det imidlertid innvendes at dersom utenlandsprisene har stor betydning for de norske eksportprisene vil bedriftene sørge for å holde seg løpende orientert om konkurrentenes priser. Det er derfor valgt å forsøke å estimere og å teste eksportprislikninger hvor både kostnader og konkurransepriser kun inngår med inntil 4 kvartalers lag.

For varen (15) Næringsmidler og bekledningsvarer mv. er likning (4.2) utvidet noe. Det meste av eksporten av denne varen består av foredlede fiskeprodukter, og i likning (4.2) er det derfor inkludert et ledd som er en indikator på oppfisket kvantum. (Bruttoproduksjonen i faste priser i sektoren Fiske og fangst er benyttet. Variablen er gitt symbolet X_{F15} i tabell 4.2). Indikatoren for oppfisket kvantum vil være en proxy for de ressursbegrensningene foredlingsnæringen antas å være stilt overfor. A priori vil en forvente at denne størrelsen inngår med negativt fortegn i prislikningen; Ved høy ressurstilgang er det rimelig å anta at eksportprisene settes lavt for å sikre omsetningen av de foredlede varene.

For (70) Innenriks samferdsel og kraftforsyning og (80) Diverse tjenesteytende virksomhet er det valgt å ikke estimere egne eksportprislikninger, men i stedet å la eksportprisene følge hjemmeprisene ved simulering med KVARTS-75. De økonomiske hjemmeprislikningene for disse varene har samme form som eksportprislikningen (4.2), men noen konkurransepris inngår ikke for disse to KVARTS-varene.

Det har vært foretatt relativt få empiriske analyser av korttidstilpasningen for (60) Utenriks sjøfart i tilknytning til modellarbeidet i Statistisk Sentralbyrå. Dette skyldes blant annet at denne næringen i liten grad har kryssleveranser med de øvrige deler av norsk økonomi utenom investeringene og fordi sysselsettingen i næringen er forholdsvis liten. Men sektoren er relativt stor i utenriks-økonomisk sammenheng, og ved modellsimuleringer under ulike faser av et konjunkturforløp vil tilpasningen i sektoren kunne få stor betydning for forløpet av samlet eksport og import og ikke minst for handelsbalansen. Blant annet derfor har det vært lagt ned noe arbeid i å studere korttidsforløpet i denne sektoren for eventuell implementering i KVARTS-75. Disse beregningene vil bli dokumentert i avsnitt 4.3, men det bør understrekes at de resultatene som blir omtalt har en svært tentativ karakter.

Det internasjonale markedet for skipsfartstjenester avviker etter alt å dømme vesentlig fra markedene for de øvrige varene det er forsøkt estimert eksportlikninger for. Trolig i langt større grad enn for de andre varene - kanskje unntatt vare (30) Råvarer for bergverk og industri - er markedet karakterisert av forholdsvis homogene produkter og en betydelig mengde tilbydere. Det skulle tilsi at aktørene i stor grad er det som kalles priskekseksogene kvantumstilpassere. I de beregningene som ble utført ble det derfor valgt å oppfatte eksportprisene som eksogene. Det er imidlertid vanskelig å modellere tilpasningen i et slikt marked på en tilfredsstillende måte. Dels vil forventningsstørrelser måtte få en sentral plass. Bildet kompliseres ytterligere ved at en betydelig del av handelsflåten selger tjenester som følge av langsiktige kontrakter, og det foreligger lite lett tilgjengelig markedsinformasjon om hvilke betingelser slike kontrakter inneholder, hvor langvarige de er osv.

I de beregningene som er dokumentert i avsnitt 4.3 er det ikke gjort noe forsøk på å formulere noe som kan karakteriseres som en strukturmodell for tilpasningen i sektoren (60) Utenriks sjøfart. I stedet er det valgt å forsøksvis regressere eksportert kvantum med hensyn på de variable som antas å kunne ha betydning for omfanget av produksjonen. Disse ble antatt å være:

- Produksjonskapasitet i næringen (K_{60})
- Eksportpris, den gjennomsnittlige fraktrate (q_{60})
- Variable enhetskostnader (uc_{60})
- Omfanget av verdenshandelen (IVH)
- Omfanget av verdensflåten (INSTQ)

Blant annet på grunn av fare for betydelig grad av multikollinearitet er det ønskelig at det pålegges restriksjoner på koeffisientene. Det ble derfor valgt å ta utgangspunkt i følgende likning:

$$(4.3) \quad \log(Y_{60}/K_{60}) = a_0 + a_1 \cdot \log(\text{IVH}/\text{INTSQ}) + a_2 \cdot \log(q_{60}/uc_{60}) + a_3 \cdot \text{TID}$$

Ifølge (4.3) avhenger forholdet mellom produksjonen og kapitalbeholdningen, altså et uttrykk for kapasitetsutnyttelsen, av omfanget av verdenhandelen i forhold til den samlede verdensflåten, av forholdet mellom pris og variable enhetskostnader og av en trendvariabel. Begge koeffisientene a_1 og a_2 forventes å være positive. Trendvariabelen er inkludert fordi eksportvolum pr. kapitalenhet antas å kunne endre seg forholdsvis stabilt som følge av teknologiske endringer, langsiktige vridninger i faktorpriser mv. over tid.

4.2. Data benyttet ved estimering

4.2.1. Valg av relevante data for utlandet

Utleddningen i foregående avsnitt ledet fram til utforming av etterspørselslikninger og prislikninger for alle varer (unntatt (60) Utenriks sjøfart) hvor følgende variable inngikk:

- Volum og pris på norsk eksport
- Pris på konkurrerende produkter på de norske eksportmarkeder
- Volummål for markedet for norsk eksport

Data for norsk eksportvolum og eksportpris er hentet fra det kvartalsvise nasjonalregnskapet. Fordi vare- (og sektor-)inndelingen i KVARTS ikke er entydig knyttet til internasjonale standarder, finnes det ikke direkte sammenliknbare data for utlandet som kan brukes som indikatorer for konkurransepris og markedsstørrelse i eksportlikningene. En vil derfor være henvist til å benytte data etter andre sektor- og vareinndelinger og eventuelt bearbeide disse nærmere. Relevante data for utlandet vil være:

- Utenrikshandelsdata
- Kvartalsvise nasjonalregnskapstall
- Annen økonomisk korttidsstatistikk

Det tas sikte på at KVARTS-modellen - riktignok ikke versjonen KVARTS-75, men en eventuelt videreutviklet versjon av denne modellen - dels skal kunne benyttes i en prognosesammenheng, eller i hvert fall benyttes til å foreta enkle framskrivninger. Det vil derfor være ønskelig å benytte indikatorer for utlandet som det løpende foreligger gjennomarbeidede prognoser for. Dette trekker i retning av å bruke forholdsvis aggregerte tall, blant annet kvartalsvis nasjonalregnskap, fordi det er først og fremst for slike variable at det foreligger internasjonalt publiserte prognoser. For eventuell bruk av KVARTS fra Finansdepartementets side vil det ha betydning at utviklingen i og prognoser for aggregerte nasjonalregnskapstall for andre land allerede blir vurdert løpende, blant annet nasjonalbudsjettarbeidet og i den løpende konjunkturovervåkingen.

Også importdata for andre land burde kunne være godt egnet for bruk i eksportetterspørselslikningene. Siden all eksport ender opp som import i andre land, vil importpriser (evt. korrigert for prisen på den norske eksporten) og importvolum være egnede indikatorer for henholdsvis konkurransepriser og markedet for norsk eksport. Slike data er for eksempel benyttet i MODEX (se Frenger, Jansen og Reymert, 1981) ved beregninger av konkurransepriser og eksportmarkedet.

Som en del av KVARTS-prosjektet har det tidligere vært nedlagt betydelig arbeid i å utnytte kvartalsvise nasjonalregnskapstall for andre land for å beregne relevante tall for størrelsen for utenlandsmarkedene for norsk eksport. Tveitereid og Lædre (1981) har ved hjelp av kvartalsfordelte sluttleveringstall for 8 land og annen informasjon beregnet såkalte markedsindikatorer for KVARTS-varene. (Landliste er gjengitt øverst på side 49.) Det er resultatene fra dette arbeidet som er brukt som indikator på aktivitetsnivået i utlandet i de estimerte eksportlikningene. Tveitereid og Lædres beregninger omfattet følgende KVARTS-varer:

- (15) Næringsmidler og bekleddingsvarer mv.
- (25) Trevarer, grafiske produkter mv.
- (30) Råvarer for bergverk og industri
- (45) Maskiner og metallvarer mv.

Markedsindikatorene er beregnet ved følgende uttrykk:

$$(4.4) \quad M_k = \sum_j \sum_i b_{kj} c_{kj} a_{kij} S_{ij}$$

M_k - markedets størrelse, vare i , faste priser

S_{ij} - sluttlevering av type i i land j , faste priser

a_{kij} - indirekte kryssløpskoeffisient, behovet for én enhet av vare k når sluttleveringen av type i endres med én enhet

b_{kj} - forholdet mellom import av vare k i land j og beregnet behov for den samme varen i det samme landet

c_{kj} - forholdet mellom import fra Norge av vare k til land j og total import av den samme varen i det samme landet

I beregningene er det benyttet norske kryssløpskoeffisienter for a_{kij} for alle landene siden det er vanskelig å få tilgang til slike tall for andre land. For en nærmere drøfting av beregningsprinsippene vises det til Tveitereid og Lædre (1981).

Slik markedsindikatorer M_k er beregnet, vil en endring i disse kunne ha tolkningen endring i etterspørselen etter norsk eksport ved endrede sluttleveringer i andre land og ved konstante verdier for b_{ij} , c_{kj} og a_{kij} . Konstante verdier for disse koeffisientene innebærer blant annet at markedsandelene for norsk eksport opprettholdes. Benyttes disse koeffisientene i etterspørselslikningene for norsk eksport, vil det blant annet kunne være endringer i relative priser som bestemmer hvorvidt etterspørselen etter norsk eksport vokser sterkere eller svakere enn veksten i markedene. I tillegg er det i de beregningene som er omtalt i neste avsnitt antatt at elastisiteten for norsk eksportvolum mhp. eksportmarkedet vil kunne være ulik 1 og disse elastisitetene er derfor estimert.

Som konkurransepriser for den norske eksporten ble det i eksportlikningene forsøkt benyttet to ulike sett av indikatorer, den ene beregnet på grunnlag av sluttleveringstall for andre land og den andre ved hjelp av importpriser for andre land. En implisitt prisindeks for markedet for den norske eksporten målt i norske kroner ble beregnet ved følgende uttrykk:

$$(4.5) \quad VM_k = \sum_j \sum_i b_{kj} c_{kj} a_{ki} V_j VS_{ij}$$

$$(4.6) \quad PM_k = VM_k/M_k$$

VS_{ij} - sluttlevering av type i i land j , løpende priser

V_j - valutakurs, norske kroner pr. enhet av land j 's valuta

PM_k - implisitt prisindeks, markedet for vare k , norske kroner

VM_k - markedsindikator for vare k , løpende priser, norske kroner

For beregning av konkurransepriser på grunnlag av utenrikshandelsdata for andre land ble det benyttet importprisindekser etter SITC's aggregerte 4-vareinndeling:¹

Matvarer, drikkevarer og tobakk (SITC 0,1)

Energi (SITC 3)

Andre råvarer (SITC 2,4)

Andre bearbejdede varer (SITC 5-9)

Det ville vært ønskelig å benytte mer detaljert vareinformasjon i beregningene, men det har i praksis vist seg å være vanskelig å få tilgang til mer detaljert volum- og prisindekser for utenrikshandelen for et større antall land. Det har også betydning at denne 4-vareinndelingen er det mest detaljerte nivå det publiseres sammenliknbare prognoser for fra flere land, blant annet av OECD og av LINK-prosjektet (se Reymert, 1984a).

Eksportteterspørselslikningene ble estimert med data for perioden 1967-1978. I løpet av denne perioden skjedde det betydelige endringer i tollsatsene til de landene som er de viktigste mottakerne av norsk eksport. Eksportprisene i det norske nasjonalregnskapet er målt i f.o.b.-verdier, altså eksklusive toll i mottakerlandene. Kjøperne av varene vil derimot betale kjøperpriser som inkluderer toll (og andre avgifter). Det er derfor ønskelig å korrigere de prisene som ble omtalt ovenfor, slik at de relative prisene også inkluderer relative tollsatser. I prinsippet ville det vært ønskelig å kunne korrigert for også andre avgifter. Toll er imidlertid særlig viktig fordi denne avgiften diskriminerer mellom i prinsippet like varer, men med ulik opprinnelse.

I tilknytning til tidligere arbeid med eksportrelasjoner har det i Statistisk Sentralbyrå blitt lagt ned en del arbeid for å beregne indekser for de tollsatsendringene som fant sted i 60- og 70-årene (se Frenger, Jansen og Reymert, 1980). Tidsseriene ble imidlertid bare beregnet for bearbejdede varer (SITC 5-9). I det estimeringsarbeidet som er dokumentert i denne rapporten, ble det imidlertid valgt å benytte disse tollsatsindeksene for alle de fire SITC-varene fordi det ville krevet betydelig ekstraarbeid å beregne slike indekser for de andre varene. I tillegg kommer at de viktigste tollsatsendringene i 60- og 70-årene ble gjennomført som en bestemt prosentvis endring i tollsatsene for nesten alle varer, slik at det er gode grunner til å regne med at tollsatsindekser beregnet for én av de aggregerte varene vil være en god tilnærming til eventuelle tollsatsindekser beregnet for de andre varene².

Indekser for konkurranseprisene for den norske eksporten med utgangspunkt importpriser for andre land ble beregnet ved følgende uttrykk:

$$(4.7) \quad PA_i = \sum_j e_{ij} \sum_k u_{ik} V_j PZ_{kj} (1+t_j)$$

PA_i - konkurranseprisindeks for norsk eksport av vare i

e_{ij} - andel av total eksport av KVARTS-vare i levert land j

u_{ik} - andel av total eksport av KVARTS-vare i som inngår i SITC-vare k

PZ_{kj} - prisindeks for import av SITC-vare k i land j , nasjonal valuta

t_j - gjennomsnittlig tollsats på import i land j .

¹ Dataene er tilrettelagt av OECD, Balance of Payments Division, men er så vidt jeg kjenner til ikke publisert i en egen statistikkpublikasjon. ² For nærmere detaljer om beregning av tollsatsene vises det til Frenger, Jansen og Reymert (1980), side 29-45.

e_{ij} og u_{ik} er faste koeffisienter fra 1974 (se Lund og Reymert, 1982). Koeffisientene u_{ik} skulle i prinsippet vært beregnet særskilt for hver mottaker av den norske eksporten. Men fordi det naturlig nok ikke foreligger slike tall for andre land er det i stedet benyttet koeffisienter regnet ut fra norsk utenrikshandelsstatistikk.

Den implisitte prisindeksen for markedsindikatorne er beregnet på grunnlag av kjøperpriser i andre land og inkluderer således også toll (og andre avgifter). I eksportteterspørselslikningene og prislikningene er derfor konkurranseprisen korrigert for tollsatsendringer på norsk eksport ved at $q_i^*/(1+t_N)$ inngår i (4.1) og (4.2) i stedet for q_i^* . t_N er den gjennomsnittlige tollsatsen norsk eksport møter.¹

Eksportteterspørselslikningene og prislikningene har dermed fått følgende utforming:

$$(4.8) \quad Y_i = Y_i(q_i, q_i^*/(1+t_N), I_i)$$

$$(4.9) \quad q_i = q_i(q_i^*/(1+t_N), UC_i, CAP_i)$$

Siden (4.8) bare benyttes under de homogenitetsegenskapene som er nevnt tidligere er det likegyldig om den norske eksportprisen tillegges toll eller om konkurranseprisen korrigeres motsatt. Med de homogenitetsegenskapene som er pålagt eksportteterspørselslikningen innebærer (4.8) at det er prisforholdet $q_i(1+t_N)/q_i^*$ som er med på å bestemme det norske eksportvolumet.

Likning (4.9) innebærer at det er konkurranseprisen korrigert for tollsatsendringer som norsk eksport møter som har betydning for prissettingen. Hvilken virkning en tollsatsendring har for eksportprisen vil dermed avhenge av koeffisienten foran konkurranseprisen. Dersom denne er lik null og koeffisientene foran variable enhetskostnader lik 1, vil en tollsatsendring ikke få betydning for eksportprisen. Næringen er da fullstendig prisovervelter og ser like lite på tollsatser som på konkurransepriser når eksportprisen fastsettes. Et annet ytterpunkt vil være at koeffisientene foran konkurranseprisen er lik 1, mens koeffisienten foran variable enhetskostnader er lik null. Likning (4.9) vil da implisere at en eventuell tollreduksjon blir overveltet fullt ut i eksportprisen.

Markedsindikatorne for KVARTS-varene er beregnet på grunnlag av utviklingen i privat konsum og investeringer i boliger og i maskiner i andre land. Endringer i etterspørselen i utlandet som kun skriver seg fra lagerbevegelser gir dermed ikke utslag i indeksen. Dette er en betydelig svakhet ved å benytte markedsindikatorne i eksportlikningene fordi lagerbevegelser spiller en sentral rolle i et konjunkturforløp, spesielt rundt vendepunktene. I kortere perioder har det vist seg at vekstimpulsene fra lagerendringer kan være av samme størrelse som vekstimpulsene fra øvrige aggregerte etterspørselskomponentene samlet. (Se blant annet Persson, 1982, s.3.)

Spesielt for varene (25) Trevarer, grafiske produkter mv. og (30) Råvarer for bergverk og industri er det grunn til å anta at lagerbevegelser i utlandet har sentral betydning for korttidsbevegelsene i den norske eksporten. Da det ble arbeidet med de estimeringene som er omtalt i denne rapporten (februar/mars 1984) hadde vi nettopp opplevd et år med kraftig vekst i den tradisjonelle norske vareeksporten trass i forholdsvis lav vekst i konsum og investeringer i mottakerlandene for den norske eksporten. I Byråets konjunkturoversikter ble det derfor trukket den konklusjon at det var vanskelig å forklare den sterke eksportveksten uten at et betydelig lageroppsving i utlandet ble trukket med i forklaringen (Konjunkturtendensene, desember 1983). For å forsøke å få tatt bedre hensyn til

¹ For nærmere detaljer om beregning av tollsatsene vises det til Frenger, Jansen og Reymert (1980), side 29-45.

lagerbevegelser i utlandet ble derfor likning (4.1) og (4.8) endret ved at det også ble inkludert en indikator for lagerbevegelser i utlandet.

Ved beregning av de variablene for utlandet som inngår i markedsindikatorene ble det valgt å benytte aggregerte makroøkonomiske størrelser slik som privat konsum i alt mv. En slik framgangsmåte ble også benyttet ved beregning av indikatoren for lagerbevegelser i utlandet. For de to varene som ble nevnt ovenfor ble det beregnet en lagerindeks ved følgende uttrykk:

$$LA_i = \sum_k v_{ik} LAG_k$$

LA_i - lagerendringindeks for KVARTS-vare i

LAG_k - total lagerendring i land k målt i faste 1975-priser, norske kroner

v_{ik} - andel av total norsk eksport av vare i levert land i k i 1974¹

En forutsetning for å benytte totale lagerendringer i utlandet i eksportlikningen er en antakelse om at lagerbevegelserne for de varene som inngår i den norske eksporten er høyt korrelert med de samlede lagerbevegelserne. Tilsvarende antakelse ligger for øvrig også bak begrunnelsen for å benytte bevegelserne i aggregerte størrelser som privat konsum og bruttoinvesteringer som indikatorer for endringene i markedet for de norske eksportvarene. For disse størrelsene synes dette imidlertid til å være en rimelig antakelse på kort sikt - det er egentlig en forutsetning om faste eller tilnærmet faste fabrikkasjonskoeffisienter og stabil varesammensetning i konsumet. For lagerbevegelser er det imidlertid ikke noe i veien for at lagerendringer av ulike varer kan være svært lite korrelert. Når det likevel er valgt å benytte aggregerte lagerendringstall skyldes det blant annet at det er vanskelig å få tilgang til mer varefordelte lagerendringstall for utlandet. I tillegg er det trolig enda vanskeligere å få tilgang til pålitelige prognoser for slike størrelser.

Inntektsvariabel og konkurransepris for bruk i etterspørselslikningen for Utlendingers konsum i Norge er beregnet ved følgende uttrykk:

$$(4.11) \log (UTV) = \sum_k wu_k \log (C_k)$$

$$(4.12) \log (UTP) = \frac{\sum_k wu_k \log (C_k \cdot PC_k)}{\sum_k wu_k \log (C_k)}$$

UTP - prisindeks for konsumprisene i turistenes hjemland regnet i norske kroner²

UTV - indeks for volumet av samlet privat konsum i turistenes hjemland

C_k - privat konsum i faste priser, land k

PC_k - prisindeks målt i norske kroner for privat konsum, land k

wu_k er vektene som er benyttet ved sammenveiningen. De skal i prinsippet gi uttrykk for hvor stor andel av de samlede inntektene i et referanseår - f.eks. 1975 - som skrives seg fra turister (og andre) fra land k. Det har imidlertid vist seg å være svært vanskelig å få tilgang til rimelige anslag på disse vektene. Verken statistikkene over innreiste utlendinger gruppert etter land eller statistikkene over

¹ Vektene er hentet fra Lund og Reymert (1982). Tilsvarende vektorer fra 1975 foreligger ikke.

² Et alternativ ville være å la UTP være en prisindeks for konkurrerende turisttjenester i andre land.. Jeg har imidlertid valgt å ikke forfølge denne ideen videre, dels på grunn av manglende relevante data

reisevalutainntekter gruppert etter valutaslag gir de relevante opplysningene direkte. Vektene er derfor anslått skjønsmessig, dels på grunnlag av de nevnte statistikkene og dels på grunnlag av andre informasjoner. De vektene som har blitt benyttet er:

Danmark	: 0,10
Frankrike	: 0,10
Nederland	: 0,10
Storbritannia	: 0,15
Sverige	: 0,20
Vest-Tyskland	: 0,20
USA	: 0,15

Det er viktig å understreke at det er betydelig usikkerhet knyttet til disse vektene. Likevel er det grunn til å anta at selv en betydelig feilspesifisering av vektene påvirker de beregnede koeffisientene i etterspørselslikningen relativt lite fordi både prisindeksene for privat konsum i de aktuelle landene (regnet i norske kroner) og volumindeksene for det private konsumet i landene er svært høyt korrelerte i observasjonsperioden.

I eksportlikningen for (60) Utenriks sjøfart inngår variable for omfanget av samlet verdenshandel (IVH) og omfanget av verdensflåten (INTSQ). Valg av relevant størrelse for omfanget av verdenshandelen er heller ikke uproblematisk. Som det fremgår av de øvrige avsnittene i denne rapporten er det lagt stor vekt på å benytte relativt få økonomiske variable for utlandet i atferdslikningene for eksport. I tillegg har det vært lagt vekt på at det finnes pålitelige prognoser fra variablene, først og fremst fra OECD, men også LINK-prosjektets anslag har vært med i vurderingen. Spesielt kvartalsvise nasjonalregnskapsvariable har derfor blitt foretrukket. Som indikator på verdenshandelen er det derfor valgt å benytte samlet importvolum for Japan og landene i oversikten ovenfor.

Det er flere svakheter knyttet til å bruke en slik importvolumindeks i atferdslikningen for norske skipsfartstjenester. Samlet import omfatter ikke bare varer, men også tjenester. Samlet import for de nevnte landene omfatter også varer som transporteres på annen måte enn med skip. Dette er nok i særlig stor grad tilfelle for de kontinental-europeiske landene. Dersom disse landene har et annet konjunkturforløp enn for eksempel Japan og USA, vil indeksen kunne gi et feilaktig bilde av utviklingen i etterspørselen etter skipsfartstjenester. En tredje svakhet ved indeksen er at den omfatter varer med svært ulikt behov for transportinnsats regnet pr. krone eller dollar import. Det siste er det imidlertid vanskelig å gjøre noe med uten å forsøke å benytte langt mer detaljert informasjon over internasjonal skipsfart.

For å vurdere volumindeksen for verdenshandelen nærmere har den blitt sammenliknet med et volummål for transportert mengde varer til sjøs¹. Denne sammenlikningen tydet imidlertid på svært høy korrelasjon; korrelasjonskoeffisienten for årstallene for perioden 1967-77 ble beregnet til hele 0,99. Blant annet på bakgrunn av dette resultatet ble det derfor valgt å benytte den importvolumindeksen som er beskrevet ovenfor.

I eksportvolumlikningen for (60) Utenriks sjøfart inngår også kapitalbeholdningen i næringen (jfr. likning 4.3). Denne størrelsen viste det seg å by på store problemer å beregne. Kapitalbeholdning etter næring inngikk ikke i det kvartalsvise nasjonalregnskapet, men ble beregnet spesielt for alle næringer i faste 1975-priser som en del av KVARTS-prosjektet. Beregningene ble foretatt med utgangspunkt i følgende likning:

$$K_t = K_{t-1} + JK_t - D_t$$

K_t - kapitalbeholdning ved utgangen av periode t

JK_t - bruttoinvesteringer i periode t

D_t - kapitalslit i periode t

¹ Tidsserien som er benyttet er "World Cargo movement by sea, World total, thousand metric tons".
Kilde: United Nations (1983).

Ved beregning av tidsserier på kvartalsbasis for kapitalbeholdningen trenger en således utover tall for bruttoinvesteringer og kapitalslit bare verdien av beholdningen ved utgangen av et bestemt kvartal, og slike data finnes i det årlige nasjonalregnskapet siden det er utgangen av hvert enkelt år som er måletidspunktet for kapitalbeholdningen i dette regnskapet.

Bruttoinvesteringene i en næring kan dekomponeres slik:

$$JK_t = J_t - JS_t$$

J_t - nyinvesteringer i periode t

JS_t - netto-salg av brukt realkapital i periode t

Utenriks sjøfart har et betydelig salg av eksisterende realkapital som i perioder har vært av om lag samme størrelse som bruttoinvesteringene målt i verdi. I nasjonalregnskapet beregnes prisindekser for nyinvesteringer i skip og eksport av brukte skip hver for seg. Ved beregning av kapitalbeholdning i 1975-priser i (60) Utenriks sjøfart for årene 1970-75, hvor fastpristallene opprinnelig foreligger i 1970-priser, synes det rimelig å kjede nyinvesteringer og salg av eksisterende realkapital hver for seg. Dette ble også gjort, men det viste seg å gi et helt annet forløp for kapitalbeholdningen i disse årene enn det som det årlige nasjonalregnskapet gir. Årsaken til dette er at fastpristallene i det årlige nasjonalregnskapet for denne perioden som nevnt foreligger i 1970-priser og at det ifølge dette regnskapet fant sted en sterk endring i den relative prisen mellom nyinvestering i skip og eksport av brukte skip i samme perioden. Dette prisforholdet økte med hele 100 prosent fra 1970 til 1975, trolig først og fremst fordi 1975 var et internasjonalt lavkonjunkturår hvor markedsverdien for brukte skip var særlig lav.

Kapitalbeholdningen i (60) Utenriks sjøfart inngår i eksportlikningen som en indikator for produksjonskapasiteten i næringen. Men, som drøftingen ovenfor har vist, vil tidsforløpet for denne variabelen være helt avhengig av hvilket prissett den beregnes i. Dermed vil også estimeringsresultatene for likning (4.3) etter alt å dømme være svært avhengige av hvilket basisår som benyttes. Dette er lite heldig og skulle isolert sett gi grunnlag for å vurdere å anvende et annet mål for produksjonskapasiteten i næringen. Et alternativ ville for eksempel være den samlede flåten målt i bruttoregister tonn. Dette er det volummålet som ble benyttet for å måle kapasiteten i verdensflåten (jfr. drøftingen ovenfor). Dersom et slikt kapasitetsmål ble benyttet for sektoren (60) Utenriks sjøfart, ville en imidlertid miste den direkte forbindelsen mellom investeringer i næringen og målet for produksjonskapasitet. Det ble derfor likevel valgt å beholde realkapitalbeholdningen som et mål for produksjonskapasiteten, men det ble valgt å benytte kapitalbeholdningen målt i 1970-priser i stedet for i 1975-priser. Årsakene til dette valget var dels en antakelse om at prisene i 1975 i særlig stor grad var påvirket av de spesielle internasjonale konjunkturere i dette året og dels et ønske om å benytte et mål for realkapitalen som hadde det samme tidsforløpet som de publiserte realkapitaltallene i det årlige nasjonalregnskapet.

For de øvrige tjenestene - (70) Innenriks samferdsel og kraftforsyning og (80) Diverse tjenesteytende virksomhet - er det vanskeligere enn for de fysiske KVARTS-varene å beregne relevante indikatorer for konkurransepriser og for markedsstørrelser. Blant annet fordi det er grunn til å anta at eksporten av disse tjenestene i stor grad er knyttet til vareeksporten er det valgt å benytte indikatorerne beregnet for KVARTS-varen (45) Maskiner og metallvarer mv.

4.2.2. Tidsforløpet for de viktigste dataene som er benyttet

Figur 4.1, første side viser tidsforløpet for det norske eksportvolumet av de industrivarene i KVARTS som omfattes av beregningene. Eksportvolumet for (15) Næringsmidler og bekledningsvarer mv. viser store svingninger rundt et forholdsvis konstant nivå i hele observasjonsperioden. Men det internasjonale konjunkturforløpet gjennom 1972-76 er lett å kjenne igjen i tidsseriene; eksporten er særlig høy i 1972-73 og lav i 1975. For varen (25) Trevarer og grafiske produkter viser figuren sterk vekst gjennom observasjonsperioden; eksportvolumet for denne varen var i 1976-77 nær tre ganger så høyt

som 10 år tidligere. Konjunkturforløpet i 1972-76 er svært markert; fra årsskiftet 1971/72 steg eksportvolumet med 60-80 pst. i løpet av bare to år, før nedgangen gjennom 1974 og 1975 satte inn. Eksporten av varen (30) Råvarer for bergverk og industri viser også markerte konjunkturbevegelser. Både for 1972, 1975 og 1977 viser tidsserien lavkonjunktur i eksporten. For varen (45) Maskiner og metallvarer mv. er derimot konjunkturbevegelsene svært lite dominerende. Tallene for 1974 er riktignok relativt høye, men for øvrig preges tidsserien av sterk vekst fram til 1974 og deretter om lag uendret nivå, men for hele perioden med til dels store kvartal-til-kvartalvariasjoner.

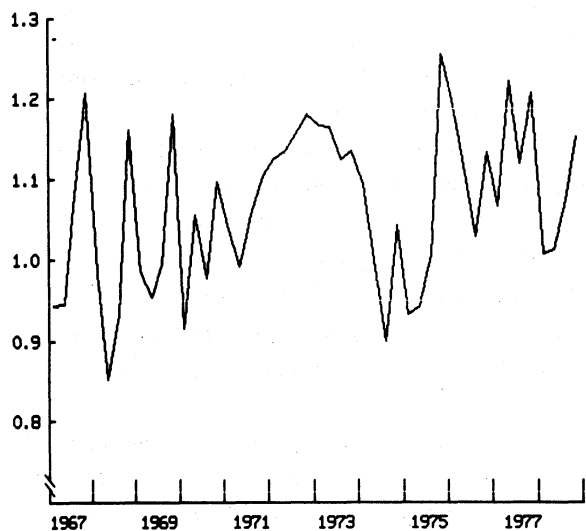
Figur 4.1 viser også tidsforløpet for eksportvolumet for tjenester. Eksportvolumet for (60) Utenriks sjøfart viser forholdsvis svak vekst gjennom observasjonsperioden, men med kraftige utslag i høy- og lavkonjunktorene, spesielt i 1973-75. For eksportvolumet av tjenestene (70) Innenriks samferdsel og kraftforsyning og (80) Diverse tjenesteytende virksomhet viser figurene sterk trendmessig vekst med små konjunkturutslag. For (80) Diverse tjenesteytende virksomhet viser figuren store svingninger fra kvartal til kvartal i siste del av observasjonsperioden. Dette kan skyldes målefeil fordi størrelsen for denne variabelen (i løpende priser) først beregnes kumulativt, jfr. omtalen av estimeringsresultatene i avsnitt 4.3.

Figur 4.2 viser utviklingen i eksportprisene. For alle industrivarene viser indeksene moderat og forholdsvis jevn stigning fram til 1973 og et kraftig prishopp gjennom de neste to årene. For varen (15) Næringsmidler og bekledningsvarer mv. gikk prisindeksene noe ned i 1975/76, mens for de to andre ble prisvekstene bare sterkt dempet. For (60) Utenriks sjøfart viser kurvene klare konjunkturutslag, mens for de andre tjenestene har prisstigningen vært betydelig jevnere.

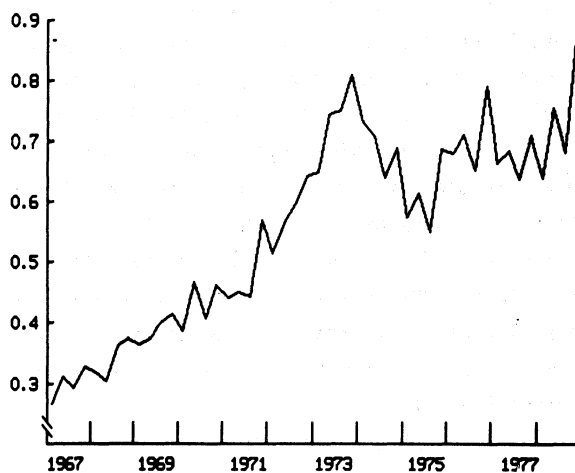
Figur 4.3 viser tidsforløpet for markedsindikatorene. Forløpet i disse tidsseriene er for øvrig drøftet nærmere i Tveitereid og Lædre (1981). I alle markedsindikatorene er nedgangskonjunktoren i 1975 forholdsvis markert. Den nedgangen var så kraftig at den også rammet det private konsumet i markedslandene, slik at også markedsindikatorene for varen (15) Næringsmidler og bekledningsvarer mv., hvor konsum har særlig stor vekt, viste nedgang. Den foregående internasjonale nedgangen, i 1971-72, er derimot så vidt synlig i denne markedsindikatoren, men den kommer tydeligere fram i markedsindikatorene for varene (25) Trevarer, grafiske produkter mv. og (45) Maskiner og metallvarer mv. I markedsindikatoren for varen (30) Råvarer for bergverk og industri er det imidlertid nesten ikke mulig å finne spor etter nedgangskonjunktoren i 1971-72, noe som virker overraskende på bakgrunn av at en a priori skulle tro at denne varen er særlig konjunkturfølsom.

Figur 4.1. Eksportvolum for KVARTS-varer. Faste 1975-priser, milliarder kroner pr. kvartal

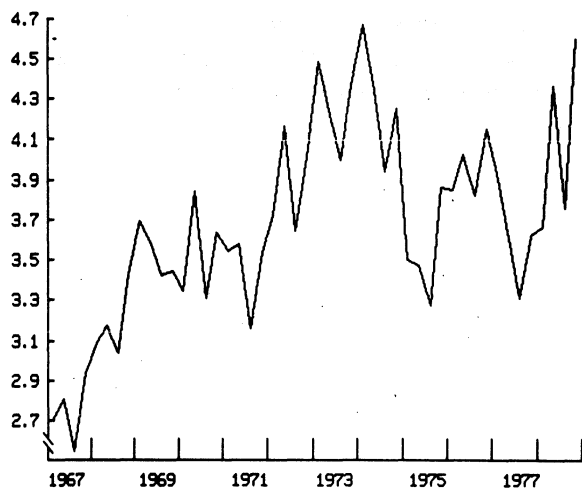
(15) Næringsmidler og beklædningsvarer m.v.



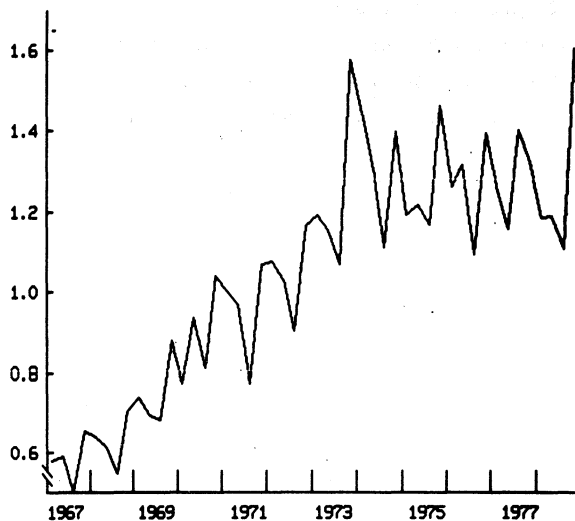
(25) Trevarer, grafiske produkter m.v.



(30) Råvarer for bergverk og industri (ekskl. råolje og gass)



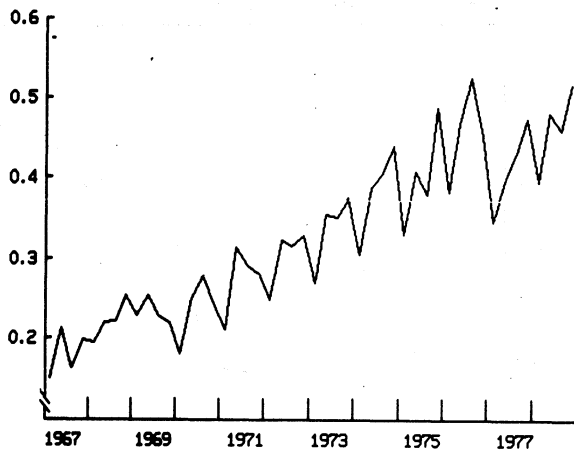
(45) Maskiner og metallvarer m.v.



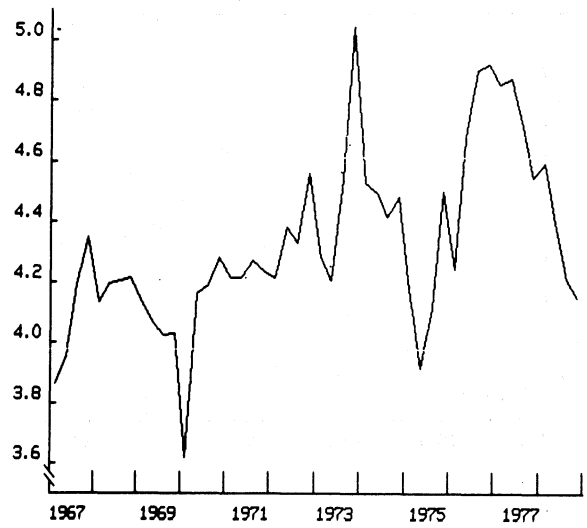
Kilde: Nasjonalregnskapet.

Figur 4.1 (forts.). Eksportvolum for KVARTS-varer. Faste 1975-priser, milliarder kroner pr. kvartal

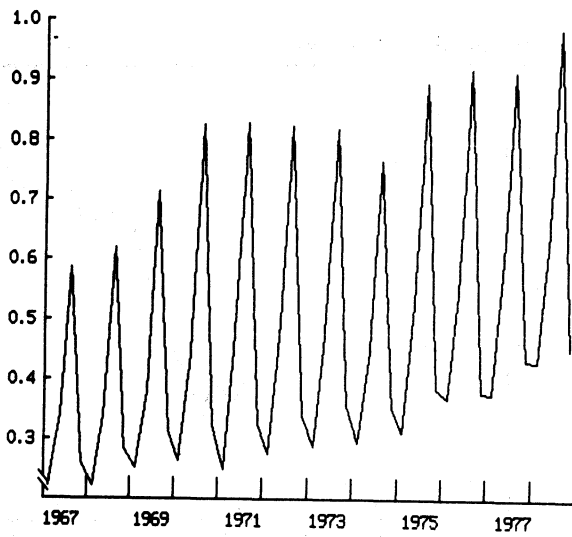
(70) Innenriks samferdsel og kraftforsyning



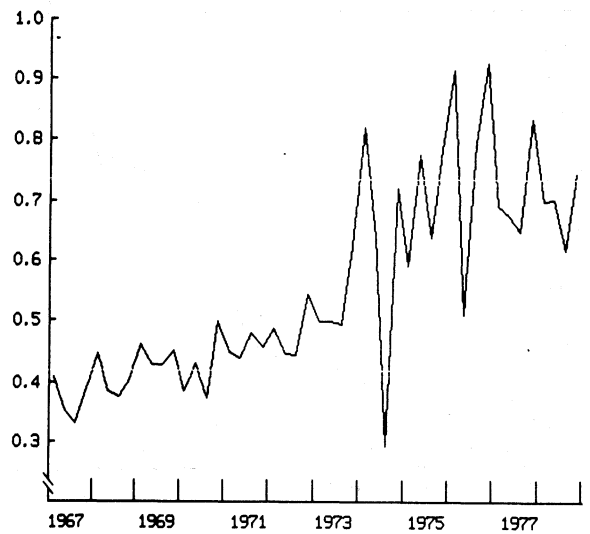
(60) Utenriks sjøfart



(C70) Utlandings konsum i Norge

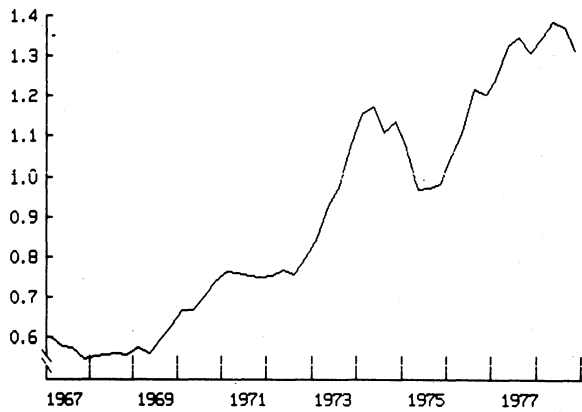


(80) Diverse tjenesteytende virksomhet

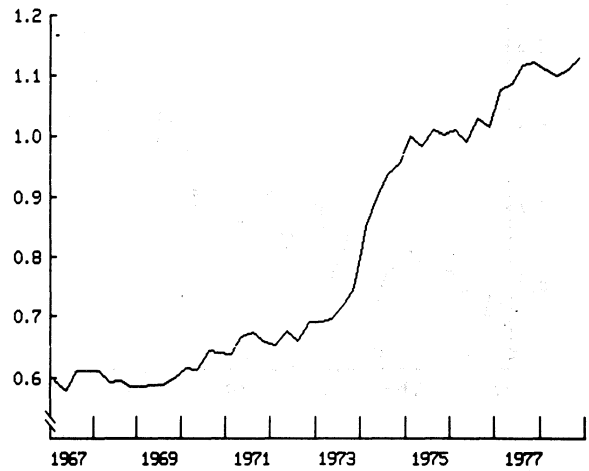


Figur 4.2. Eksportpriser for KVARTS-varer. Indekser, gjennomsnitt for 1975 = 1.00

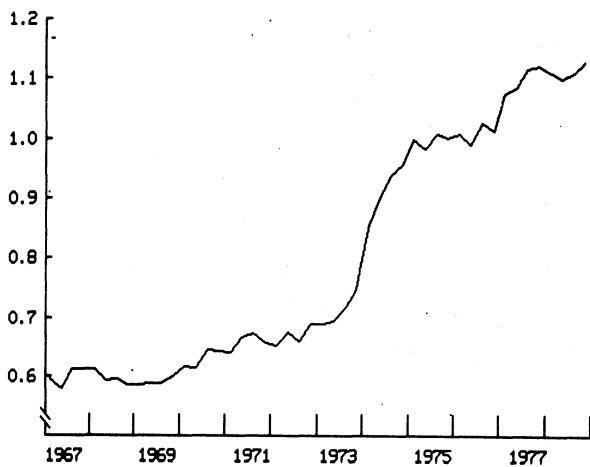
(15) Næringsmidler og beklenningsvarer m.v.



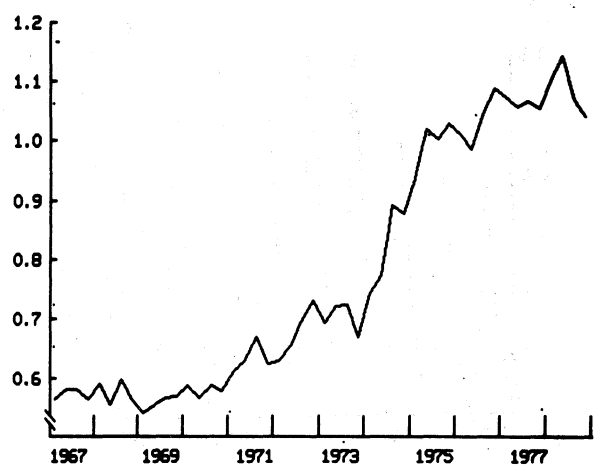
(25) Trevarer, grafiske produkter m.v.



(30) Råvarer for bergverk og industri (ekskl. råolje og gass)



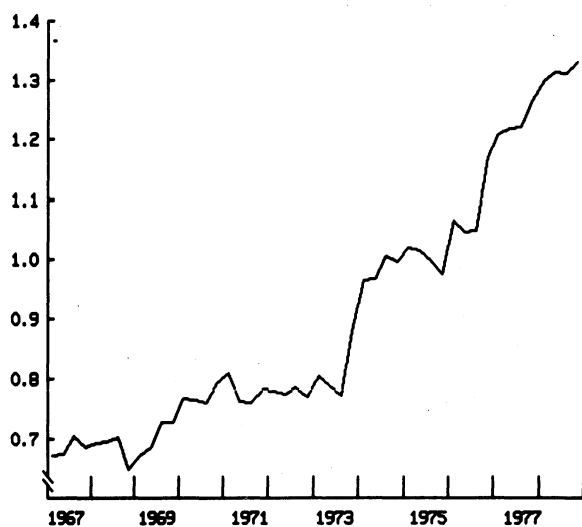
(45) Maskiner og metallvarer



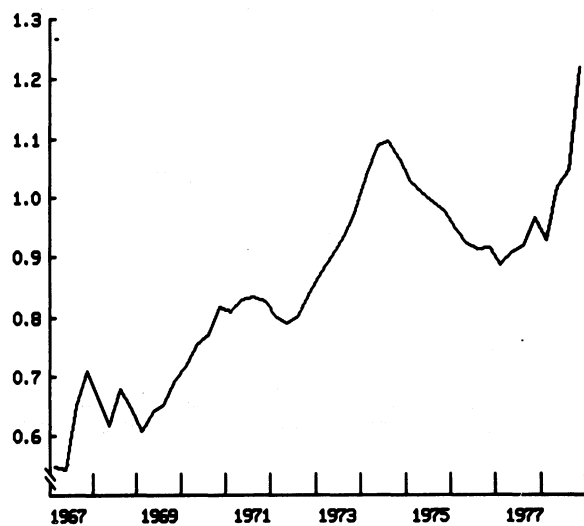
Kilde: Nasjonalregnskapet.

Figur 4.2 (forts.). Eksportpriser for KVARTS-varer. Indekser, gjennomsnitt for 1975 = 1.00

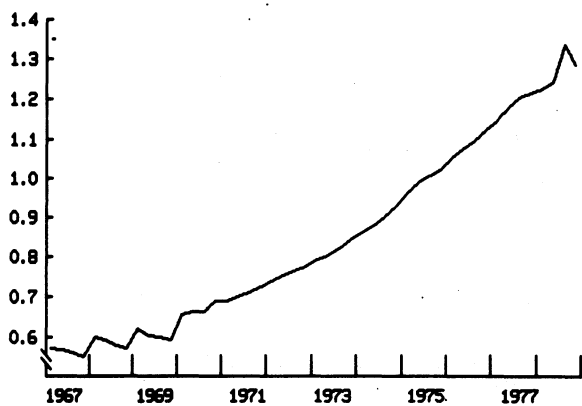
(70) Innenriks samferdsel og kraftforsyning



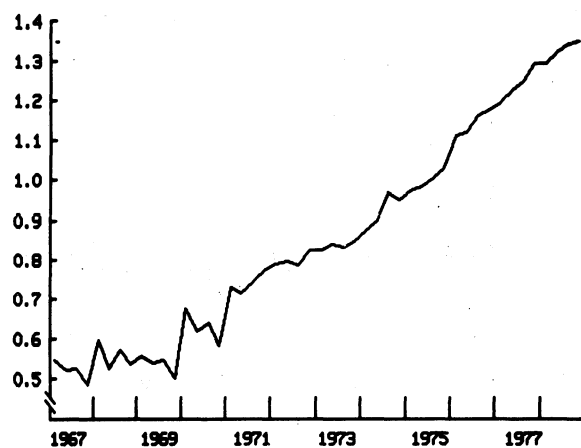
(60) Utenriks sjøfart



(C70) Utlendingers konsum i Norge

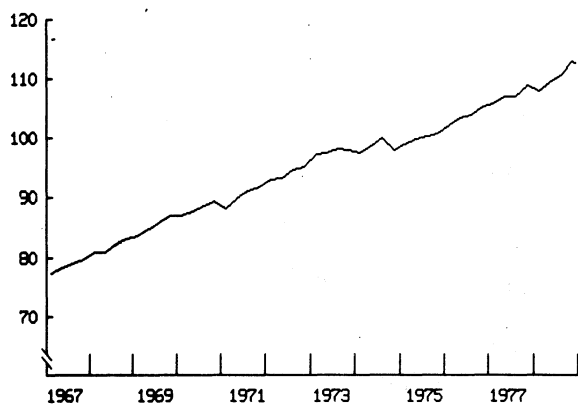


(80) Diverse tjenesteytende virksomhet

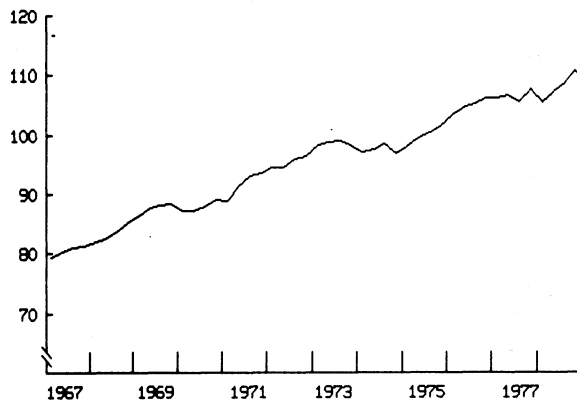


Figur 4.3. Markedsindikatorer for norsk eksport. Indekser, gjennomsnitt for 1975=100

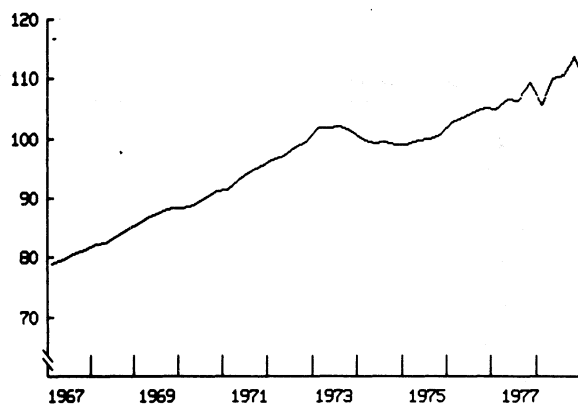
(15) Næringsmidler og bekledningsvarer m.v.



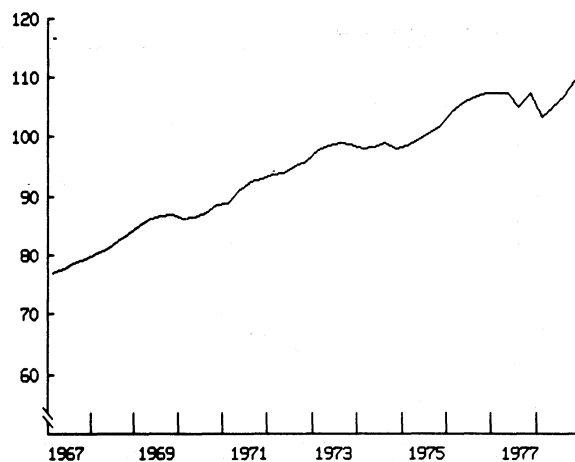
(25) Trevarer og grafiske produkter m.v.



(30) Råvarer for bergverk og industri (ekskl. råolje og gass)



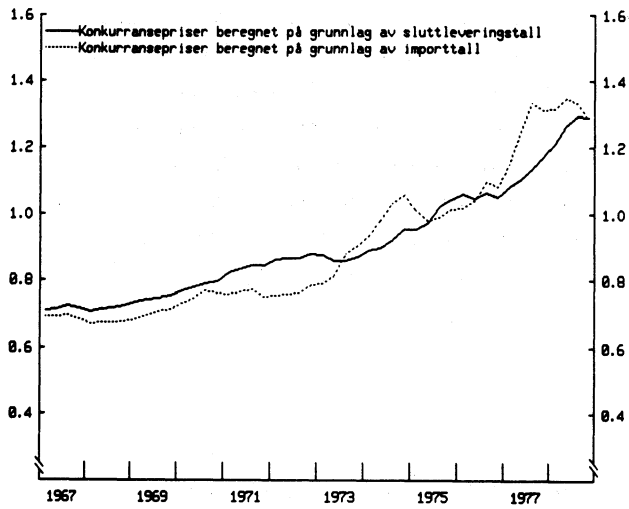
(45) Maskiner og metallvarer m.v.



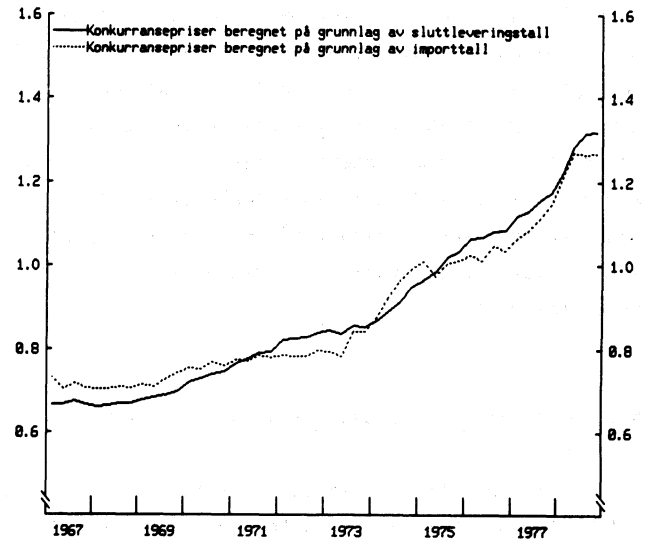
K i l d e: Tveitereid og Lødre (1981).

Figur 4.4. Konkurranspriser for norsk eksport. Indekser, gjennomsnitt 1975=1.00

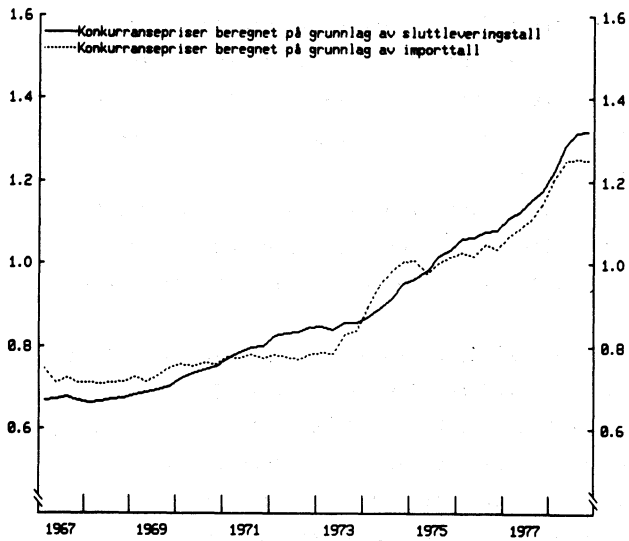
(15) Næringsmidler og bekledningsvarer m.v.



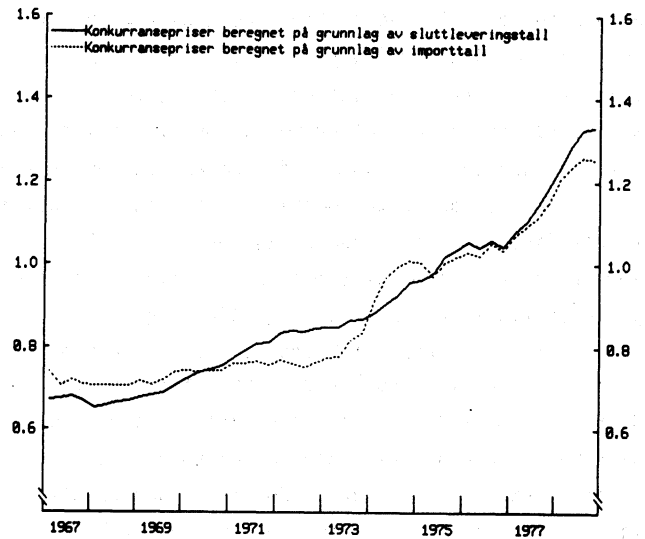
(45) Maskiner og metallvarer m.v.



(25) Trevarer, grafiske produkter m.v.



(30) Råvarer for bergverk og industri (ekskl. råolje og gass)



Kilde: Beregninger omtalt i avsnitt 4.2.

Figur 4.4 viser tidsforløpet for henholdsvis konkurransepriser beregnet på grunnlag av sluttleveringspriser og konkurransepriser beregnet ved hjelp av importpriser. Det fremgår av figurene at de alternative konkurranseprisene viser en relativt forskjellig utvikling over tid. Prisindeksene beregnet på grunnlag av sluttleveringer viser et forholdsvis jevnt forløp, men med tiltakende prisstigning i løpet av 70-årene. Figurene tyder også på at det er svært små forskjeller i forløpet mellom de enkelte av disse konkurranseprisene. Derimot viser alle konkurranseprisene som er beregnet ved hjelp av importdata en kraftig tiltakende prisstigning etter årsskiftet 1972/73 og en markert avdemping rundt 1975. Konkurranseprisen for varen (15) Næringsmidler og bekledningsvarer viser endog et prisfall gjennom vinterhalvåret 1974/75. En rask sammenlikning av kurvene i figurene 4.4 med kurvene i figur 4.2, som viser forløpet for de norske eksportprisene, kan gi inntrykk av at konkurranseprisene beregnet på grunnlag av importpriser er mest korrelert med eksportprisene. Som nevnt i foregående avsnitt er imidlertid begge settene av konkurranseprisene forsøkt benyttet i prislikningene.

4.3. Estimeringsresultater - Simulering med eksportlikningene

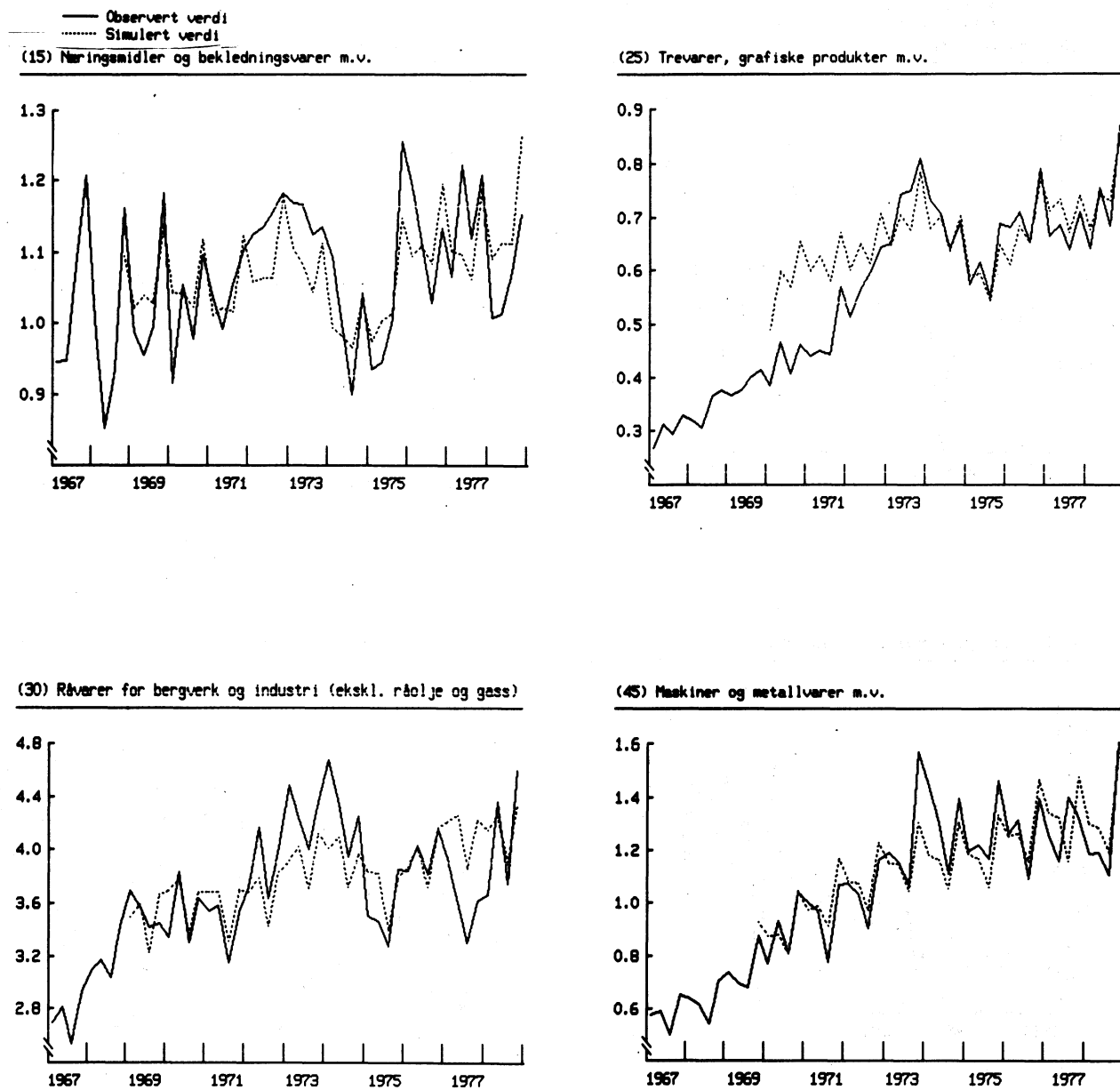
Som omtalt i foregående avsnitt har både eksportteterspørselslikningene og prislikningene blitt estimert med ulike lagforutsetninger og med ulike datasett for variablene for utlandet. I tabell 4.1 og tabell 4.2 er det gjengitt de estimeringsresultatene for henholdsvis eksportteterspørselslikningene og eksportprislikningene som ble foreslått implementert i KVARTS-75. Simuleringsresultater er gjengitt i figur 4.5 og 4.6. Nedenfor vil estimeringsresultatene bli drøftet nærmere.

Ved estimering av likningene (4.1), (4.2), (4.8) og (4.9) ble det for nesten alle modellvariante beregnet lav verdi for Durbin-Watson observatoren. Spesielt for eksportprislikningene tydet resultatene på betydelig positiv autokorrelasjon i restleddene. På bakgrunn av diskusjonen i avsnitt 2.3 ble det forsøkt å tatt hensyn til dette på to måter, enten ved innføring av lagget endogen variabel som høyresidevariabel eller ved å åpne for muligheten av første orden autokorrelasjon i restleddene og estimere autokorrelasjonskoeffisienten ved Cochrane-Orcutts metode.

For eksportteterspørselslikningene ga innføringen av lagget eksportvolum forholdsvis rimelige resultater. Koeffisienten foran denne variabelen ble ikke urimelig stor, mens koeffisientene foran de øvrige variablene beholdt i stor grad sin forklaringskraft. Dynamisk simulering på hele observasjonsperioden viste også bra føyning (jfr. figur 4.5).

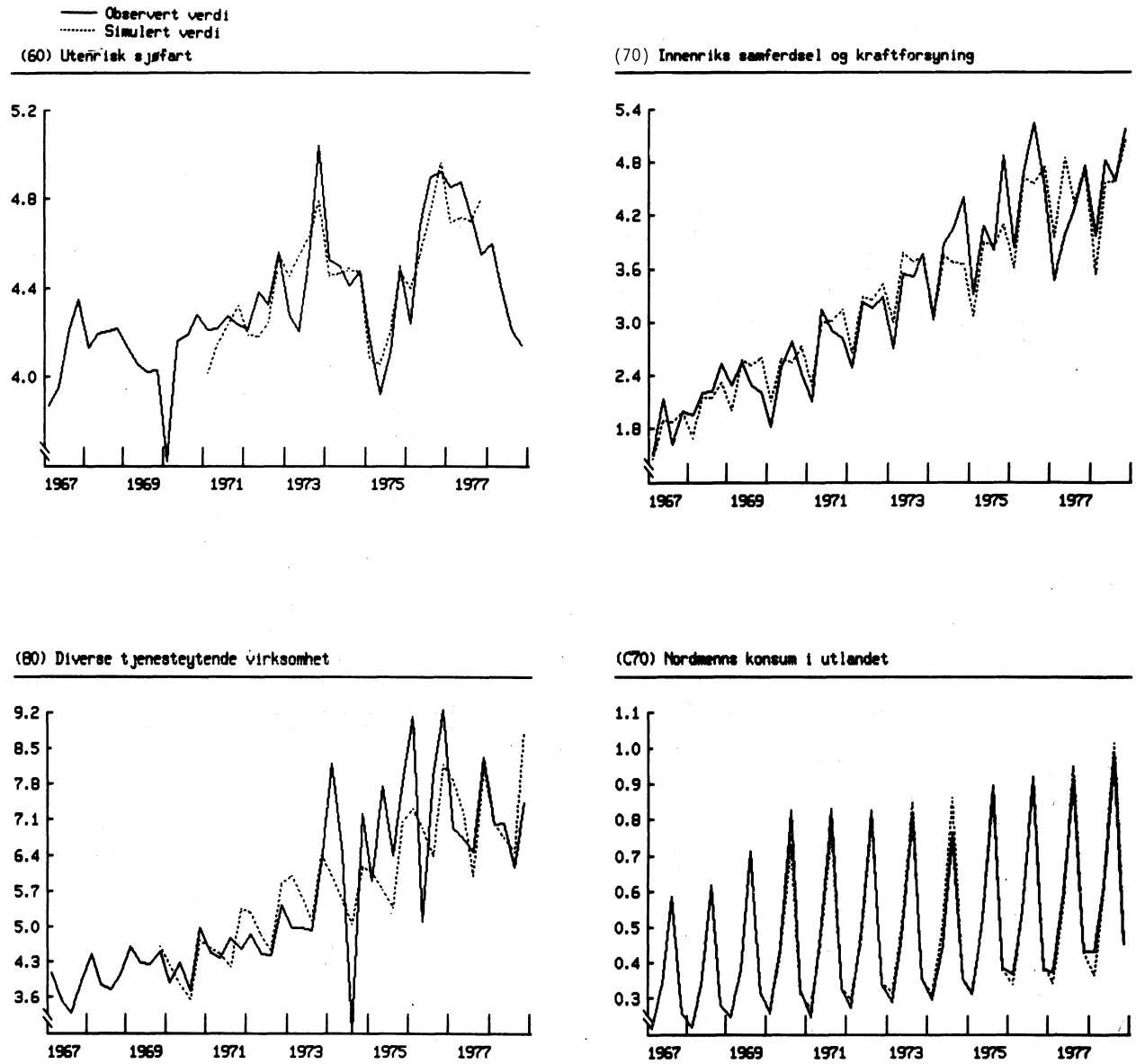
For eksportprislikningene gav imidlertid forsøkene på å inkludere lagget endogen variabel stort sett svært dårlige resultater. Koeffisienten foran laggede eksportpriser ble svært høy, og koeffisientene foran de øvrige forklaringsvariablene ble dels insignifikante og fikk til dels galt fortegn. Likningene ble derfor reestimert under antakelse om autokorrelasjon i restleddene og autokorrelasjonskoeffisienten ble estimert. For to av varene ble det valgt ut eksportprislikninger fra disse resultatene, mens for den tredje varen ble det valgt å beholde den opprinnelige modellutformingen.

Figur 4.5. Simuleringsresultater for eksportvolumet for KVARTS-varer. Faste 1975-priser, milliarder kroner pr. kvartal



K i l l d e: Nasjonalregnskapet og simuleringer omtalt i avsnitt 4.3.

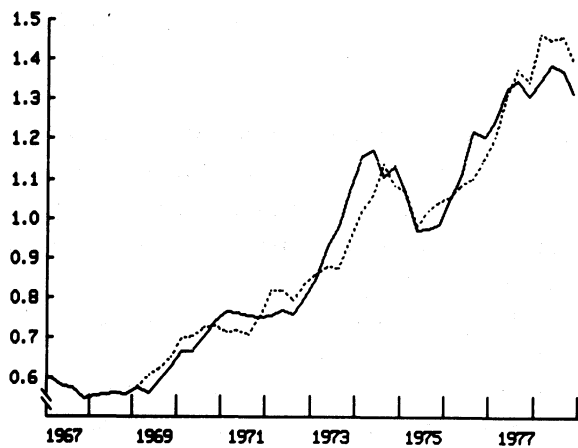
Figur 4.5 (forts.). Simuleringsresultater for eksportvolumet for KVARTS-varer. Faste 1975-priser, milliarder kroner pr. kvartal



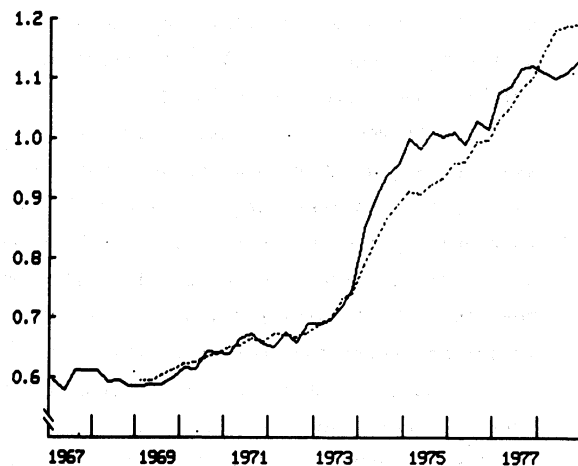
Figur 4.6. Simuleringsresultater for eksportprisene for KVARTS-varer. Indekser, gjennomsnitt for 1975 = 1.00

— Observert verdi
 Simulert verdi

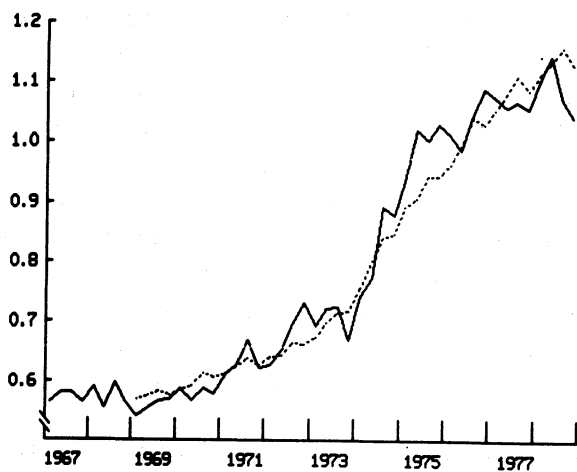
(15) Næringsmidler og bekledningsvarer m.v.



(25) Trevarer og grafiske produkter m.v.



(45) Maskiner og metallvarer m.v.



Kilde: Nasjonalregnskapet og simuleringer omtalt i avsnitt 4.3.

(15) Næringsmidler og bekledningsvarer mv.

Drøftingen i avsnitt 4.1 ledet fram til en eksportprislikning hvor også bruttoproduksjonen i næringen Fiske og fangst inngikk. Det ble forventet at koeffisienten foran denne variabelen var negativ slik at en økning i oppfisket mengde skulle føre til en nedgang i eksportprisen. Estimering av eksportprislikningen gav også dette resultatet; koeffisienten foran oppfisket kvantum var negativ i alle prislikningene som ble estimert.

Estimeringsresultatene for koeffisienten foran pris- og kostnadsvariablene i prislikningene var svært avhengige av valg av konkurransepris. I likningen hvor konkurranseprisen beregnet på grunnlag av sluttleveringspriser inngikk ble koeffisienten foran enhetskostnadene nær én mens koeffisienten foran konkurranseprisen ble nær null. I likningen hvor konkurranseprisen beregnet på grunnlag av importpriser ble benyttet ble forholdet mellom koeffisientene nær det motsatte idet konkurranseprisen fikk høy koeffisient, mens koeffisienten foran enhetskostnadene ble svært lav. I alle likningene inngikk kapasitetsutnyttningen med en positiv koeffisient signifikant ulik null.

Også estimering av etterspørselslikningen gav svært forskjellige resultater avhengig av hvilken konkurransepris som ble benyttet. I de likningene hvor konkurranseprisen beregnet på grunnlag av sluttleveringspriser inngikk ble den langsiktige priselastisiteten av størrelsen 0,5 - 0,75 i tallverdi og den langsiktige inntektselastisiteten om lag 1. I likningen hvor konkurranseprisen beregnet på grunnlag av importprisene inngikk ble imidlertid koeffisientverdiene langt mindre rimelige. Både den langsiktige pris- og den langsiktige inntektselastisiteten ble estimert til å være betydelig lavere - begge i underkant av 0,5 - uansett lagforutsetning for koeffisienten foran relative priser.

Dersom det skulle kreves at samme konkurransepris skal inngå både i prislikningen og i etterspørselslikningen ville valget følgelig stå mellom to svært ulike modeller for eksportferdslikninger for denne varen. Etter den ene modellen overveltes kostnader fullt ut i eksportprisene, og etterspurt kvantum bestemmes av pris- og inntektselastisiteter av størrelse nær 1. Etter den andre modellen har kostnadene svært liten betydning for eksportprisen, men pris- og inntektselastisitetene er urimelig lave. I begge modellene er eksportprisen elastisk overfor endringer i råstofftilgangen og kapasitetsutnyttningen, med riktige fortegn og rimelige punkttestimater for koeffisientene.

Det kan virke som om det første modellalternativet er mest rimelig og således burde bli benyttet i KVARTS-modellen. Simulering med denne modellen gav imidlertid svært dårlig føyning for eksportprisene i årene 1974-76. Den sterke økningen i eksportprisen gjennom 1974 og spesielt nedgangen i 1975 var det knapt nok spor av i den simulerte eksportprisen. Føyningen med den andre konkurranseprisen var imidlertid betydelig bedre i den samme perioden. Årsaken til dette er at i denne likningen har konkurranseprisen stor vekt, og denne prisen viste også sterk vekst gjennom 1974 og nedgang i første halvår 1975, jfr. figur 4.4.

Det ble derfor valgt å bryte prinsippet om at samme konkurransepris skal inngå i prislikningen og etterspørselslikningen. For implementering i KVARTS-75 ble det valgt ut eksportprislikningen hvor konkurranseprisen beregnet på grunnlag av importpriser inngår, men det ble valgt en etterspørselslikning hvor den andre konkurranseprisen inngår.

(25) Trevarer og grafiske produkter mv.

Også for denne varen gav de prislikningene som inneholdt konkurransepris beregnet på grunnlag av sluttleveringspriser dårligst føyning, målt ved standardfeilen på likningen. Dette skyldes i stor grad at disse likningene ikke klarte å føyne den sterke prisveksten på den norske eksporten gjennom 1974 og første del av 1975. Det ble derfor valgt å benytte en prislikning med konkurranseprisen beregnet på grunnlag av importpriser i modellen. Beregninger foretatt med korte lag for koeffisientene foran kostnader og enhetspriser viste best føyning for en prislikning hvor kvartalets konkurransepris og

kostnader og forrige kvartals kostnader inngikk. Beregningene tydet imidlertid på autokorrelasjon i restleddene, og likningen ble reestimert med Cochrane-Orcutt restleddkorreksjon. Simulering med denne likningen viste bra føyning og ble derfor foretrukket. Elastisiteten foran konkurranseprisen ble beregnet til 0,57. Langsiktselastisiteten for de variable enhetskostnadene ble beregnet til 0,44. To tredeler av en kostnadsoverveltning vil ifølge estimeringsresultatene foregå i kvartalet etter kostnadsøkningen. Estimeringsresultatene for koeffisientene foran enhetskostnadene og konkurranseprisene viste seg å være svært robuste overfor endringer i lagforutsetningene og restleddsforutsetningene slik at langsikttegenskapene til prisligningen var lite avhengig av forutsetningene.

Den faktiske og simulerte eksportprisen er gjengitt i figur 4.6. Det fremgår av figuren at avviket mellom disse to er størst i årene 1974 og 1975 hvor veksten i eksportprisene var særlig sterk.

Både likningene med konkurransepris beregnet på grunnlag av sluttleveringspriser og med konkurransepris beregnet ved hjelp av importpriser gav forholdsvis rimelige priselastisiteter i eksporttetter-spørselekslikningene. På bakgrunn av resultatene fra prisligningene var det konkurranseprisen beregnet ved hjelp av importprisedata som ble foreslått benyttet i KVARTS-75. Alle beregningene uten lagget eksportvolum som høyresidevariabel gav imidlertid svært lav verdi for Durbin-Watson-observatoren. Likningene som inkluderte lagget eksportvolum gav koeffisienter for denne variabelen som varierte mellom 0,55 og 0,80. Ved denne reestimeringen ble imidlertid de langsiktige pris- og inntektselastisitetene svært høye. Inntektselastisitetene ble beregnet til å være betydelig høyere enn for de øvrige eksportvarene, for flere av modellvariantene over 4.

Det er gode grunner til å være skeptisk til å implementere i KVARTS-75 eksporttetter-spørselekslikninger med så høy inntektselastisitet som 4 eller mer. Når den beregnede elastisiteten faktisk ble så høy kan det skyldes tilpasningen i sektoren er feilspesifisert i de likningene som er estimert. Det kan virke urimelig å forsøke å forklare tredoblingen i eksportvolumet fra 1967 til 1974 (jfr. figur 4.1.) med bare vekst i markedet og endringer i relative priser. Det foregikk også en betydelig økning i produksjonskapasiteten i denne perioden, og den sterke eksportøkningen kan derfor være et resultat av forhold på tilbudssiden utover endringer i relative priser. Siden det på bakgrunn av spesifiseringen av likningene for produksjonstilpasningen (jfr. avsnitt 2.2) er lite aktuelt å innføre tilbudsbestemt eksportvolum ble det valgt å reestimere likningen på data for perioden 1972-1978. I denne perioden var konjunkturutslagene i eksportvolumet sterkere og den langsiktige veksten i eksportvolumet svakere.

Ved å benytte data for perioden 1972-78 ble de langsiktige inntektselastisitetene estimert til å være betydelig lavere, og også punkttestimatene for priselastisitetene ble mindre. Koeffisienten foran lagerindikatoren varierte noe mellom de ulike lag-forutsetningene for koeffisienten foran relative priser, men var gjennomgående ikke signifikant ulik null. Ved simulering med de ulike modellvariantene var imidlertid føyningen for likningene som inneholdt lagerindikatoren for utlandet betydelig bedre under høykonjunkturen i 1973-74, enn for de likningene som ikke inneholdt denne indikatoren. Trass i at koeffisienten foran lagerindikatoren ikke var signifikant ulik null ble derfor likningen hvor denne inngikk likevel valgt ut for implementering i KVARTS-75.

I likningen som ble valgt ut for implementering er den langsiktige direkte priselastisiteten -1,7 og den langsiktige inntektselastisiteten 2,0.

(30) Råvarer for bergverk og industri

Prisen på denne varen er eksogen i KVARTS-75. Begrunnelsen for dette er først og fremst en antakelse om at prisene på enkeltvarene innenfor dette vareaggregatet i større grad enn for de andre KVARTS-varene bestemmes på verdensmarkedet. Forsøk på å estimere en prisligning for denne varen gav også svært urimelig resultater. Resultatene viste - tilsynelatende overraskende - en svært høy koeffisient foran variable enhetskostnader og svært liten koeffisient foran konkurranseprisen, uansett om den ble beregnet ved importpriser eller sluttleveringspriser. Tilsynelatende står disse resultatene i motsetning til antakelsen om verdensmarkedsbestemte priser. Men de må sees på bakgrunn av at etter alt å dømme er enhetskostnadene hos hovedleverandøren, sektoren (30) Bergverk og råvareindustri, svært høyt korrelert med verdensmarkedsprisene for varen på grunn av det store råvareinnholdet i vareinnsatsen. Forsøk på å estimere etterspørselslikninger for denne varen som inneholdt relative priser gav forholdsvis rimelige resultater for priselastisiteten. Både beregningene med importpriser og sluttleveringspriser gav langsiktige priselastisiteter med tallverdi av størrelsen 0,7-1,0.

På bakgrunn av disse resultatene stod valget mellom å implementere en prisligning som innebar nesten fullstendig kostnadsoverveltning sammen med en etterspørselslikning hvor etterspørselen var forholdsvis elastisk overfor endrede relative priser eller å forutsette eksogent gitte priser og ingen priselastisitet i etterspørselsfunksjonen. Siden det ble vurdert å være en svært urimelig antakelse at denne sektoren kunne overvelte sine kostnader nesten fullt ut i eksportprisene ble den siste modellvarianten valgt. Men heller ikke denne er fullt ut tilfredsstillende. Selv om det kan være rimelig å anta at hovedtyngden av de enkelte varene i aggregatet (30) Råvarer for bergverk og industri får sine priser bestemt på verdensmarkedet, kan det virke noe restriktivt å anta at ikke noe av de variable kostnadene kan overveltes.

På bakgrunn av den utformingen av pristilpasningen som ble valgt, ble de ulike variantene av etterspørselslikningene estimert uten et ledd med relative priser. Det ble forsøkt med likninger med korte lag foran markedsindikatoren, og likningen ble estimert med og uten lagerindikatoren for utlandet og med og uten lagget eksportvolum som venstresidevariabel. Den likningen som ble foreslått benyttet i KVARTS (se tabell 4.1) inneholder både markedsindikator (uten lag), lagerindikator og lagget eksportvolum. Koeffisienten foran lagerindeksen er ikke signifikant ulik null med de testkriteriene som er benyttet. Likevel er det valgt å benytte denne etterspørselslikningen fordi føyningen i årene 1973-75 ble betydelig bedre når lagerindikatoren inngikk i likningen, på samme måte som for varen (25) Trevarer, grafiske produkter mv.

Simuleringsresultatene i figur 4.5 viser at føyningen for eksportvolumet likevel er relativt dårlig i store deler av observasjonsperioden. Det fremgår av figuren at gjennom høykonjunkturen i 1973-74 er det simulerte eksportvolumet betydelig lavere enn det observerte. Føyningen i 1977 er til dels enda dårligere idet det simulerte eksportvolumet praktisk talt ikke viser tegn til den nedgang i eksportvolumet som faktisk fant sted. Forklaringen på den relativt dårlige føyningen gjennom de sterke konjunkturutslagene i siste halvdel av observasjonsperioden kan være at konjunkturutslagene i markedsindikatoren og i lagerindeksen er betydelig mindre enn variasjonene i eksportvolumet. Spesielt er dette tilfelle for eksportnedgangen i 1977. Markedsindikatoren viser for dette året bare en svak utflating av veksttakten og heller ikke i lagerindeksen er det vesentlige utslag å spore.

Etterspørselslikningen for denne varen ble derfor også forsøkt reestimert med en annen indikator for aktivitetsnivået i utlandet, som ble beregnet på grunnlag av industriproduksjonen i de 8 landene som inngår i beregningen av markedsindikatorene. Men heller ikke disse eksportlikningene gav noen bedre føyning.

(45) Maskiner og metallvarer mv.

Beregningene av prislikningen for denne varen gav negativ koeffisient foran konkurranseprisen, uansett hvilken av de to alternativene som ble benyttet og uansett lagfordeling på koeffisienten foran de variable enhetskostnadene og konkurranseprisene. Konkurranseprisen ble derfor sløyfet fra prislikningen. Ved estimering av en prislikning hvor bare variable enhetskostnader og sesongfaktorer inngikk ble Durbin-Watson estimatoren svært lav. Likningen ble derfor også estimert i to nye varianter; med lagget eksportpris og med en forutsetning om autokorrelert restledd. Likningen med lagget eksportpris gav imidlertid lite rimelige resultater idet koeffisienten foran den laggede prisen ble nær 1, mens koeffisienten foran kostnadene ble negativ. Likningen med forutsetning om autokorrelerte restledd ble estimert med ulike lagforutsetninger for koeffisienten foran enhetskostnadene. Estimeringsresultatene viste noe bedre føyning for et kort lag i denne koeffisienten. Resultatene fra estimering av denne likningen er gjengitt i tabell 4.1.

Ifølge den implemerte prislikningen overveltes om lag to tredeler av en kostnadsøkning i det kvartalet økningen finner sted og resten i neste kvartal. Autokorrelasjonskoeffisienten i restleddet er 0,60. Standardfeilen ved estimering av likningen er bare 4 prosent. Men simulering med prislikningen (jfr. figur 4.6) viser at også for denne varen er det problemer med å simulere forløpet gjennom årene 1974-76.

Siden konkurranseprisen ikke inngår i prislikningen legger ikke denne likningen noen bindinger på spesifiseringen av etterspørselslikningen. Etterspørselslikningen ble derfor estimert med begge de alternative konkurranseprisene. Alle beregningene uten lagget eksportvolum som høyresidevariabel gav imidlertid lave Durbin-Watson-verdier, og likningen ble reestimert med lagget eksportvolum som høyresidevariabel. I nesten alle regresjonene ble det der beregnet negative koeffisienter foran den relative eksportprisen, men i ingen av beregningene var disse koeffisientene signifikant ulik null. Den beregnede langsiktige priselastisiteten var forholdsvis upåvirket av valget av konkurransepris, men varierte med lagforutsetningene og tenderte til å øke med lengre lag.

De lave t-verdiene for koeffisienten foran relative priser skulle isolert sett tilsi at denne variabelen ikke skulle inngå i etterspørselslikningen. Sammen med eksportprislikningen ville dette imidlertid gi en lite tilfredsstillende eksportmodell for denne varen. Prislikningen innebærer at en kostnadsøkning hos hovedleverandøren vil overveltes fullt ut i prisene, mens en eksportvolumlikning uten relative priser ville innebære at en slik prisøkning ikke vil få betydning for eksportert mengde. Dette synes å være lite realistisk. Det ble derfor valgt å beholde koeffisientene foran relative priser i eksportetterspørselslikningene, tross i at de ikke er signifikante ulike null.

Den langsiktige priselastisiteten i etterspørselslikningen som er dokumentert i tabell 4.1 er -0,5, mens den langsiktige inntektselastisiteten er nær 2,5. Standardfeilen i likningen er imidlertid hele 9,3 prosent og betydelig høyere enn for de fleste andre eksportvarene. Simulering med etterspørselslikningen viser også for denne varen dårligst føyning under høykonjunkturen i 1974.

(60) Utenriks sjøfart

Ved estimering av likning (4.3) over hele observasjonsperioden ble resultatene gjennomgående dårlige. Koeffisienten foran forholdet mellom pris og variable enhetskostnader ble negativ, og koeffisienten foran forholdet mellom verdenshandelen og verdensflåten ble svært lav. Både når likningen ble estimert med og uten pris/kostnadsleddet ble Durbin-Watson-verdien svært lav og ved simulering med modellen viste det seg at føyningen var særlig svak under høykonjunkturen i 1973-74 og lavkonjunkturen i 1975. Det ble også forsøkt med å estimere likningen med korte lag i koeffisienten foran forholdet mellom pris og kostnader, men ingen av disse beregningene gav mer rimelige resultater. Heller ikke forsøk på å bytte ut kvartalets enhetskostnader med et veiet gjennomsnitt av enhetskostnadene inntil flere kvartaler tidligere gav noen mer rimelige resultater.

Det er vanskelig å ha noen bestemt oppfatning av årsaken til den dårlige føyningen. Det kan selvfølgelig skyldes at likningen er feilspesifisert, men det er også grunn til å tro at målefeil i flere av de variable kan ha stor betydning (jfr. drøftingen i avsnitt 4.2).

På bakgrunn av at bruken av KVARTS-75 i første omgang var planlagt orientert mot simuleringer for årene 1971-77, ble likning (4.3) også forsøkt estimert på data fra disse årene. Det viste seg da at føyningen ble betydelig bedre. Riktignok fikk koeffisienten foran forholdet mellom pris og variabel enhetskostnad fortsatt galt fortegn i alle de likningene som ble forsøkt, men når dette leddet ble utelatt ble resultatene forholdsvis rimelige. Koeffisienten foran forholdet mellom verdenshandelen og verdensflåten ble betydelig høyere, om lag 0,5, og verdien for Durbin-Watson ble bedre. Simulering med modellen viste også god føyning gjennom høy- og lavkonjunktur i 1973-75, jfr. figur 4.5. Det ble derfor valgt å beholde denne likningen i KVARTS-75.

(70) Innenlandsk samferdsel og kraftforsyning

For denne varen fikk koeffisienten foran relative priser galt fortegn ved alle modellvariantene. Dette leddet ble derfor sløyfet fra likningen. Også for denne varen tydet beregningene på positiv autokorrelasjon i restleddene. Estimering og simulering med Cochrane-Orcutts restleddskorreksjon gav imidlertid rimelige resultater (se tabell 4.1 og figur 4.5).

Estimeringsresultatene for varen (70) Innenriks samferdsel og kraftforsyning er nok i stor grad påvirket av at varen er et særlig inhomogent aggregat, hvor det trolig er svært ulike forhold som bestemmer likevekten på markedene for de enkelte undergruppene av varer. For eksporten av samferdselstjenester er det grunn til å anta at de likningene som er benyttet kan være en rimelig tilnærming til adferden på markedet. Eksport av elektrisk kraft er derimot trolig i betydelig grad bestemt på tilbudssiden og avhengig av innenlandsk kraftproduksjon og -forbruk. Dette kan være en av årsakene til at koeffisienten foran relative priser kom ut med galt fortegn.

(80) Diverse tjenesteytende virksomhet

Heller ikke for denne varen ble det beregnet koeffisienter foran relative priser som var signifikant mindre enn null. De beregnede punktestimatene for priselastisitetene var gjennomgående svært små i tallverdi, men hadde riktig fortegn. Resultatene fra beregningene med ulike lagforutsetninger tydet også på at koeffisientene var svært usikre; de beregnede koeffisientverdiene endret seg mye mellom ulike lagfordelinger, og flere av dem fikk også galt fortegn når polynomgraden var høyere enn 1. Ved alle regresjonene var standardfeilen svært høy, om lag 17-19 prosent. Inntektselastisitetene ble beregnet til å være forholdsvis høye, over 3.

De noe urimelige punkttestimatene og den svake føyningen for denne likningen har trolig i stor grad sammenheng med målefeil i dataene. Primærmaterialet for verdistørrelsene i det kvartalsvise nasjonalregnskapet innsamles i utgangspunktet på kumulativ basis for hvert år, og det er derfor usikkert hvor gode de beregnede kvartalstallene er. Nærmere analyse av de enkeltvarene i det kvartalsvise nasjonalregnskapet som (80) Diverse tjenester består av viste til og med negative eksporttall for flere kvartaler.

I likningen som ble foreslått implementert i KVARTS-75 (se tabell 4.1 og figur 4.5) ble det valgt å beholde koeffisientene foran relative priser, tross i at de ikke er signifikant ulik null. Summen av de laggede koeffisientene er imidlertid relativt liten, bare -0,28. Den viktigste grunnen til at denne likningen ble benyttet er at det ble vurdert som en lite rimelig modellutforming å inkludere en eksportvolumlikning uten relative priser sammen med en prislikning som impliserer full overveltning av kostnadene også i eksportprisene.

(C70) Utlendingers konsum i Norge

De store sesongsvingningene i (C70) Utlendingers konsum i Norge (jfr. figur 4.1) tilsier at behandlingen av sesongvariasjoner bør vurderes særlig nøye ved estimering av de alternative etterspørselslikningene. I de øvrige stokastiske eksportlikningene er behandlingen av sesongvariasjoner gitt en forholdsvis enkel behandling idet det er hengt på dummy-variable direkte i likningene. For de fleste av disse størrelsene har imidlertid sesonsvariasjonene riktignok vært markerte, men de har vært forholdsvis små, både sammenliknet med det gjennomsnittlige nivået og de normale kvartalsendringene i eksporten. Som det fremgår av figur 4.1, er dette imidlertid ikke tilfelle for (C70) Utlendingers konsum i Norge.

Dersom sesongvariable inkluderes på samme måte som for de andre eksportlikningene som er dokumentert i denne rapporten, vil vi få følgende (log-lineære) uttrykk:

$$(4.13) \log(C_{70}) = a_1 + b_1 \log(PC_{70}/UTP) + c_1 \log(UTV) + \sum_{i=1}^3 d_{1i} DKV_i + u_t$$

u_t er et restledd og a_1 , b_1 , c_1 og d_{1i} er faste koeffisienter. DKV_i er en dummy-variable med verdi 1 i kvartal i og verdi 0 ellers. Resultatene fra estimeringen av denne likningen er gjengitt i tabell 4.1. Den beregnede priselastisiteten er forholdsvis liten i tallverdi (-0,56), men den er signifikant ulik null. Inntektselastisiteten ble beregnet til hele 1,75, men det kan virke rimelig at feriereiser er en vare med relativ høy inntektselastisitet. Dubin-Watson observatoren er forholdsvis lav, men ikke lav nok til å forkaste en hypotese om at det ikke er autokorrelasjon av første grad i restleddene. Residualene fra estimeringen viste imidlertid tydelige tegn på fjerde ordens autokorrelasjon ifølge Box-Pierce-testen.

Likningen (4.13) forutsetter at sesongmessige forhold for hvert kvartal utgjør en konstant multiplikativ andel av utlendingers konsum i Norge. Innteks- og priselastisiteten forutsettes imidlertid å være den samme i alle kvartalene. Det kan argumenteres for at turisttjenester om sommeren og turisttjenester om vinteren er så ulike goder at de har ulik pris- og inntektselastisitet. I så fall bør det estimeres egne likninger for hver av disse "varene". Denne ideen har imidlertid ikke blitt forfulgt, blant annet fordi det ville redusere tallet på frihetsgrader betydelig og også skape problemer ved implementering i KVARTS-75.

I drøftingen av de øvrige eksport- og importlikningene er det argumentert for at relative priser også bør inngå med lag. De empiriske resultatene som er omtalt tidligere i denne rapporten, tydet også på at dette gav bedre føyning enn en rent statisk modell. Det er imidlertid flere grunner til at spesifiseringen av laggene bør ha en noe annen utforming for likning (4.3) enn likning (4.1). Siden utlendingers konsum i Norge har karakter av svært ulike "tjenester" avhengig av årstidene, og volumet varierer betydelig fra kvartal til kvartal, kan det synes lite rimelig å la relative priser ett, to eller tre kvartaler bakover ha forklaringskraft. I stedet er det derfor testet utforminger av likning (4.13) hvor relative priser kun med 4 kvartalers lag inngikk. Denne modellvarianten gav imidlertid galt fortegn for koeffisientene foran relative priser og ble således forkastet.

For å forsøke å korrigere for 4. ordens autokorrelasjon i restleddene i likning (4.13) ble koeffisientene i likningen reestimert på grunnlag av fjerde-differensen i variablene. Skrives (4.13) på fjerde-differensform, fåes:

$$(4.14) \quad \Delta^4 \log(C_{70}) = b_1 \cdot \Delta^4 \log(PC_{70}/UTP) + c_1 \cdot \Delta^4 \log(UTV)$$

Δ^4 er fjerde-differens operatoren. Ved å estimere (4.14) forutsettes det følgelig at restleddene i (4.13) er korrelerte av fjerde orden og at autokorrelasjonskoeffisienten er lik 1. De opprinnelige sesongleddene inklusive konstantleddet i (4.13) faller bort fordi fjerde-differensen i sesongfaktorene er lik null. For å gjøre likningen noe mer fleksibel, ble det imidlertid også i (4.14) inkludert sesongvariable, men på en slik måte at likningen på årsbasis ikke har noe konstantledd:

$$(4.15) \quad \Delta^4 \log(C_{70}) = b_1 \cdot \Delta^4 \log(PC_{70}/UTP) + c_1 \cdot \Delta^4 \log(UTV) + \sum_{i=1}^3 d_{1i} \cdot (DKV_i - DKV_4)$$

Konstantleddet i en differenslikning impliserer en antakelse om en trendvariabel i likningen på nivåform. Ved å inkludere sesongvariable i (4.15) slik det er gjort, åpnes det for en trendeffekt for konsumet i hvert kvartal, men slik at år-til-år endringen bare bestemmes av de øvrige høyresidevariablene i likningen.

Estimering av likning (4.15) gav imidlertid resultater som avvek lite fra de som er gjengitt i tabell 4.1. Priselastisiteten ble noe lavere i tallverdi (-0,43) mens inntektselastisiteten ble praktisk talt den samme (1,73). Dynamisk simulering med denne modellen gav imidlertid til dels større feil enn simulering med (4.14). I tillegg viste simuleringer med ulike starttidspunkt svært forskjellig forløp gjennom siste del av observasjonsperioden. Det ble derfor valgt å implementere likning (4.13) i KVARTS-modellen.

Tabell 4.1. Estimeringsresultater for eksportteterspørselslikningene for KVARTS-varer^{1,2}(15) Næringsmidler og bekledningsvarer mv.

$$\log(Y_{15}) = a_0 + a_1 \cdot \log(q_{15}(1+t_N)/q_{15}^*) + a_2 \cdot \log(M_{15}) + \sum_{j=1}^3 se_j \cdot DKV_j$$

a0	a1	a1(-1)	a1(-2)	a1(-3)	a1(-4)	a1(-5)
2,5084 (1,0648)	-0,1168 (0,0318)	-0,1022 (0,0279)	-0,0876 (0,0239)	-0,0730 (0,0199)	-0,0584 (0,0159)	-0,0438 (0,0119)
a1(-6)	a1(-7)	a2	se ₁	se ₂	se ₃	
-0,0292 (0,0080)	-0,0146 (0,0040)	0,9938 (0,2331)	-0,0759 (0,0293)	-0,0758 (0,0292)	-0,0948 (0,0291)	

Sum av lag-koeffisienter: -0,5256 (a1)

Konkurransenpris: Prisindeks beregnet på grunnlag av sluttleveringer i andre land

Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode

Estimeringsperiode: 1. kvartal 1969 - 4. kvartal 1978

RSQ = 0,495 CRSQ = 0,4206 SER = 0,065 SSR = 0,144 DW = 1,28

Polynomisk fordelt lag, 1. grad, halerestriksjon (a1)

(25) Trevarer, grafiske produkter mv.

$$Y_{25} = a_0 + a_1 \cdot (q_{25}(1+t_N)/q_{25}^*) + a_2 \cdot M_{25} + a_3 \cdot LA_{25} + a_4 \cdot Y_{25}(-1) + \sum_{j=1}^3 se_j \cdot DKV_j$$

a0	a1	a1(-1)	a1(-2)	a1(-3)	a2	a3	a4	se ₁	se ₂	se ₃
195,44 (200,70)	-157,28 (179,58)	-107,71 (179,58)	-64,98 (114,83)	-29,07 (105,97)	6,668 (2,892)	0,0095 (0,0072)	0,4781 (0,1963)	-170,03 (36,15)	-75,60 (29,73)	-180,10 (48,78)

Konkurransenpris: Prisindeks beregnet på grunnlag av importdata for andre land

Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode

Estimeringsperiode: 1. kvartal 1972 - 4. kvartal 1978

RSQ = 0,825 CRSQ = 0,752 SER = 39,95 SSR = 30 330,50 DW = 2,12 D-h = (kan ikke beregnes)

Polynomisk fordelt lag, 2. grad, halerestriksjon (a1)

Sum av lagkoeffisienter: 359,03 (a1)

Langsiktig priselastisitet: -1,725

Langsiktig inntektselastisitet: 2,02

¹ Se fotnote 1 til tabell 3.2. Laggene er ikke anført eksplisitt i likningene i tabellene, men fremgår av de gjengitte beregningsresultatene og av omtalen i avsnitt 4.3 generelt. De langsiktige pris- og inntektselastisitetene er for de likningene som ikke er log-lineære beregnet for gjennomsnittsverdiene for variablene i observasjonsperioden. ² Følgende symboler er benyttet: Y_i - eksportert mengde av vare i, q_i - eksportpris for vare i, q_i^{*} - konkurransepris for vare i, t_N - gjennomsnittlig tollsats på norsk eksport, M_i - markedsindikator for vare i, DKV_j - dummyvariabel for sesong. Se forøvrig omtalen av variablene i de foregående avsnittene.

Tabell 4.1 (forts.). Estimeringsresultater for eksportteterspørselslikningene for KVARTS-varer^{1,2}(30) Råvarer for bergverk og industri

$$Y_{30} = a_0 + a_1 \cdot M_{30} + a_2 \cdot LA_{30} + a_3 \cdot Y_{30}^{(-1)} + \sum_{j=1}^3 se_j \cdot DKV_j$$

a0	a1	a2	a3	se ₁	se ₂	se ₃
573,98 (625,21)	15,04 (6,90)	0,0196 (0,0161)	0,5593 (0,1401)	-498,84 (248,80)	-310,17 (164,34)	-932,04 (307,28)

Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode

Estimeringsperiode: 1. kvartal 1969 - 4. kvartal 1978

RSQ = 0,627 CRSQ = 0,560 SER = 257,2 SSR = 218 300 DW = 1,91 D-h = 0,614

Langsiktig inntektselastisitet: 0,865

(45) Maskiner og metallvarer i.v.

$$\log(Y_{45}) = a_0 + a_1 \cdot \log(q_{45}(1+t_N)/q_{45}^*) + a_2 \cdot \log(M_{ys}) + a_3 \cdot \log(Y_{45}^{(-1)}) + \sum_{j=1}^3 se_j \cdot DKV_j$$

a0	a1	a1(-1)	a1(-2)	a1(-3)	a1(-4)	a1(-5)
-1,8670 (2,8751)	-0,0388 (0,1401)	-0,0437 (0,0952)	-0,0450 (0,0809)	-0,0450 (0,0862)	-0,0415 (0,0921)	-0,0353 (0,0891)
a1(-6)	a1(-7)	a2	a3	se ₁	se ₂	se ₃
-0,0263 (0,0736)	-0,0145 (0,0441)	1,2283 (0,7534)	0,4988 (0,1631)	-0,2043 (0,0594)	-0,1774 (0,0493)	-0,2773 (0,0475)

Konkurranspris: Prisindeks beregnet på grunnlag av importdata for andre land

Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode

Estimeringsperiode: 1. kvartal 1969 - 4. kvartal 1978

RSQ = 0,790 CRSQ = 0,739 SER = 0,093 SSR = 0,253 DW = 2,35 D-h = (kan ikke beregnes)

Polynomisk fordelt lag, 2. grad, halerestriksjon (a1)

Sum av lag-koeffisienter: 0,2901 (a1)

Langsiktig priselastisitet: -0,60

Langsiktig inntektselastisitet: 2,45

¹ Se note 1, side 69. ² Se note 2, side 69.

Tabell 4.1 (forts.). Estimeringsresultater for eksportetterspørselslikningene for KVARTS-varer^{1,2}(70) Innenriks samferdsel og kraftforsyning

$$\log(Y_{70}) = a_0 + a_2 \cdot \log(M_{70}) + \sum_{j=1}^3 se_j \cdot DKV_j + u^t$$

$$u^t = \rho \cdot u^{t-1} + \varepsilon^t$$

a0	a2	se ₁	se ₂	se ₃	ρ
-7,4242	2,9071	-0,1876	0,0184	-0,0264	0,3825
(0,8890)	(0,1952)	(0,0304)	(0,0335)	(0,0298)	

Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode, Cochrane-Orcutt restleddskorreksjon

Estimeringsperiode: 1. kvartal 1967 - 4. kvartal 1978

RSQ = 0,8767. CRSQ = 0,8652 SER = 0,0873 SSR = 0,00014 DW = 1,93

(80) Diverse tjenester

$$\log(Y_{80}) = a_0 + a_1 \cdot \log(q_{80}/q_{80}^*) + a_2 \cdot \log(M_{80}) + \sum_{j=1}^3 se_j \cdot DKV_j$$

a0	a1	a1(-1)	a1(-2)	a1(-3)	a2	se ₁	se ₂	se ₃
0,3426	-0,1113	-0,0835	-0,0556	-0,0278	3,2237	-0,0361	-0,1264	-0,2331
(5,4536)	(0,3849)	(0,2887)	(0,1925)	(0,0962)	(1,1815)	(0,0841)	(0,0836)	(0,0832)

Konkurranspris: Prisindeks beregnet på grunnlag av sluttleveringer i andre land

Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode

Estimeringsperiode: 4. kvartal 1969 - 4. kvartal 1978

RSQ = 0,6425 CRSQ = 0,5849 SER = 0,1772 SSR = 0,973 DW = 2,21

Polynomisk fordelt lag, 1. grad (a1)

Sum av lag-koeffisienter: -0,2782 (a1)

¹ Se note 1, side 69. ² Se note 2, side 69.

Tabell 4.1 (forts.). Estimeringsresultater for eksportteterspørselslikningene for KVARTS-varer^{1,2}(60) Utenriks sjøfart³

$$\log(Y_{60}/K_{60}) = a_0 + a_1 \cdot \log(\text{IVH}/\text{INTSQ}) + a_2 \cdot \text{TID} + \sum_{j=1}^3 se_j \cdot \text{DKV}_j$$

a0	a1	a2	se ₁	se ₂	se ₃
-3,1231	0,4749	0,0118	-0,0408	-0,0423	-0,0084
(0,1305)	(0,1441)	(0,0020)	(0,0223)	(0,0216)	(0,0229)

Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode

Estimeringsperiode: 1. kvartal 1972 - 4. kvartal 1978

RSQ = 0,7713 CRSQ = 0,7078 SER = 0,0367 SSR = 0,0024 DW = 1,43

(C70) Utlendingers konsum i Norge³

$$\log(C_{70}) = a_0 + a_1 \cdot \log(\text{PC}_{70}/\text{UTP}) + a_2 \cdot \log(\text{UTV}) + \sum_{j=1}^3 se_j \cdot \text{DKV}_j$$

a0	a1	a ₂	se ₁	se ₂	se ₃
-12,2562	-0,5568	-1,7538	-0,1161	0,3373	0,8582
(2,0086)	(0,3170)	(0,1929)	(0,0281)	(0,0273)	(0,0269)

Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode

Estimeringsperiode: 1. kvartal 1968 - 4. kvartal 1978

RSQ = 0,980 CRSQ = 0,978 SER = 0,0626 SSR = 0,149 DW = 1,56 COND(X) = 549,09

¹ Se note 1, side 69. ² Se note 2, side 69. ³ Følgende nye variable er benyttet på denne siden av tabell 4.1: K₆₀ - realkapitalbeholdning i (60) Utenriks sjøfart, IVH - indikator for verdenshandelen, INTSQ - samlet verdensflåte målt i bruttoregister tonn, TID - trendvariabel, UTP - konkurransepris for (C70) Utlendingers konsum i Norge, UTV - inntektsindikator for (C70) Utlendingers konsum i Norge.

Tabell 4.2. Estimeringsresultater for eksportprislikningene for KVARTS-varer¹(15) Næringsmidler og bekledningsvarer mv.

$$\log(q_{15}) = b_0 + b_1 \cdot \log(uc_{15}) + b_2 \cdot \log(q_{15}^* / (1 + t_N)) + b_3 \cdot CAP_{15} + b_4 \cdot \log(XF_{15}) + \sum_{j=1}^3 se_j \cdot DKV_j$$

b_0	b_1	$b_1(-1)$	b_2	b_3	b_4	$b_4(-1)$	$b_4(-2)$	$b_4(-3)$	se_1	se_2	se_3
0,9771 (0,9135)	0,1307 (0,1453)	0,0653 (0,0727)	0,8674 (0,2557)	0,0221 (0,0071)	-0,0819 (0,0216)	-0,1229 (0,0324)	-0,1229 (0,0324)	-0,0819 (0,0216)	-0,0081 (0,0298)	0,0113 (0,0301)	-0,0128 (0,0306)

Konkurranspris: Prisindeks beregnet på grunnlag av importdata for andre land

Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode

Estimeringsperiode: 1. kvartal 1969 - 4. kvartal 1978

RSQ = 0,952 CRSQ = 0,942 SER = 0,066 SSR = 0,140 DW = 0,56

Polynomisk fordelt lag, 1. grad, halerestriksjon (b_1)

Sum av lag-koeffisienter: 0,1960 (b_1)

Polynomisk fordelt lag, 2. grad, halerestriksjon og frontrestriksjon (b_4)

Sum av lag-koeffisienter: 0,410 (b_4)

(25) Trevarer, grafiske produkter mv.

$$\log(q_{15}) = b_0 + b_1 \cdot \log(uc_{25}) + b_2 \cdot \log(q_{25}^* / (1 + t_N)) + \sum_{j=1}^3 se_j \cdot DKV_j + u_{25}^t$$

$$u_{25}^t = \rho \cdot u_{25}^{t-1} + \varepsilon_{25}^t$$

b_0	b_1	$b_1(-1)$	b_2	se_1	se_2	se_3	ρ_{25}
0,1871 (0,0467)	0,1258 (0,1893)	0,3166 (0,1921)	0,5731 (0,2165)	0,0072 (0,0079)	0,0090 (0,0086)	0,0107 (0,0089)	0,8854

Konkurranspris: Prisindeks beregnet på grunnlag av importdata for andre land

Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode, Cochrane-Orcutt restleddskorrelasjon

Estimeringsperiode: 1. kvartal 1969 - 4. kvartal 1978

RSQ = 0,781 CRSQ = 0,741 SER = 0,0246 SSR = 0,0019 DW = 1,88

Sum av lag-koeffisienter: 0,4424 (b_1)

¹ Se definisjonene av symbolene i fotnote 2, tabell 4.1. Følgende nye symboler er benyttet: UC_i - variable enhetskostnader, produksjon av vare i , CAP_i - kapasitetsutnyttning ved produksjon av vare i , YF_{15} - bruttoproduksjonen i Fiske og fangst (proxy-variabel for råstofftilgang til eksportproduksjonen i sektor (15) Produksjon av næringsmidler og bekledningsvarer).

Tabell 4.2 (forts.). Estimeringsresultater for eksportprislikningene for KVARTS-varer¹(45) Maskiner og metallvarer m.v.

$$\log(q_{45}) = b_0 + b_1 \cdot \log(uc_{45}) + \sum_{j=1}^3 se_j \cdot DKV_j + u^t$$

$$u^t = \rho \cdot u^{t-1} + \varepsilon^t$$

b ₀	b ₁	b ₁ (-2)	b ₂ (-2)	se ₁	se ₂	se ₃	ρ ₄₅
0,1333	0,6805	0,2491	0,0220	0,0189	0,0165	0,0207	0,6042
(0,0315)	(0,0438)	(0,1378)	(0,2709)	(0,0150)	(0,0171)	(0,0173)	

Estimeringsmetode: Vanlig minste kvadraters metode, Cochran-Orcutts restleddskorreksjon

Estimeringsperiode: 1. kvartal 1967 - 4. kvartal 1978

RSQ = 0,888 CRSQ = 0,871 SER = 0,0410 SSR = 0,0057 DW = 1,99

Polynomisk fordelt lag, 2. grad, halerestriksjon

Sum av lag-koeffisienter: 0,9516 (b₁).

¹ Se note 1, side 73.

5. NOEN AVSLUTTENDE MERKNADER

I de foregående avsnittene er omtalt de beregningene som ble utført for å tallfeste parametre i import- og eksportlikninger for bruk i KVARTS-75. Som det fremgikk av avsnitt 2.2 var import- og eksportlikningene som ble estimert i stor grad avledet fra de hypotesene om atferd som lå til grunn for de likningene som allerede var bestemt og dels estimert for de øvrige modellblokkene. Men alt i alt la ikke dette urimelige begrensninger på utformingen av import- og eksportlikningene, og de koeffisientverdiene som ble estimert hadde gjennomgående riktig fortegn, noenlunde rimelig størrelse og var oftest signifikant ulik null med de testkriteriene som ble benyttet. Men ikke alle beregningsresultatene var fullt ut tilfredsstillende, og i resten av dette avsnittet vil jeg skissere enkelte forslag som eventuelt kan gi bedre atferdslikninger for implementering i en senere KVARTS-versjon.¹

For importen gav beregningene rimelige punktestimater for substitusjonselastisitetene for varene (15) Næringsmidler og bekledningsvarer mv., (25) Trevarer og grafiske produkter mv. og (45) Maskiner og metallvarer mv. For alle disse varene viste simulering med importvolumlikningene også god føyning i observasjonsperioden (jfr. figur 3.5).

For varen (30) Råvarer for bergverk og industri gav imidlertid estimering av substitusjonselastisiteten svært dårlig resultat. "Årsaken" til dette kan en nesten lese direkte ut av figurene 3.2 og 3.3; for denne varen har den globale importkvoten vist store svingninger fra kvartal til kvartal og uten noen klar tendens over en lengre periode, mens utviklingen i den relative prisen har vært langt mer jevn og vist en relativt synkende importpris gjennom observasjonsperioden. Som omtalt i avsnitt 3.4 kan det være flere grunner til de store svingningene i den globale importkvoten. En måte å forbedre modelleringen av denne importen, kan være å estimere egne lageratferdslikninger for importert mengde og norskprodusert mengde av denne varen hver for seg og ikke bare en aggregert lageratferdslikning for denne varen slik det ble gjort for KVARTS-75. Blant annet i Persson (1982, s.39) finnes det forslag til utforming av en atferdslikning for lager av vareinnsats. Også den modellen som har vært benyttet for å forklare svingningene i samlet lager for hver KVARTS-vare, kunne brukes til å forklare utviklingen i importvarelager og lager av hjemmeproduserte varer for seg.

For de fleste eksportvolumlikningene var restleddene ved estimering høyere enn for importkvotelikningene. Som nevnt i avsnitt 2.2 var spesifiseringen av eksportlikningene i stor grad knyttet til utformingen av produksjonstilpasningsdelen. Det kan imidlertid stilles spørsmålsteget ved hvor realistiske de hypotesene om eksportatferd er som følger implisitt av eksportvolumlikningene. For varen (15) Næringsmidler og bekledningsvarer mv. synes det å være et problem at eventuelle begrensninger i ressurstilgangen ikke er godt nok representert i eksportmodellen. Et alternativ ville være å innføre mer tilbudsbestemt eksport. Dette måtte imidlertid medføre en reformulering av produksjons- og lagertilpasningslikningene for varens hovedleverandør, sektoren (15) Næringsmiddel- og bekledningsindustri mv.

For varen (30) Råvarer for bergverk og industri - som er den viktigste eksportvaren blant industrivarene - tydet simulering med eksportvolumlikningen på at den underestimerte eksportvolumet i høykonjunkturer og overestimerte det i lavkonjunkturer. I tillegg klarte ikke eksportvolumlikningen overhodet å simulere eksportnedgangen i 1977. Problemet med å simulere eksportvolumet for denne varen er trolig i stor grad knyttet til valget av indikatorer for aktivitetsnivå eller etterspørsel i utlandet. Som omtalt i avsnitt 4.2 har det vært ønskelig å forsøke å benytte aggregerte makroøkonomiske indikatorer for utlandet i eksportlikningene for å gjøre det lettere å utarbeide prognoser eller fremskrivninger. Men den norske eksporten av varen (30) Råvarer for bergverk og industri domineres av tre-fire større stapelvarer, og for disse varene kan utviklingen i etterspørselsforhold mv. være for dårlig beskrevet ved bevegelsene i aggregerte sluttleveringer i andre land. Som omtalt i avsnitt 4.3

¹ Det vises for øvrig til Reymert (1984b og 1984c) som inneholder synspunkter på videreutvikling og forbedring av KVARTS-75.

gav heller ikke beregninger med industriproduksjon i andre land noen bedre løsning. Et annet alternativ kan imidlertid være å benytte importvolumet i andre land som indikator og kanskje særlig importvolumet for råvarer (SITC 2,4). Dette ble ikke forsøkt i arbeidet med KVARTS-75, fordi det var ønskelig å begrense tallet på utenlandske størrelser som gikk inn i modellen, men dette bør kanskje vurderes på nytt ved etablering av en ny KVARTS-versjon.

Et mer radikalt forslag for å forbedre modelleringen av eksporten av varen (30) Råvarer for bergverk og industri ville være å reformulere produksjonslikningene og eksportlikningen samlet og legge mer vekt på tilbudsbestemt eksport (jfr. drøftingen i avsnitt 2.2). Et ytterpunkt i en slik modellutforming kan være å anta at de norske produsentene er prisfaste kvantumstilpassere på verdensmarkedet og selv kan eksportere de kvantum de ønsker til gjeldende verdensmarkedspriser. I så fall vil forventninger om priser måtte ha en sentral betydning i bedriftenes tilpasning av eksport, produksjon og lagerhold av egne produkter.

For varen (45) Maskiner og metallvarer mv. gav estimering og simulering med den tradisjonelle eksportvolumlikningen forholdsvis rimelige resultater selv om den estimerte priselastisiteten må vurderes å være i underkant av hva en a priori ville forvente. En svakhet ved produksjons- og eksporttilpasningen i KVARTS-75 for denne varen er imidlertid den manglende forbindelsen mellom produksjon for ordre og registrert eksport. I produsentlikningene bestemmes produksjonen i stor grad av ordrebeholdning, mens eksporten bestemmes uavhengig av tidligere innleverte ordre. Denne modellutformingen er ikke uten videre inkonsistent, men det er grunner til å anta at modelleringen av både eksporten og produksjon vil kunne bli bedre dersom det bygges inn en sammenheng mellom tidligere ordretilgang og eksportvolum eller eventuelt utført produksjon for ordre og faktisk eksportleveranse. I så fall vil det også måtte estimeres likninger som forklarer ordretilgangen fra utlandet.

Som omtalt i avsnitt 4.2 vurderer jeg eksportlikningen for (60) Utenriks sjøfart som svært tentativ. Det viste seg blant annet å by på særlig store problemer å beregne en relevant indikator for produksjonskapasiteten i næringen. Som det fremgikk av drøftingen i dette avsnittet var tidsforløpet for kapitalbeholdningen særlig følsom overfor hvilket år som var basisår for fastpristallene, pga. de store svingningene i nasjonalregnskapets priser for eksport av brukte skip. En mulig løsning på dette problemet kan være å benytte et fysisk volummål, f.eks. brutto registertonn, som mål for produksjonskapasiteten. En av grunnene til å benytte kapitalbeholdningen var imidlertid at en da lett kunne opprettholde forbindelsen mellom investeringer og produksjonskapasitet. Velger en i stedet å benytte brutto registertonn må en forsøke å knytte endringene i denne beholdningsstørrelsen til nyinvesteringene og salget av brukt realkapital i sektoren.

Et mer generelt problem ved eksportlikningene som er estimert, kan være at de synes å avvike noe fra gjeldende teorier om tilpasning i utenrikshandelen i små åpne økonomier. Det gjør at særlig de mer langsiktige egenskapene til disse likningene og da KVARTS-75 i sin helhet er mer usikre. Det antydde forslaget ovenfor til reformulering av modellen for varen (30) Råvarer for bergverk og industri synes imidlertid også å ha noe bedre langsiktige egenskaper. Men, som nevnt i avsnitt 2.2, tror jeg de likningene som er benyttet kan være rimelige tilnærminger til den underliggende atferden på kort sikt, og det er den vi vil fokusere på ved KVARTS-75. Det synes derfor ikke å være så foruroligende at de langsiktige egenskaper ikke er så gode så fremt modellbrukeren også er klar over dette. Et mer grunnleggende metodisk problem i denne sammenheng er imidlertid at vi da i tilfelle benytter lange tidsserier (10-12 år) til å estimere korttidstilpasningen i eksportatferden samtidig som vi er i tvil om hvorvidt de mer langsiktige egenskapene ved modellen er realistiske. Dette problemet har jeg imidlertid hittil ikke sett noen god løsning på i andre modellprosjekter.

LITTERATUR

- Biørn, E. (1982): "Kvantifisering av konjunkturbarometerinformasjon". Rapport 82/25. Statistisk Sentralbyrå.
- Biørn, E. (1983): "Kvartalsmodellen KVARTS: Produksjonstilpasning og lageradferd i industri". Upublisert notat av 2.12.1983. Statistisk Sentralbyrå.
- Biørn, E. (1984): "Kvartalsmodellen KVARTS: Tilpasning av produksjonskapasitet og investering i industri." Upublisert notat av 20.3.1984. Statistisk Sentralbyrå.
- Biørn, E. og H.E. Fosby (1980): "Kvartalsserier for brukerpriser på realkapital i norske produksjonssektorer". Rapport 80/3. Statistisk Sentralbyrå.
- Biørn, E. og M. Jensen (1983): "Varige goder i et komplett system av konsumerter spørselefunksjoner. - En modell estimert med norske kvartalsdata." Rapport 83/16. Statistisk Sentralbyrå.
- Biørn, E. og S. Tveitereid (1980): "Hovedtrekk i Statistisk Sentralbyrås kvartalsmodell." Statusrapport desember 1979. IN 80/2. Statistisk Sentralbyrå.
- Cappelen, Å. og S. Longva (1983): "MODAG brukt til å analysere pris- og sysselsettingsvirkninger av inntektsoppgjør." Upublisert notat av 4.8.83.
- Eckstein, O. (1983): "The DRI model of the U.S. economy." McGraw-Hill Book Company.
- Frenger, P. (1979): "Import Substitution in a Multi-Sectoral Model." Upublisert notat 8.8.79.
- Frenger, P. (1980): "Import Share Functions in Input-Output Analysis." Rapport 80/14. Statistisk Sentralbyrå.
- Frenger, P. (1982): Upublisert notat av 23.8.82. Supplement til Frenger (1979).
- Frenger, P. (1983): "On the Use of Laspeyres and Paasche Indices in a Neoclassical Import Model." Rapport 83/10. Statistisk Sentralbyrå.
- Frenger, P., E.S. Jansen og M. Reymert (1980): "Tariffs in a World Trade Model." Rapport 80/23. Statistisk Sentralbyrå.
- Frenger, P., E.S. Jansen og M. Reymert (1981): "MODEX - En modell for verdenshandelen og norsk eksport av bearbeidde industrivarer." Artikler nr. 136. Statistisk Sentralbyrå.
- Howrey, E.P., L.R. Klein, M.D. McCarthy og G.R. Schink (1981): "The Practice of Macroeconometric Model Building and its Rationale." Artikkelen er inkludert i Kmenta og Ramsey, red. (1981).
- Jensen, M. (1984): "Investeringsutviklingen i KVARTS-sektorer belyst ved en fleksibel akselleratormodell." Under utarbeidelse.
- Jensen, M. og M. Reymert (1984): "KVARTS-75. En kvartalsmodell for norsk økonomi." Planlagt publisert i Rapport-serien. Statistisk Sentralbyrå.
- Jensen, M. og L. Wahl (1984): "Kryssløpsstrukturen i KVARTS-75." Under utarbeidelse.
- Johnston, J. (1972): "Econometric Methods". 2nd edition, McGraw-Hill Kogakucha, Ltd., Tokyo mv.
- Knudsen, V. (1984): "Boligmodellen i KVARTS." Under utarbeidelse.
- Kmenta, J. og J.B. Ramsey, red. (1981): "Large-scale Macroeconometric Models. Theory and Practice." Contributions to Economic Analysis, nr. 141. North-Holland Publishing Company.
- Lesteberg, H.: "Kapasitetsutnyttning i norsk industri." Rapport 79/28. Statistisk Sentralbyrå.
- Lund, A. og M. Reymert (1982): "Tabeller med fordeling av norsk eksport og import etter nasjonalregnskapets vareinndeling på land og på SITC-varer." IN 82/34. Statistisk Sentralbyrå.
- M.I.T. (1979): "TROLL Reference Manual". Second Edition, Revised 1979.

- Persson, J. (1982): "Analyse av lagertilpasningen i norsk økonomi." Arbeidsnotater nr. 4, Økonomi-avdelingen, Finansdepartementet.
- Reymert, M. (1984a): "Internasjonal modellbygging - LINK prosjektet". Sosialøkonomen nr. 5 1984.
- Reymert, M. (1984b): "Videreføring av KVARTS-prosjektet." Upublisert notat, MRe/KJe, 10.4.84. Statistisk Sentralbyrå.
- Reymert, M. (1984c): "KVARTS-prosjektet: Modellversjonen KVARTS-75." IN 84/20.
- Schweder, T. (1984): "Uttesting av en sammensatt økonometrisk modell - Noen bemerkninger om planlegging." Upublisert notat av 30.1.1984.
- Statistisk Sentralbyrå (1980): "Kontoplanen i nasjonalregnskapet". Standarder for norsk statistikk 1.
- Stewart, M.B. og K.F. Wallis (1981): "Introductory Econometrics." Second Edition. Basil Blackwell. Oxford.
- Stølen, N.M. (1983a): "Etterspørsel etter arbeidskraft i norske industrinæringer." Rapporter 83/29. Statistisk Sentralbyrå.
- Stølen, N.M. (1983b): "Importandeler og relative priser - En MODAG-rapport." Rapporter 83/33. Statistisk Sentralbyrå.
- Tveitereid, S. (1982): "Utformingen av prismodellen i KVARTS." Upublisert notat av 1.2.1982.
- Tveitereid, S. og J. Lædre (1981): "Markedsindikatorer for norsk eksport." Rapporter 81/35. Statistisk Sentralbyrå.
- United Nations (1983): "Statistical Year Book." New York.
- Wettergreen, K. (1979): "Konjunkturbølger fra utlandet i norsk økonomi." Samfunnsøkonomiske studier nr. 36, Statistisk Sentralbyrå.

Vare-, sektor- og artsinndelingen i KVARTS-75:¹

PRODUKSJONSSEKTORER

BEDRIFTEK

Kode	Betegnelse	NR	
		Kode	
10	Primærnæringer	23100, 23120, 23240, 23130, 23135, 23145, 23150, 23155	
15	Næringsmiddel- og bekledningsindustri mv.	23200, 23205, 23210, 23215, 23220, 23225, 23230, 23235, 23240, 23245, 23250, 23255, 23260, 23265, 23270, 23275, 23280, 23285, 23290, 23295, 23300, 23305, 23310, 23315, 23320, 23325, 23330, 23335, 23340, 23345, 23350	
25	Trevareindustri, grafisk industri mv.	23355, 23360, 23365, 23370, 23375, 23435, 23440, 23445, 23450, 23455, 23470, 23475, 23465, 23480, 23485, 23495, 23490, 23500, 23505, 23665, 23670, 23675, 23680, 23405, 23410, 23415	
30	Bergverk og råvareindustri (eksl. oljeutvinning)	23160, 23170, 23175, 23180, 23380, 23385, 23390, 23395, 23400, 23420, 23425, 23430, 23460, 23510, 23515, 23520, 23525, 23530, 23535	
45	Metallbearbeidingsindustri	23540, 23545, 23550, 23555, 23560, 23565, 23570, 23575, 23580, 23585, 23590, 23595, 23600, 23645, 23650, 23660, 23605, 23610, 23615, 23620, 23625	
50	Verftindustri	23582, 23630, 23635, 23640	
55	Bygge- og anleggsvirksomhet	23700	
60	Utenriks sjøfart	23830	
65	Oljeutvinning mv.	23165, 23717, 23824	
70	Innenriks samferdsel og kraftforsyning	23685, 23800, 23810, 23805, 23815, 23820, 23825, 23845, 23850, 23855, 23860, 23835, 23840, 23955	
80	Diverse tjenesteytende virksomhet	23720, 23750, 23751, 23752, 23753, 23754, 23756, 23759, 23869, 23873, 23865, 23870, 23874, 23875, 23880, 23885, 23690, 23695, 23760, 23890, 23895, 23900, 23905, 23925, 23930, 23920, 23935, 23940, 23945, 23950, 23960, 23970, 23965	

OFFENTLIG FORVALTNING

Kode	Betegnelse	NR	
		Kode	
90	Offentlig forvaltning	23910, 22910, 21915, 21925, 22925, 21930, 21935, 22930, 22935, 21135, 21145, 21825, 21840, 21845, 22825, 21870, 21900, 21940, 21945, 21950, 22950, 22940, 22945, 22950	

¹ NR-kodene refererer seg til kontoplanen for det årlige nasjonalregnskapet (se Statistisk Sentralbyrå, 1980).

VARER

IKKE KONKURRERENDE IMPORTVARER

Kode	Betegnelse	NR Kode
00	Ikke-konk. imp. matvarer	106, 107, 109, 267
01	Ikke-konk. imp. råvarer	173,182
02	Ikke-konk. imp. personbiler	651
	Ikke-konk. imp. andre ferdigvarer	061, 578, 661, 662, 909
05	Skipsfartens driftsutgifter i utlandet mv.	045, 051, 053, 055
06	Ikke konk. imp. oljeutvinnings-tjenester	046, 062, 064, 060, 063, 056, 057
07	Konsum i utlandet	066, 067, 068, 069, 058, 059, 913, 915, 918

VARER MED NORSK HOVEDLEVERANDØR

Kode	Betegnelse	NR Kode
10	Primærnæringsvarer	103, 113, 104, 105, 101, 108, 110, 102, 116, 121, 114, 122, 115, 123, 117, 118, 124, 125, 126, 127, 134, 136, 138, 139, 140, 143, 144, 146, 147, 151, 155, 156, 157, 152, 153, 154
15	Næringsmidler og bekledningsvarer mv.	200, 205, 211, 212, 213, 215, 220, 225, 230, 235, 240, 245, 250, 255, 260, 266, 270, 275, 280, 285, 290, 295, 300, 305, 310, 315, 320, 325, 331, 332, 340, 335, 345, 350
25	Trevarer, grafiske produkter mv.	355, 360, 365, 370, 375, 435, 440, 445, 450, 455, 468, 470, 475, 480, 485, 495, 490, 500, 505, 665, 670, 675, 680, 406, 407, 409, 411, 412, 416, 417
30	Råvarer for bergverk og industri (ekskl. råolje og gass)	160, 171, 172, 175, 181, 380, 385, 390, 395, 400, 420, 425, 430, 461, 462, 463, 510, 515, 520, 525, 530, 535
45	Maskiner og metallvarer mv.	540, 545, 550, 555, 556, 560, 565, 570, 576, 577, 580, 585, 590, 595, 600, 605, 610, 615, 620, 625, 646, 647, 652, 653, 663, 664, 070, 071, 072, 075, 084, 085, 090
50	Skip og oljeplattformer	582, 583, 584, 596, 597, 598, 599, 630, 631, 634, 636, 639, 632, 633, 637, 638, 640
55	Bygninger og anlegg	701, 702, 704, 705, 706, 707, 708, 709, 710, 711, 712, 713, 714, 715, 716, 719, 131, 132, 133, 148, 149, 159, 688, 689, 803, 804, 862, 863, 957, 958, 082, 083, 683, 684
60	Utenriks sjøfart	831, 832
66	Råolje og naturgass	167, 168, 166
67	Boring etter og transport av råolje og naturgass	824, 717, 906
70	Innenriks samferdsel og kraftforsyning	683, 684, 686, 801, 811, 806, 816, 846, 851, 802, 807, 820, 826, 827, 847, 852, 836, 158, 837, 843, 844, 842, 856, 857, 858, 861, 956
80	Diverse tjenesteytende virksomhet	720, 752, 753, 754, 079, 866, 867, 871, 872, 874, 875, 881, 882, 885, 690, 696, 761, 762, 901, 902, 905, 890, 895, 921, 926, 927, 931, 932, 936, 940, 946, 951, 952, 960, 971, 972, 965
90	Offentlig forvaltnings gebyrvarer	911, 912, 916, 917, 928, 929, 933, 934, 937, 938, 828, 841, 848, 849, 922, 923, 137, 145, 687, 838, 903, 904, 947, 948, 953, 954

SEKTORER FOR PRIVAT KONSUM

Kode	Betegnelse	NR
		Kode
00	Matvarer	33001-33093
10	Andre ikke-varige forbrugsgoder	33111-33124, 33321, 33322-33324, 33621-33624, 33811-33825
20	Halv-varige forbrugsgoder	33211-33234, 33441-33452, 33715-33718, 33731-33733
30	Kjøp av egne transportmidler	33611, 33612
40	Andre varige forbrugsgoder	33411-33436, 33711-33714
50	Bolig	33311
60	Andre tjenester	33631-33642, 33511-33516, 33721-33726, 33741, 33453-33471, 33831-33853, 33991
70	Utlendingers konsum i Norge	33992

KONSUMSEKTORER FOR OFFENTLIG FORVALTNING

Kode	Betegnelse	NR
		Kode
G	Offentlig konsum	Umfatter kontotypene 31 og 32

ARTER FOR NYINVESTINGER

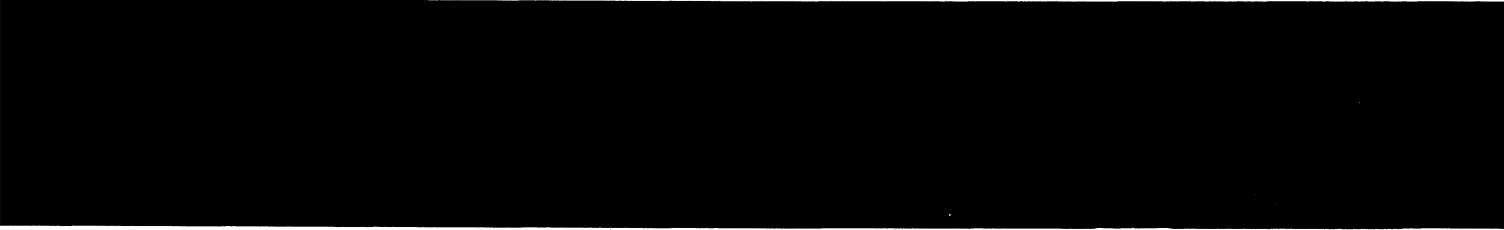
Kode	Betegnelse	NR
		Kode
B	Bygninger og anlegg	20101, 20111-20113, 20121-20136, 20211-20236, 20311, 20336, 20137, 20138, 20237, 20238, 20337, 20338
S	Skip	20141, 20142, 20241, 20242, 29341, 20342
M	Maskiner og transportmidler	20150-20170, 20250-20270, 20350-20370, 20181-20186, 20281-20286, 20381-20386
O	Oljeplattformer	20187, 20188

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
- 84/4 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
- 84/15 Sindre Børke: Folke- og bolig telling 1980 Dokumentasjon Sidetall 211 Pris kr 24,00 ISBN 82-537-2112-9
- 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
- 84/20 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 tellingen 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 19 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-2141-2


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 skattetal 1984 Current Tax Data Sidetall 44 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2142-0



Pris kr. 18,00

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



ISBN 82-537-2123-4
ISSN 0332-8422