

RAPPORTER

90/20

**IMPORTMODELLEN I
MODAG OG KVARTS**

AV
INGVILD SVENDSEN

STATISTISK SENTRALBYRÅ
CENTRAL BUREAU OF STATISTICS OF NORWAY

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 90/20

IMPORTMODELLEN I MODAG OG KVARTS

AV

INGVILD SVENDSEN

STATISTISK SENTRALBYRÅ
OSLO - KONGSVINGER 1990

ISBN 82-537-2997-9
ISSN 0332-8422

EMNEGRUPPE

59 Andre samfunnsøkonomiske emner

ANDRE EMNEORD

Kvartalsmodell

Makroøkonomisk modell

Modelldokumentasjon

Utenrikshandel

Økonometri

Årsoppgave i økonomi

Årsoppgave i økonomi

Årsoppgave i økonomi

Årsoppgave i økonomi

Årsoppgave i økonomi

FORORD

I Statistisk sentralbyrå brukes en årsmodell - MODAG - og en kvartalsmodell - KVARTS - til kort- og mellomlangsigtede analyser av norsk økonomi. Strukturen i disse to modellene er svært lik hverandre. Denne rapporten dokumenterer importblokkene i de to modellene og nye estimeringsresultater. I begge modellene bestemmes importandelene av forholdet mellom import- og hjemmepriser. De siste estimeringsresultatene har ført til at total import i MODAG og KVARTS er blitt mer prisfølsom enn tidligere. Det er innført mer dynamikk, samtidig som tilpasningen mot stasjonærnivået nå går tregere enn i tidligere modellversjoner.

Statistisk sentralbyrå, Oslo 6.november 1990
Arne Øien

INNHOLD

1.	Innledning.....	5
2.	Teoretisk opplegg.....	8
3.	Datamaterialet.....	10
4.	Forenklinger i forhold til det teoretiske opplegget.....	12
5.	Estimert ligning.....	13
6.	Estimeringsresultater.....	15
6.1	Valg av ligningsstruktur i MODAG.....	15
6.2	Valg av ligningsstruktur i KVARTS.....	22
7.	Substitusjonselastisitet og lagstruktur.....	26
7.1	Estimering på årsdata.....	26
7.2	Estimering på kvartalsdata.....	28
7.3	Sammenligning av estimeringsresultater på års- og kvartalsdata.....	29
8.	Implementering.....	31
9.	Reestimering av restleddet.....	35
10.	Virkningsberegninger.....	36
<u>Vedlegg</u>		
I.	Dynamiske simuleringer av importandelene i MODAG	39
II.	Importblokka i tidligere versjoner av KVARTS.....	44
III.	Teknisk dokumentasjon av importandelsmodellen i KVARTS.....	45
IV.	Teknisk dokumentasjon av importandelsmodellen i MODAG.....	49
Referanser.....		52
Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå (RAPP).....		53

1. INNLEDNING

Denne rapporten dokumenterer importandelsblokken i de to makroøkonomiske modellene, MODAG og KVARTS, utviklet ved Forskningsavdelingen i Statistisk sentralbyrå. MODAG er en årsmodell og brukes i makroøkonomisk planlegging og politikkanalyser på mellomlang sikt. KVARTS er en kvartalsmodell og brukes hovedsakelig i forbindelse med konjunkturanalyser i Statistisk sentralbyrå. De to modellene er helt identiske når det gjelder antall varer og sektorer og i de nåværende versjonene er det bare små forskjeller i ligningsstrukturen. Datamaterialet er hentet fra henholdsvis nasjonalregnskapet (NR) og kvartalsvis nasjonalregnskap (KNR). Disse to kildene er konsistente med hverandre. Ulikheter mellom MODAG og KVARTS m.h.p. de estimerte parametrene, skyldes de sesongmessige variasjonene vi finner i KNR i tillegg til virkningene av at vi aggregerer over tid når vi bruker årstall istedenfor kvartalstall. Dette har ført til at den dynamiske strukturen i de to modellene kan være noe forskjellig.

MODAG og KVARTS er tidligere dokumentert av henholdsvis Cappelen og Longva (1987) og Bowitz og Eika (1989). Siden 1987 er lønnsrelasjoner og relasjoner for tilbud av arbeid innarbeidet i MODAG (se bl.a. Stølen (1990)).

Det teoretiske utgangspunktet for de to modellene er den skandinaviske inflasjonsteorien, keynesiansk makroteori og kryssløpsteori. Produksjonen er på kort- og mellomlang sikt hovedsakelig bestemt fra etterspørselssiden, med unntak av ressursbasert produksjon. Modellene skiller mellom konkurranseutsatte og skjermede varemarkeder. De konkurranseutsatte produsentene står overfor separate etterspørselskurver både på hjemme- og utemarkedet. Lønnsveksten bestemmes i hovedsak i henhold til den skandinaviske inflasjonsteorien utvidet med en Phillips-kurve, men innenlandsk prisvekst og skatter betyr også noe for lønningene.

Innarbeiding av lønnsdannelse og arbeidstilbud har skapt en sterk simultanitet mellom priser, lønner og realøkonomiske størrelser. Dynamikken forårsaker imidlertid at det bare er en svak virkning fra realøkonomien til lønninger og priser på kort sikt (inneværende periode). Derfor kan for enkelhets skyld modellen deles inn i tre hovedblokker, pris-, kvantums- og arbeidsmarkedsblokken. På kort sikt går virkningene i hovedsak fra kvantums- til prisblokken.

I kvantumsblokken bestemmes tilbud- og etterspørsel etter varer. Produksjonen er som før nevnt, hovedsakelig etterspørselsbestemt. Offentlig konsum og -investeringer bestemmes eksogent, mens privat konsum og -investeringer, importandeler og eksport bestemmes endogent. Privat konsum avhenger via privat disponibel realinntekt av lønninger, priser og driftsmarginer. På lengre sikt vil innenlandsk produksjon i tillegg påvirkes av priser, lønninger og driftsmarginer via norske produkters markedsandeler.

I prisblokken bestemmes varepriser, prisindekser og driftsmarginer. Vi skiller mellom tre ulike varepriser, hjemmepris (pris på hjemmemarkedet for innenlandske produkter), eksportpris (pris oppnådd på utenlandske markeder) og importpris. Importprisen er eksogen. Tilsvarende gjelder offentlig regulerte priser og priser på råolje og naturgass samt fraktrater i utenriks sjøfart. De øvrige prisene bestemmes av variable enhetskostnader, priser på konkurrerende varer på verdensmarkedet og av kapasitetsutnyttning. Betydningen av disse tre faktorene avhenger bl.a. av om varen er konkurranseutsatt eller skjernet. Variable enhetskostnader avhenger av lønnskostnader, energikostnader og kostnader til vareinnsats pr. enhet.

I arbeidsmarkedsblokken bestemmes tilbud og etterspørsel etter arbeidskraft, arbeidsledighet og lønnssetter per time. Etterspørselen etter arbeidskraft avhenger hovedsakelig av

produksjonen mens arbeidstilbudet bestemmes av bl.a. situasjonen på arbeidsmarkedet og befolkningsutviklingen. Priser, produktivitet og arbeidsledighetsraten bestemmer lønnsdannelsen.

Importandelsendringene bestemmes i importandelsmodellen. Importandelen for en vare er definert som importvolumet i forhold til det samlede volumet av import og hjemmeproduksjon. Importandelene inngår både i modellenes pris- og kvantumsblokk.

I prismodellen inngår importandelene i beregningen av de variable enhetskostnadene ved å vektlegge kostnadene fra importert vareinnsats. I fastsettelse av hjemmeprisene inngår importandelene som vektorer for å veie hensynet til innenlandske kostnader mot prisen på utenlandske, konkurrerende produkter. Importandelene avhenger på sin side av forholdet mellom import- og hjemmepriser. Vi får dermed en simultanitet mellom hjemmeprisen og importandelen.

I kvantumsmodellen fordeles sektorenes totale etterspørsel av de enkelte varene på import og hjemmeproduksjon, ved hjelp av importandelene. Denne fordelingen får betydning for innenlandsk produksjon og sysselsetting og for den totale importen i økonomien.

I denne rapporten dokumenteres resultatene fra en reestimering av importandelsblokken i de to modellene. For begge modellene er den dynamiske strukturen i tilpasningen vurdert på nytt. For MODAG er strukturen i importandelsblokken ellers uendret i forhold til tidligere versjoner av modellen.

Importandelsblokken i KVARTS krevde tidligere et stort antall ligninger og eksogene parametre¹, som følge av den måten importandelsendringene var implementert på. Strukturen i denne blokken er nå gjort identisk med den i MODAG.

Det er flere årsaker til at det har vært nødvendig med en reestimering. Endret føring av merverdiavgiften i Nasjonalregnskapet (NR) gjorde det nødvendig å reestimere de fleste ligningene i de to modellene. Ved reestimeringen har vi i tillegg fått utnyttet den informasjonen som forlengede dataserier gir oss om den økonomiske utviklingene i de siste årene. Et siste punkt som nødvendiggjorde reestimeringen, var en endring i vare- og sektorinndelingen i modellene. Denne endringen gjorde inndelingen i h.h.v. MODAG og KVARTS identiske. For KVARTS medførte dette en utvidelse av antall sektorer og varer, noe som gjorde det gamle opplegget m.h.p. importandelsblokken uhåndterbart.

Den sentrale parameteren for å bestemme importandelsendringen, er substitusjonselastisiteten. Denne sier med hvor mange prosent forholdet mellom hjemmeproduksjon og import av en vare endrer seg, når forholdet mellom import- og hjemmepris endres med 1 prosent.

Mens substitusjonselastisiteten sier noe om størrelsen på endringene, er det den dynamiske strukturen i ligningene som bestemmer hvor lang tid det tar før endringene er gjennomført. Vi har estimert substitusjonselastisiteten og den dynamiske strukturen med utgangspunkt i en CES-funksjon. Det er gjort rede for det teoretiske grunnlaget i avsnitt 2, mens avsnitt 4 omhandler enkelte forenklinger vi har vært nødt til å foreta i forhold til det teoretiske opplegget. De estimerte ligningene er presentert i avsnitt 5.

Ligningene er estimert på data fra det årlige og kvartalsvise NR. Estimeringsperioden er 1970 til 1987. Datamaterialet er omtalt i avsnitt 3.

Selve estimeringen og valg av hvilke ligninger som skal implementeres i modellene, er drøftet i avsnitt 6, mens resultatene m.h.p. substitusjonselastisitet og dynamisk struktur oppsummeres og sammenlignes med tidligere resultater i avsnitt 7. Tabellene 7.1 og 7.3

¹ Det er gjort rede for importandelsblokken i tidligere versjoner av KVARTS i vedlegg 1.

gjengir de estimerte verdiene på substitusjonselastisiteten for h.h.v. MODAG og KVARTS. Tabellene 7.2 og 7.4 viser den estimerte lagstrukturen. Konklusjonen i avsnitt 7 er at de nye resultatene tyder på at norsk import er blitt mer prisfølsom. Tilpasningen i modellen går nå tregere enn før. Dette gjelder spesielt for resultatene fra estimering på årsdata.

I avsnitt 8 redegjøres det for hvordan substitusjonselastisiteten og den dynamiske strukturen inngår i ligningene for importandelsendringer som er implementert i de to modellene. Det blir her også redegjort for bruk av restleddet, mens reestimering av restleddet behandles i avsnitt 9.

Vi har foretatt virkningsberegninger på de nye importblokkene. Virkningen av en økning i hjemmeprisene på 1 prosent diskuteres i avsnitt 10.

2. TEORETISK OPPLEGG

Det teoretiske opplegget som behandles i dette avsnittet er grundigere behandlet i Frenger (1980a), Frenger (1980b), Stølen (1983) og Reymert (1984).

I disse arbeidene antas importandelen av en vare gitt relative priser, å være bestemt fra etterspørselssiden, mens prisene er bestemt fra tilbudssiden. Dette er utgangspunktet også i denne rapporten. En alternativ teoretisk tilnærming er å anta at innenlandske produsenter av varen tar importprisen for gitt og at innenlandsk produksjon avhenger av forholdet mellom innenlandske produksjonskostnader og importprisen.

Vi skal anta at import av vare i og hjemmeprodusert leveranse av varen, kan betraktes som to adskilte varer. En begrunnelse for dette er at våre modellvarer er aggregater av enkeltvarer. Import og hjemmeveranser av én og samme modellvare kan være ulikt sammensatt m.h.p. enkeltvarene. I tillegg kan etterspørerne vurdere hjemmeprodusert eller importert som en kvalitet i seg selv, eller som differensierte produkter.

Vi tar utgangspunkt i teorien for produsentatferd. (1) viser produktfunksjonen for sektor j som produserer varen y_j .

x_{ij} er innsats av vare i til sektor j . x_{ij} kan splittes opp på to komponenter, h.h.v. hjemmeveranser, x_{ij}^H og importleveranser, x_{ij}^I . z_j er andre innsatsfaktorer som f.eks. arbeidskraft og kapital.

$$(1) y_j = F_j(x_{1j}^H, x_{1j}^I, \dots, x_{Nj}^H, x_{Nj}^I, z_j)$$

Vi gjør to forutsetninger m.h.p. (1). For det første antar vi svak separabilitet mellom x_{mj} og x_{nj} . Den marginale substitusjonsbrøk mellom x_{ij}^I og x_{ij}^H vil dermed være uavhengig av innsatsen av andre varer som inngår som innsatsfaktorer i sektor j . Denne forutsetningen kan være noe problematisk når man opererer med vareaggregater. Hvis de to aggregatene er svært forskjellig sammensatt, kan det tekniske substitusjonsforholdet mellom øvrige innsatsfaktorer, x_k , og h.h.v. x_{ij}^I og x_{ij}^H være ulikt. Antagelsen om svak separabilitet vil i så fall være brutt.

Vi kan nå uttrykke (1) som:

$$(2) y_j = F_j(x_{1j}, \dots, x_{Nj}, z_j)$$

der

$$(3) x_{ij} = f(x_{ij}^H, x_{ij}^I)$$

Antar vi i tillegg at f -funksjonen er homogen av grad 1 i x_{ij}^I og x_{ij}^H , vil den profittmaksimerende eller kostnadsminimerende sammensetningen av x_{ij}^I og x_{ij}^H være uavhengig av nivået på andre innsatsfaktorer, selv om ikke aggregatet x_{ij} er det.

Når f -funksjonen er homogen av grad én kan virkningen av h.h.v. produksjonsnivå og faktorpriser på produksjonskostnadene, behandles separat. Ved en kostnadsminimerende adferd vil i så fall forholdet mellom x_{ij}^I og x_{ij}^H kun avhenge av relative priser. Under selve estimeringen bør denne forutsetningen testes. Dette er ikke blitt gjort i denne omgangen, men vil eventuelt bli gjort seinere. Det er også mulig å åpne for ikke-homogenitet på kort sikt i det tilpasningen til ny importandel kan ta ulik tid avhengig av hvilken av de to prisene det

er som endres.

Disse forutsetningene gjør oss i stand til å studere sammensetningen av aggregatet uavhengig av innsatsen av andre varer.

Vi spesifiserer (3) som en CES-funksjon.

$$(4) x_{ij} = [\delta_{ij} (x_{ij}^I / \delta_{ij})^{-\tau_{ij}} + (1 - \delta_{ij}) (x_{ij}^H / (1 - \delta_{ij}))^{-\tau_{ij}}]^{-1/\tau_{ij}}$$

der δ_{ij} er en fordelingsparameter.

Substitusjonselastisiteten for norsk og importert innsats av vare i i sektor j er definert ved $\sigma_{ij} = 1/(1 + \tau_{ij})$. Litt upresist kan det sies at denne måler med hvor mange prosent forholdet mellom hjemmeproduisert og importert innsats av vare i til sektor j endres når prisforholdet endres med én prosent.

I Frenger (1980b) nevnes det tre grunner for å bruke en CES-funksjon:

- i) Det er en velkjent funksjonsform og substitusjonselastisiteten er forholdsvis lett å estimere.
- ii) Når vi har kun to faktorer som i (4), gir CES-funksjonen en annen-grads approksimasjon til en vilkårlig pari-passu produktfunksjon.
- iii) Den oppfører seg "korrekt" for alle positive vareinnsatser.

Den optimale sammensetningen av aggregatet antas å bli bestemt ved kostnadsminimering. 1. ordens betingelsen gir oss:

$$(5) \log(x_{ij}^H / x_{ij}^I) = \log[(1 - \delta_{ij}) / \delta_{ij}] + \sigma_{ij} \log(P_i^I / P_i^H)$$

Importandelen av vare i til sektor j, MB_{ij} , er definert ved (6).

$$(6) MB_{ij} = x_{ij}^I / (x_{ij}^H + x_{ij}^I)$$

Fra (5) kan vi beregne importandelen.

$$(7) MB_{ij} = 1 / [1 + \exp(a_{0ij}) * (P_{ij}^I / P_{ij}^H)^{\sigma_{ij}}]$$

der $a_{0ij} = \log[(1 - \delta_{ij}) / \delta_{ij}]$

3. DATAMATERIALET

I estimeringen har vi brukt tidsserier fra henholdsvis årlig og kvartalsvis nasjonalregnskap.

I NR finnes det tall for den totale tilgangen av vare i til sektor j. NR inneholder imidlertid ikke tidsserier som viser hvordan denne tilgangen fordeler seg på import og hjemmleveranser. Begrensningene i datamaterialet hindrer oss dermed i å benytte det teoretiske opplegget som vi beskrev i avsnitt 1. På den andre siden gir NR tall for total import av vare i summert over alle mottakersektorer. Dette gjør det mulig å estimere relasjoner for gjennomsnittlig importandel av vare i, beregnet over alle mottakersektorer. Konsekvensene av dette er drøftet nærmere i avsnitt 4.

Vi har følgende sammenheng mellom variablene som vi har definert tidligere i notatet, og dataseriene i nasjonalregnskapsdatabankene AARDAT (årsserier) og KVDATA (kvartalsserier) (se Bergan (1986) og Ouren (1989)):

$$x_i^I = IB_i + TB_i$$

$$x_i^H = XVB_i - AB_i$$

$$P_i^H = BH_i$$

$$P_i^I = BI_i$$

der IB_i = Import av vare i, basispriser ekskl. toll
 TB_i = Toll, vare i
 XVB_i = Innenlandsk produksjon av vare i, basispriser
 AB_i = Eksport av vare i, basispriser
 BH_i = Basisprisindeks hjemmleveranser, vare i
 BI_i = Basispriser import inkl.toll, vare i

Hjemmleveranser av vare i er definert som innenlandsk produksjon minus eksport av varen. Importert innsats av varen er definert som import inkl.toll. Størrelsene er målt i faste basispriser. I tråd med begrensningene i datamaterialet, har vi sløffet fotskriften for mottakende sektor.

På grunn av begrensninger i datamaterialet, er det ikke mulig å justere tallene for reeksport. Dette medfører at vi får en overvurdering av importert innsats av varen da importen også omfatter vareimport som ikke anvendes innenlands, men som reeksporteres. Tilsvarende vil en del av eksporten skrive seg fra tidligere import av varen og ikke innenlandsk produksjon. Når vi trekker eksport fra innenlandsk produksjon for å komme fram til den innenlandske anvendelsen av denne produksjonen, vil den innenlandske anvendelsen bli undervurdert så lenge ikke all eksport i NR er produsert innenlands.

Et annet problem skyldes at noe av importen av vare i i periode t vil gå til lager for å bli anvendt først i seinere perioder. Tilsvarende vil skje med deler av hjemmeproduksjonen. Ideelt sett skal vi justere for endringer i import- og hjemmelager slik at tallene viser hvordan den faktiske anvendelsen av en vare i en gitt periode fordeler seg på import og hjemmleveranser.

Vi får imidlertid ikke justert for lagerendringene, da NR ikke gir grunnlag for å splitte endringene i totallageret opp på endringer i h.h.v. import- og hjemmelager. I perioder med

en oppbygging av importlageret, vil importen av varen være større enn innsatsen av importvaren i mottakersektorene. Den importerte innsatsen blir dermed overvurdert i perioder med oppbygging av importlageret. Tilsvarende får vi en undervurdering av importert innsats i perioder med nedbygging av importlageret.

I modellene fordeles lager etter vare på import- og hjemmevarelager utifra forholdet mellom import etter vare og total tilgang etter vare. Økosirksammenhengen der nettoimport er lik total anvendelse multiplisert med importandelen, gjelder for hver enkelt vare. Nettoimport er lik import minus reeksport og importvarelager.

4. FORENKLINGER I FORHOLD TIL DET TEORETISKE OPPLEGGET

Som følge av de begrensningene datamaterialet pålegger oss, har vi gjort enkelte forenklinger i forhold til det teoretiske opplegget som er beskrevet i avsnitt 1. I (5) og (7) antas det at ulike sektorer som mottar samme vare, reagerer ulikt på endringer i prisforholdet mellom hjemmeleveranser og import. Dette ivaretas av ulike substitusjonselastisiteter σ_{ij} , som varierer både m.h.p. vare og mottakende sektor. Datamaterialet inneholder imidlertid ikke tidsserier for import og hjemmeleveranser av vare i til sektor j . Vi kan derfor ikke estimere substitusjonselastisiteten σ_{ij} og må anta lik substitusjonselastisitet i alle sektorene. Dette innebærer i praksis at vi estimerer den gjennomsnittlige substitusjonselastisiteten, σ_i .

Vi erstatter ligning (5) og (7) med h.h.v. (8) og (9).

$$(8) \log(x_i^H/x_i^I) = \log[(1-\delta_i)/\delta_i] + \sigma_i \log(P_i^I/P_i^H)$$

$$(9) MB_i = 1/[1 + \exp(a_0) * (P_i^I/P_i^H)^{\sigma_i}]$$

Hvis substitusjonselastisiteten varierer mellom sektorene, vil vi ved å bruke den gjennomsnittlige substitusjonselastisiteten, overvurdere importandelsendringen ved endrete relative priser i sektorer der substitusjonselastisiteten, σ_{ij} er mindre enn den gjennomsnittlige substitusjonselastisiteten, σ_i . I sektorer med $\sigma_{ij} > \sigma_i$, vil vi undervurdere endringen i importandelen.

I kvantumsmodellen summerer vi over sektorer og feilen vi gjør i enkeltsektorer vil dermed utjevnes. Bruk av gjennomsnittlig substitusjonselastisiteten får først betydning når det skjer en endring i fordelingen av varen på mottakersektorer med ulik substitusjonselastisitet.

I prismodellen summeres det over varer og det er dermed ikke gitt at feilen utjevnes.

Konsekvensene av å anta lik substitusjonselastisitet er nærmere drøftet i Stølen (1983) ss. 26-27.

5. ESTIMERT LIGNING

(10) og (11) viser den mest generelle spesifikasjonen av ligningen vi har estimert på h.h.v. års- og kvartalsdata. Begge tar utgangspunkt i (5). Vi er interessert i å estimere substitusjonselastisiteten for vare i , samt den dynamiske strukturen i tilpasningen.

$$(10) y_t = a_0 + a_1(0)p_t + a_1(-1)p_{t-1} + a_1(-2)p_{t-2} + b_1 y_{t-1} + c_1 t + u_t$$

$$(11) y_t = a_0 + A(L)p_t + B(L)y_{t-1} + c_1 tk$$

$$+ d_1(DKV1 - DKV4) + d_2(DKV2 - DKV4) + d_3(DKV3 - DKV4)$$

$$+ dd_1(DKV1 - DKV4)DKVBRUDD + dd_2(DKV2 - DKV4)DKVBRUDD$$

$$+ dd_3(DKV3 - DKV4)DKVBRUDD + u_t$$

der

$$y_t = \log(x_t^H/x_t^I)$$

$$p_t = \log(P_t^I/P_t^H)$$

t og tk er trendvariable brukt i h.h.v. MODAG og KVARTS.

DKV_k er dummy for k -te kvartal. Variabelen er lik 1 i k -te kvartal og 0 ellers. $DKVBRUDD$ er dummy for endring i kvartalsmønsteret og er 1 fram t.o.m. 1977 4, og 0 deretter.

u_t er et stokastisk restledd som antas å ha de vanlige egenskapene.

$A(L)$ og $B(L)$ er lagpolynomer der

$$A(L) = a_1(0) + a_1(-1)L^1 + \dots + a_1(-m)L^m \text{ og}$$

$$B(L) = b_1(0) + b_1(-1)L^1 + \dots + b_1(-n)L^n.$$

m er antall lag på logaritmen til relative priser og n er antall lag på endogen variabel perioden før.

I forhold til (5) har vi åpnet for dynamikk i tilpasningen ved å inkludere lagget eksogen og endogen i den estimerte ligningen. Dette innebærer at det kan ta mer enn én periode fra det skjer en endring i relative priser, før virkningen av dette har slått fullt gjennom i sammensetningen av hjemmeprodusert og importert innsats av varen. Dette tidslaget har ulike teoretiske begrunnelser. De to mest vanlige begrunnelsene i økonometrisk litteratur er (i) adaptive forventninger og (ii) delvis tilpasning (partial adjustment). Den estimerte ligningen kan også utledes fra en modell med rasjonelle forventninger og en AR-prosess i relative priser.

I vår modell vil en hypotese om adaptive forventninger bety at avveiningen mellom hjemmeproduksjon og import av varen avhenger av forventede relative priser. Har aktørene

adaptive forventninger, vil forventningsanslaget være et veid gjennomsnitt av alle tidligere observerte prisforhold. Vektene vil danne en geometrisk avtakende rekke. Vi får en uendelig lagfordeling i relative priser som eksogen variabel på høyre siden i ligningen. Det er vanlig å legge en restriksjon på antall lag, da prisene noen år tilbake har svært liten effekt. I stedet for å estimere koeffisientene i denne lagfordelingen, kan modellen formuleres med lagget endogen på høyre side i tillegg til løpende verdi på relative priser.

I følge hypotesen om delvis tilpasning, vil relative priser i inneværende periode bestemme ønsket forhold mellom hjemmeproduisert og importert innsats av varen. På grunn av tilpasningskostnader vil man tilpasse seg til det nye ønskede forholdet som oppstår ved en endring i relative priser, over mer enn en periode. Forholdet mellom hjemmeproduisert og importert innsats i en gitt periode kan dermed vises å avhenge av alle tidligere observerte prisforhold, på tilsvarende måte som ved adaptive forventninger. Forskjellen i ligningsstrukturen som følger av disse to hypotesene, ligger kun i restleddet. Ved adaptive forventninger er det rimelig å anta autoregressive restledd, mens restleddet i modellen som bygger på delvis tilpasning, kan forutsettes å være hvit støy.

Disse to hypotesene leder til ligningsstrukturer med enten lagget endogen eller et uendelig lagpolynom i relative priser. Ved den siste spesifikasjonen må det gjøres forutsetninger om laglengden. Man kan også velge en kombinasjon der et relativt kort lag på relative priser fanger opp virkninger på mellomlang sikt mens ytterligere tidsforsinkelser blir ivaretatt av lagget endogen.

Ved å anta hypoteser om en generalisert modell for forventningsdannelse eller en feilkorrigeringsmodell, vil vi få en ligningsstruktur med lag på både endogen og eksogen variabel. Hvis (10) og (11) skal representere en feilkorrigeringsmodell, må parametrene pålegges restriksjoner slik at de oppfyller visse langsiktige egenskaper.

En annen mulig forklaring på at lagget endogen og eksogen variabel inngår samtidig, er at vi opprinnelig har en statisk modell med et autoregressivt restledd. Den estimerte ligningen er i så fall et eksempel på bruk av "generaliserte minste kvadraters metode", med ikke-lineære restriksjoner på parametrene. Ved fri estimering v.h.a. vanlig minste kvadraters metode bør vi teste for disse restriksjonene når vi ender opp med en spesifikasjon med lag på både endogen og eksogen.

Vi har utvidet (7) med et trendledd som fanger opp effekten av eventuelle utelatte variable. Et signifikant trendledd kan være et tegn på at en alternativ teori f.eks. tilbudsbestemt import, ville forklart importen av den aktuelle varen bedre. For kjemiske råvarer (vare 37) har vi også med en dummy som er 1 før 1979 og 0 etter. Denne tar vare på effekten av åpningen av Rafsnes i 1979. I KVARTS har vi i tillegg med kvartalsdummyer og dummyer for brudd i kvartalsmønsteret i dataseriene mellom 1977 og 1978 da beregningsmetoden i KNR ble lagt om.

6. ESTIMERINGSRESULTATER

(10) og (11) er estimert v.h.a. minste kvadraters metode.

Estimeringsperioden er h.h.v. 1970 - 1987 og 1970 1 - 1987 4, dvs. henholdsvis 18 og 72 observasjoner.

Oversikten under viser hvilke varer vi har estimert importandelen for. I tidligere versjoner av modellene har importandelsendringen for varene Fisk (vare 13), Transporttjenester, innenlands (vare 74), Varehandel (vare 81) og Annen privat tjenesteyting (vare 85), vært bestemt eksogent.

Varer som er estimert

Varenummer	Vare
13	Fisk
16	Foredlete jordbruks- og fiskeprodukter
17	Drikkevarer og tobakk
18	Tekstil- og bekledningsvarer
25	Diverse industriprodukter
34	Treforedlingsprodukter
37	Kjemiske råvarer
43	Metaller
46	Verkstedsprodukter
74	Transporttjenester, innenlands
81	Varehandel
85	Annen privat tjenesteyting

I 1987 utgjorde disse varene rundt 60 prosent av den totale importen. De resterende 40 prosentene består hovedsakelig av import av ikke-konkurrerende importvarer, skip- og oljeplattformer, olje, gass og raffinerte petroleumsprodukter. Importen av disse varene bestemmes direkte av innenlandsk etterspørsel ettersom det enten ikke er særlig norsk produksjon av varene, eller produksjonen er eksogen eller tilbudsbestemt i modellene.

6.1 Valg av ligningsstruktur i MODAG

Vi har tatt utgangspunkt i den generelle ligningen (10):

$$(10) y_t = a_0 + a_1(0)p_t + a_1(-1)p_{t-1} + a_1(-2)p_{t-2} + b_1 y_{t-1} + c_1 t + u_t$$

Utformingen av ligningen er diskutert og symbolene definert i avsnitt 4.

Den generelle ligningen er estimert for varene 13 16 17 18 25 34 37 43 46 74 81 og 85.

I testingen benyttes t- og F-tester. Testprosedyren er skissert i figur 1. På ethvert trinn testes det for en enkelt koeffisient. Hvis vi får forkastning av hypotesen om at koeffisienten er null går vi videre, hvis ikke blir den aktuelle ligningen valgt. På alle trinn kan vi gå videre

i ulike retninger. Alle retningene er blitt forsøkt og vi har så valgt den retningen som gir minst sannsynlighet for at den koeffisienten vi tester m.h.p. er forskjellig fra null. Hvis vi ikke på noe trinn kan forkaste at koeffisienten er lik null, ender vi i (7). Vi forkaster her teorien om at forholdet mellom import- og hjemmepriser kan forklare sammensetningen av en gitt innsats av en vare på import- og hjemmeleveranser. Teorien blir også forkastet hvis vi blir sittende igjen med trendleddet som eneste forklaringsvariabel.

I enkelte tilfeller har vi hatt alternative ligninger å velge mellom som alle har hatt signifikante koeffisienter. Vi har i så fall vurdert ligningene opp i mot hverandre ved å se på ligningenes føyningsegenskaper, simuleringsegenskaper samt ulike testobservatorer for misspesifikasjon.

Estimerte koeffisienter med standardavvik for de implementerte ligningene er gjengitt i tabell 6.1. Tabell 6.2 viser ulike testobservatorer. Elastisitetene er utregnet i tabell 7.1, mens tabell 7.2 oppsummerer lagstrukturen. Figurene i vedlegg I viser resultatet av dynamiske simuleringer av importandelene.

For vare 13 og vare 85 kunne vi ikke forkaste null-hypotesen på noe trinn. Vi endte for disse to varene i (7) i figur 1. Importandelsendringen for disse to varene vil fortsatt bli gitt eksogent i modellen.

Vare 16. Ved fri estimering med både relative priser og endogen lagget en periode, blir ingen av disse to leddene signifikante. Med nullrestriksjon på ett av de to leddene, blir det andre signifikant. Nullrestriksjon på b_1 gir imidlertid problemer med autokorrelasjon. Ved å pålegge lagrestriksjon i form av et Almonlag på prisforholdet (tabell 7.2), fikk vi bedret presisjonen og dermed t-verdien på b_1 .

Vare 17. Leddet med løpende verdi på relative priser er ikke signifikant på noen nivåer, mens relative priser lagget en periode har en klar forklaringsverdi. I den implementerte relasjonen er lagget endogen med i tillegg til relative priser perioden før. Denne ble foretrukket framfor en relasjon med trend der lagget endogen ikke inngikk.

Vare 18. Den eneste koeffisienten som er klart signifikant (tabell 6.1), er koeffisienten foran trenden som forklarer nesten all variasjon i forholdet mellom hjemmeleveranser og import. I den implimenterte ligningen er i tillegg relative priser i inneværende periode tatt med. Dette leddet hadde høyest t-verdi av de øvrige variablene. Resultatene tyder på at den valgte spesifikasjonen forklarer dårlig importen av tekstil- og bekledningsvarer.

Vi får relativ høy f-verdi på Arch (1)² (tabell 6.2), men hypotesen om ingen heteroskedastisitet, kan ikke forkastes. Rekursive plott viser ustabilitet mot slutten av estimeringsperioden, med økt vekt på trend og mindre på relative priser.

Vare 25. Valget sto her mellom to ligninger med signifikante koeffisienter, den ene med lagget endogen i tillegg til relative priser, og den andre med trend i tillegg til prisene. Hvis både trend og lagget endogen inngikk i samme ligning, fikk ingen av dem signifikante koeffisienter. Vi har valgt relasjonen med lagget endogen, da denne gir et mer presist estimat på koeffisienten til relative priser, i tillegg til å fjerne problem med autokorrelasjon.

²ARCH(m) er en test for heteroskedastisitet. I ARCH(m) tester vi signifikansen til $\alpha_1, \dots, \alpha_m$ i $u_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \dots + \alpha_m u_{t-m}^2$ i en F-test. u_t er residualene i likningen som testes. Signifikante koeffisienter indikerer heteroskedastisitet.

Både Cusum³- og rekursive⁴-plott viser at vi har problemer med ustabilitet mot slutten av estimeringsperioden. Vi får redusert vekt på relative priser og mer vekt på lagget endogen. Estimert substitusjonselastisitet øker noe (tabell 7.2). (Fra 2,55 i 1983 til 2,73 i 1987).

Vare 34. Det er for denne varen et valg mellom lagget endogen eller lagget prisforhold, i tillegg til løpende verdi på prisforholdet og trendvariabelen. Lagget endogen er valgt fordi den gir noe bedre føyning og fordi verdien på a_2 er ustabil i estimeringene.

Vare 37. Vi får klar forkastning både m.h.p. lagget endogen, trendvariabelen og p_{t-2} . p_{t-1} er implementert til tross for at koeffisienten ikke er signifikant (tabell 6.1). t-verdien er imidlertid relativt høy og fra datamaterialet ser vi at i 3-4 tilfeller har endringen i importraten lagget med ett år på prisene.

DW-observatoren er lav (tabell 6.2), men ligger i området for ikke-forkastning. Autotesten⁵ gir oss heller ikke forkastning.

Cusum-plottet kan tyde på ustabilitet rundt 1980, men Chow-testen forkaster strukturendring både med underperioder 1970-80 og 1970-81.

Rekursiv estimering viser at koeffisientestimatene er bortimot uendret de siste 6-7 observasjonene.

Vare 43. Koeffisienten for løpende relative priser blir enten negativ og/eller insignifikant. Trendvariabelen og lagget endogen har heller ikke signifikante koeffisienter. Vi ender dermed opp med relative priser lagget en periode som eneste forklaringsvariabel (tabell 6.1).

Ligningen for vare 43 har lavest forklaringskraft av de estimerte ligningene (tabell 6.2). Dette kan skyldes lagerbevegelser og stor eksport av varen. Det kan også tenkes at den typen metaller som importeres ikke er samme typen som produseres i Norge. Dette innebærer i så fall at import og hjemmeleveranser av varen er hetoregne varer. Det vil i så fall være problemer med å begrunne forutsetningen om svak separabilitet.

Dynamisk simulering (figur 8) viser at ligningen har problemer med å ta svingningene i importandelen mot slutten av perioden, men at den tar trenden. Dette kan tyde på at det er lagerbevegelser som skaper problemer.

Rekursivt plott viser at koeffisientestimatene er ustabile mot slutten av estimeringsperioden.

Vare 46. Relative priser i inneværende periode og lagget to perioder har høye t-verdier.

³Cusum-testen er en test for misspesifikasjon og strukturell ustabilitet. Vi tester $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_T = \beta$ i $y_t = x'_t \beta_t + u_t$, $t=1,2,\dots,T$ der β_t er OLS-estimatet på β basert på de første τ observasjonene (se Harvey (1982)). I et Cusum-plott plottes den kumulerte summen av de standardiserte residualene sammen med signifikansområdet for testen.

⁴I et rekursivt plott plottes hver enkelt koeffisient som tidsserie, $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_T$, sammen med +/- to-ganger standardavviket for koeffisienten. β_t er OLS-estimatet basert på de første τ observasjonene. Mulige strukturelle endringer i løpet av estimeringsperioden kan avleses fra plottet.

⁵AUTO(m) er en Lagrange multiplikator test for autokorrelasjon av orden m. Vi tester signifikansen til ϕ -koeffisientene i regresjonen $u_t = \phi_1 u_{t-1} + \dots + \phi_m u_{t-m} + x'_t \Gamma + \varepsilon_t$ i en F-test. u_t er residualene og x'_t høyre-side variablene fra likningen som testes. Signifikante β -er indikerer autokorrelasjon.

Vi har derfor valgt å bruke et Almon-lag. Det valgte Almon-lagget er det som gir best forklaringsverdi. Uten lagget endogen er det problemer med autokorrelasjon i ligningen.

Ligningen simulerer bra historisk (figur 9) og har god stabilitet i følge Cusum-plott og rekursiv estimering.

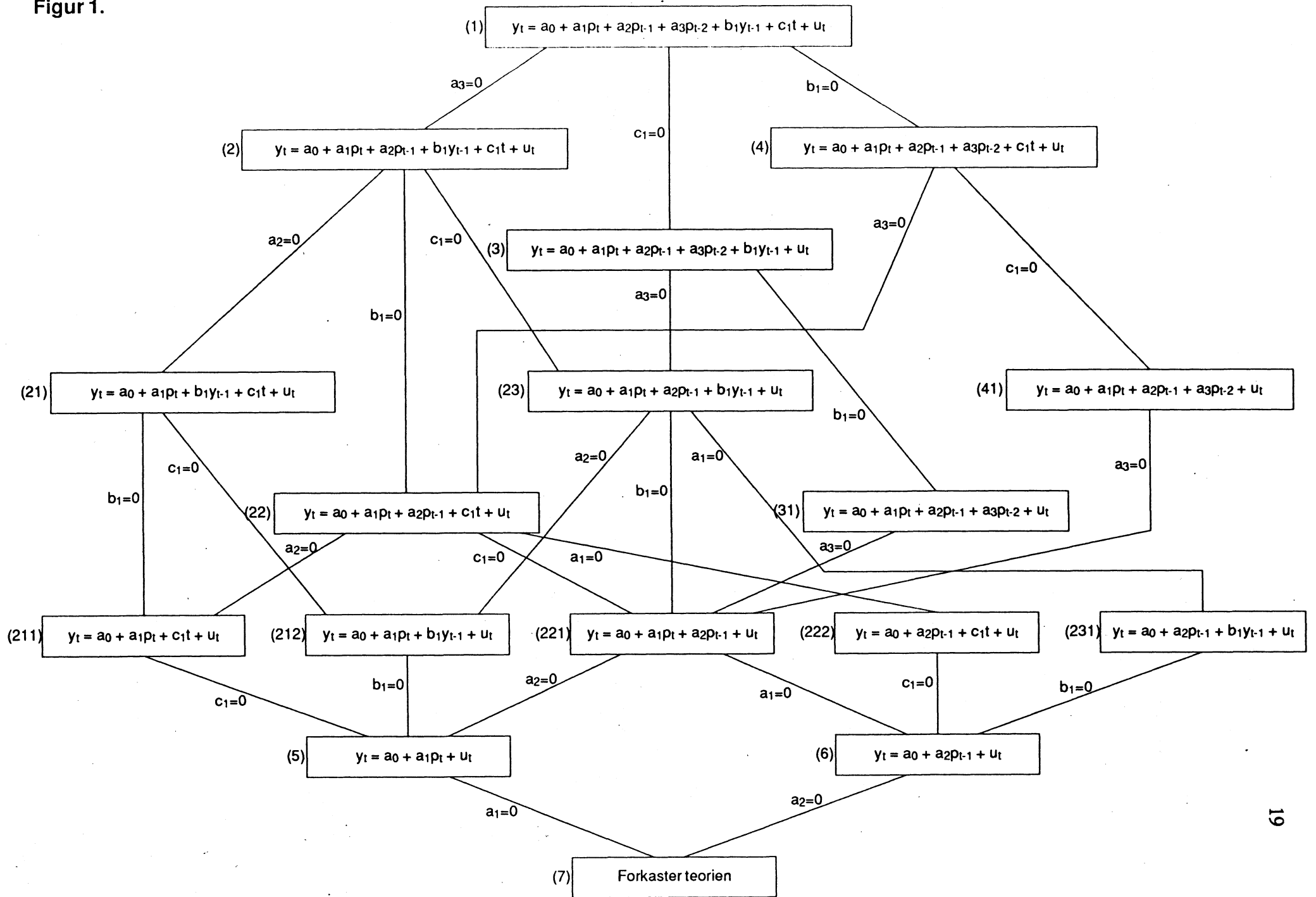
Vare 74. Koeffisienten for relative priser er upresist bestemt (tabell 6.1). Det er kun trendleddet som blir signifikant forskjellig fra null. Dette kan tyde på at modellen er feilspesifisert.

Vare 81.⁶ Koeffisienten for relative priser er ikke signifikant. Nesten hele forklaringskraften hviler på lagget endogen (tabell 6.1). Med nullrestriksjon på koeffisienten for lagget endogen bedres t-verdien for relative priser, men vi får da problemer med autokorrelasjon.

I følge rekursive plott er estimatene på a_0 og b_1 ustabile.

⁶Etter at resultatene rapportert i denne rapporten ble implementert i MODAG og KVARTS, har vi fått ny informasjon om vare 81. Import av varen er provisjoner og kommisjoner i forbindelse med norsk vareeksport. Vårt teoretiske utgangspunkt gjelder derfor ikke for import av vare 81. Dette forklarer de ikke-signifikante koeffisientene foran relative priser. Det finnes ikke informasjon om eksport av hvilke varer "import av vare 81" er tilknyttet. Regresjon av "import av vare 81" på eksport av enkeltvarer har heller ikke gitt resultater. I MODAG og KVARTS har vi derfor valgt å bestemme importandelsen-dringene eksogent.

Figur 1.



Tabell 6.1: Koeffisientverdier, MODAG.

Koeffisient	16	17	18	25	34	37	43	46	74	81
a_0	1,62 (,60) ¹	0,87 (,22)	-0,12 (,03)	0,09** (,06)	1,16 (,19)	-0,23 (,06)	-0,93 (,07)	-0,37 (,11)	4,75 (,07)	0,93** (,78)
$a_1(0)$	0,57		0,24** (,22)	0,71 (,29)	1,34 (,21)	0,55 (,22)		0,98	0,91** (,61)	0,58** (,42)
$a_1(-1)$	0,33	0,62 (,18)				0,38* (,22)	0,82 (,17)	0,63		
$a_1(-2)$	0,14						0,35			
$a_1(-3)$							0,14			
$\sum_i a_1(-i)$	1,04 (,39)	0,62 (,18)	0,24 (,22)	0,71 (,29)	1,34 (,21)	0,93 (,28)	0,82 (,17)	2,10 (,68)	0,91 (,61)	0,58 (,42)
$b_1(0)$	0,31** (,25)	0,38 (,15)		0,74 (,11)	0,40 (,10)			0,49 (,17)		0,78 (,20)
c_1			-0,07 (,002)		-0,04 (,01)				-0,08 (,01)	
D37.79						-0,54 (,06)				

1) Standardavviket er oppgitt i parentes. Ved Almonlag har vi oppgitt standardavviket til summen av lagget.

* Ikke signifikant på 5 prosent nivå.

** Ikke signifikant på 1 prosent nivå.

Tabell 6.2: Statistikk-observatorer og test-observatorer, MODAG.

Vare	R ²	SER	SSR	DW	<u>Auto</u>	<u>Arch</u>	<u>Normbi</u>	
					F(1,v ²)	F(1,v ²)	F(4,v ²)	X(2)
16	0,72	0,064	0,057	2,06	0,08 ¹ (13) ²	0,25 (13)	0,27 (6)	1,05
17	0,81	0,069	0,070	2,41	1,04 (14)	0,23 (13)	0,27 (7)	0,50
18	0,99	0,042	0,026	1,54	0,74 (14)	2,14 (13)	0,79 (7)	0,21
25	0,97	0,042	0,027	2,11	1,09 (14)	0,05 (13)	0,26 (7)	1,47
34	0,93	0,066	0,062	2,23	0,40 (13)	0,48 (12)	0,63 (6)	1,12
37	0,93	0,102	0,145	1,50	0,99 (12)	1,28 (12)	0,65 (6)	0,25
43	0,60	0,170	0,464	2,07	0,14 (15)	1,14 (14)	0,60 (8)	0,77
46	0,97	0,070	0,068	2,02	0,15 (13)	0,01 (12)	0,96 (6)	1,50
74	0,87	0,160	0,384	1,64	0,05 (14)	1,53 (13)	0,86 (7)	0,70
81	0,72	0,184	0,509	1,55	1,23 (14)	3,55 (13)	1,04 (7)	0,72

1) Observert F-verdi. 2) v² i F(v¹,v²).

6.2 Valg av ligningstruktur i KVARTS

For alle varene er det først estimert med 12 og 7 perioders lag på h.h.v. relative priser og lagget endogen. Ulike kombinasjoner av lag er "testet" ved å studere SER, t-verdier og fortegn på koeffisientene. Dette er gjort som en første tentativ tilnærming til lagstrukturen.

Kvartalsdummyene er tatt med hvis dummyen for minst ett kvartal var signifikant. Tilsvarende kriterium er brukt for dummyene for brudd i kvartalsmønsteret. I de implementerte ligningene er DKV_j med i alle, mens $DKVBRUDD_j$ ikke er med i noen av ligningene.

Tabell 6.3 inneholder de estimerte koeffisientene og deres standardavvik. Testobservatorene er gjengitt i tabell 6.4 og elastisitetene og lagstrukturen i tabell 7.2.

For varene 13 og 85 var ingen koeffisienter signifikante og teorien måtte forkastes. Importandelsendringen for disse varene, som utgjør en svært liten andel av total import, vil fortsatt bli gitt eksogent i KVARTS.

Vare 16. Fri estimering med lag på relative priser, gir feil fortegn på koeffisientene foran lagget prisforhold. Restriksjoner på lagstrukturen gir insignifikant lagfordeling. Lagget endogen med ett og to kvartaler, gir signifikante koeffisienter (tabell 6.3). Andre lagspesifikasjoner er forsøkt, men på grunnlag av tester for autokorrelasjon (AUTO) og heteroskedastisitet (ARCH), er den implementerte ligningen valgt.

Tabell 6.4 viser at vi må forkaste H^0 "Ingen heteroskedastisitet" på 5 prosent nivået. På 1 prosent nivået får vi ikke forkastning. Problemet med heteroskedastisitet er større i de andre spesifikasjonene av ligningen som er testet.

Cusumplott, rekursivt plott og dynamisk simulering viser at vi har problemer fom. 1985. De rekursive plottene viser at konstantleddet bortimot halveres og vi får økt vekt på prisforholdet og lagget endogen mot slutten av estimeringsperioden.

Vare 17. Lag på relative priser og lagget endogen mindre enn ett år tilbake, gir insignifikante koeffisienter og/eller feil fortegn. Det er forsøkt med ulike restriksjoner og lengder på lagstrukturen. Et Almon lag på lagget endogen gir best forklaringskraft (tabell 7.2), og det er lite å vinne på i tillegg å inkludere en lagstruktur på relative priser. Chow-test viser at det skjer en strukturendring fra midten av 1977.

Vare 18. Estimering av ligning (11) gir signifikant koeffisient foran relative priser i inneværende periode. I den implementerte ligningen er det et to-perioders lag på den endogene variabelen. Det første av disse er imidlertid ikke signifikant forskjellig fra null. Når det allikevel er tatt med, skyldes det at vi får større forkastningsstyrke i mis-spesifikasjonstestene. Vare 18 er den eneste varen hvor koeffisientene foran dummyene for brudd i kvartalsmønsteret, er signifikante.

Vare 25. Kun relative priser i inneværende kvartal gir signifikant koeffisient med rett fortegn (tabell 6.3). Nullrestriksjon på mer enn to lag på den endogene variabelen kan ikke forkastes.

Cusumplottet viser tegn til endring i ligningstrukturen rundt 1983. Dette underbygges av rekursive plott, men i følge disse er elastisitetene uendret.

Vare 34. Også for denne varen er det kun relative priser i inneværende kvartal som gir signifikant koeffisient med riktig fortegn. Det er valgt å implementere en ligning med tre kvartalers lag på den endogene variabelen, til tross for at det første leddet i lagget ikke er signifikant på 10-prosents nivå. Summen av lagget er imidlertid klart signifikant. Trendleddet er klart signifikant. To av kvartals-dummyene er ikke signifikante på 10 prosent nivå, men F-test på $H^0: D1=D2=D3=0$ gir forkastning av H^0 .

Vare 37. For denne varen har lagget endogen ingen forklaringskraft. Flere ulike

spesifikasjoner av laglengde og -restriksjoner, gir omtrent samme styrke. Den implementerte ligningen er valgt fordi den gir lavest SER (tabell 6.4), i tillegg til å være den som gir en substitusjonselastisitet nærmest resultatet fra estimering på årsdata (tabell 7.1).

Ligningen er implementert med kvartalsdummyer. Disse er ikke signifikante, men bedrer simuleringsresultatene mot slutten av perioden (figur 7).

Vare 43. Leddene for relative priser i inneværende og inntil to perioders lag, gir insignifikante koeffisienter med feil fortegn. Relative priser lagget tre perioder har imidlertid forklaringskraft. Tilsvarende gjelder lagget endogen, én og to perioder. Ulike lag- restriksjoner på prisforholdet fører ikke fram. Det er også gjort forsøk med en error-correction modell, men dette gir heller ikke tilfredsstillende resultater.

Hypotesen om at restleddene er normalfordelt, må forkastes på grunnlag av NORM-BJ-testen (tabell 6.4). Dermed er også en viktig forutsetning for flere av de andre testene brutt.

Cusum-plott og Chow-test viser strukturendringer ved inngangen til 1978. Dette kan skyldes dataproblemer. De rekursive plottene underbygger resultatene fra Cusum-plottet og Chow-testen, i tillegg til å antyde noe ustabilitet mot slutten av estimeringsperioden.

Vare 46. Relative priser er signifikant og har riktig fortegn kun for inneværende kvartal. Null-restriksjon på lag utover to lag på lagget endogen kan ikke forkastes.

Vare 74. For denne varen ender vi opp med løpende relative priser, endogen lagget én periode og et trendledd. Ytterligere lag på relative priser og/eller lagget endogen bidrar ikke til å øke ligningens forklaringskraft. Hypotesen om at koeffisientene foran kvartalsdummyene er lik null, samlet eller enkeltvis, kan ikke forkastes. Disse er derfor satt lik null i den implementerte ligningen.

Hypotesen om at restleddene er normalfordelte må forkastes (tabell 6.4). De øvrige testene for misspesifikasjon (AUTO og ARCH) er dermed ikke gyldige.

Vare 81.⁷ Koeffisienten foran løpende relative priser er signifikant. Vi har i tillegg valgt å ta med lagget endogen, til tross for at dette leddet ikke er signifikant forskjellig fra null. Når det utelates får vi problemer med autokorrelasjon i ligningen. Heller ikke for denne varen får vi signifikante koeffisienter foran kvartalsdummyene.

Vi må også her forkaste hypotesen om normalfordelte restledd.

⁷Misspesifikasjon av den teoretiske modellen (se fotnote 6, s.17) kan forklare den dårlige føyningen til den valgte ligningen i estimeringsperioden. Vi har i ettertid valgt å fastsette importandelsendringen for vare 81 eksogent. Det er forøvrig interessant å merke seg at koeffisienten foran relative priser er signifikant, tiltross for at vi vet at den teoretiske modellen er feil. Dette illustrerer at signifikante koeffisienter ikke innebærer en automatisk verifisering av teorien.

Tabell 6.3: Koeffisientverdier, KVARTS.

Koeffisient	16	17	18 ¹	25	34	37	43	46	74	81
a_0	1,07 (,28) ²	0,36 (,17)	0,10 (,03)	0,08 (,03)	1,08 (,18)	-0,20 (,05)	-0,72 (,15)	-0,13 (,13)	3,86 (,57)	3,40 (,47)
$a_1(0)$	0,50 (,14)	0,25 (,12)	0,35 (,12)	0,58 (,12)	1,09 (,17)	0,24		0,69 (,16)	0,93 (,37)	1,13 (,35)
$a_1(-1)$						0,19				
$a_1(-2)$						0,14				
$a_1(-3)$						0,09	0,58 (,19)			
$a_1(-4)$						0,05				
$\sum_i a_1(-i)$	0,50 (,12)	0,25 (,17)	0,35 (,20)	0,58 (,19)	1,09 (,16)	0,71 (,37)	0,58 (,35)	0,69 (,14)	0,93 (,12)	1,13 (,12)
$b_1(0)$	0,33 (,11)	0,07 (,11)	0,08** (,10)	0,54 (,11)	0,13**		0,14 (,07)	0,47 (,11)	0,23 (,11)	0,18** (,12)
$b_1(-1)$	0,22 (,11)	0,03 (,12)	0,32 (,10)	0,26 (,10)	0,19		0,14 (,07)	0,37 (,10)		
$b_1(-2)$	0,04			0,19 (,10)						
$b_1(-3)$	0,09									
$b_1(-4)$	0,18									
$b_1(-5)$	0,32									
$\sum_i b_1(-i)$	0,55 (,11)	0,73 (,12)	0,41 (,15)	0,80 (,05)	0,51 (,09)		0,28 (,14)	0,84 (,05)	0,23 (,11)	0,18 (,12)
c_1			-0,01 (,003)		-0,01 (,002)				-0,02 (,002)	
D1	0,06 (,02)	0,05 (,03)	0,15 (,03)	0,09 (,01)	0,10 (,02)	-0,01* (,04)	0,06* (,08)	0,13 (,02)		
D2	0,07 (,02)	0,06 (,02)	0,11 (,02)	-0,01* (,01)	-0,02** (,03)	-0,04* (,04)	0,23 (,08)	-0,10 (,02)		
D3	-0,02 (,02)	-0,08 (,02)	-0,25 (,02)	-0,05 (,01)	-0,01** (,03)	0,04* (,04)	0,06* (,08)	-0,08 (,02)		
37.79						-0,57 (,05)				

1) For vare 18 har vi i tillegg signifikante koeffisienter for brudd i kvartalsmønsteret: DD1=0,01(,03) DD2=-0,08(,02) DD3=0,08(,03).

2) Standardavviket er oppgitt i parentes.

* Ikke signifikant på 5 prosent nivå.

** Ikke signifikant på 10 prosent nivå.

Tabell 6.4: Statistikk-observatorer og test-observatorer, KVARTS.

Vare					<u>Auto</u>		<u>Arch</u>		<u>Normbi</u>
	R ²	SER	SSR	DW	F(1,v ²)	F(4,v ²)	F(1,v ²)	F(4,v ²)	X(2)
16	0,64	0,090	0,531	2,10	2,744 ¹ (64) ²	1,127 (61)	5,171* (63)	0,223 (57)	1,304
17	0,66	0,110	0,777	1,86	0,419 (63)	0,325 (60)	0,087 (62)	1,045 (56)	5,190
18	0,98	0,057	0,200	2,00	0,0003 (60)	1,594 (57)	0,004 (59)	1,538 (53)	0,389
25	0,97	0,040	0,104	1,89	0,608 (65)	1,242 (61)	1,531 (63)	1,433 (57)	1,298
34	0,81	0,121	0,915	2,04	0,192 (62)	0,737 (59)	0,603 (61)	0,276 (55)	0,378
37	0,79	0,180	2,133	2,04	0,119 (65)	0,490 (62)	0,010 (64)	0,813 (58)	0,379
43	0,31	0,382	9,625	1,97	0,017 (65)	0,051 (62)	0,031 (64)	0,038 (58)	1956,9**
46	0,96	0,077	0,380	1,91	0,094 (64)	0,897 (61)	1,706 (63)	0,866 (57)	0,569
74	0,81	0,192	2,501	2,01	0,110 (67)	0,929 (64)	0,409 (66)	0,251 (60)	9,244**
81	0,21	0,446	13,716	2,02	0,525 (68)	1,280 (65)	0,006 (67)	1,130 (61)	2993,7**

1) Observert F-verdi. 2) v² i F(v¹,v²).

* Ikke signifikant på 5 prosent nivå.

** Ikke signifikant på 1 prosent nivå.

7. SUBSTITUSJONSELASTISITET OG LAGSTRUKTUR

7.1 Estimering på årsdata

Tabell 7.1 gjengir den langsiktige substitusjonselastisiteten, σ , og de langsiktige priselastisitetene beregnet på årsdata for de varene vi har endogenisert i importandelsblokka i MODAG. Substitusjonselastisiteten sier hvor mange prosent forholdet mellom hjemmeleveranser og import vil endre seg når forholdet mellom import- og hjemmepris endres med én prosent. Priselastisitetene avhenger av substitusjonselastisiteten og importandelen i verdi (se formel i fotnote 1 til tabell 7.1). Med en importandel som endrer seg over tid, vil også priselastisitetene endres. I tabell 7.1 har vi regnet ut elastisitetene for 1987. Priselastisitetene er symmetriske. En prosents økning i importprisen og en prosents nedgang i hjemmeprisen gir prosentvis like stor økning i h.h.v. hjemmeleveranser og import.

I Stølen (1983), tab.4.2, er det gjengitt elastisiteter beregnet på grunnlag av estimeringer på perioden 1962-1981. Tabellene er ikke helt sammenlignbare på grunn av endringer i vareinndelingen, spesielt gjelder dette varene 26, 27, 28 og 33 som i den nye aggregeringen omfattes av vare 25. Varene 17, 74 og 81 er ikke med i tabell 4.2.

For Foredlete jordbruks- og fiskeprodukter (vare 16), Diverse industriprodukter (vare 25), Treforedlingsprodukter (vare 34) og Verkstedsprodukter (vare 46) har substitusjons- og priselastisitetene økt og vi får priselastisiteter større enn én i tallverdi. Vi har m.a.o. fått en mer prisfølsom importetterspørsel for disse varene. Substitusjonselastisitetene har imidlertid økt relativt mer enn importelastisitetene (e_{II}), og relativt mindre enn elastisitetene for hjemmeleveranser (e_{HI}). Dette skyldes at importandelene har økt siden Stølens undersøkelse.

Elastisitetene er redusert for Tekstil- og bekledningsvarer (vare 18), Kjemiske råvarer (vare 37) og Metaller (Vare 43).

Import av varene 25 og 46 utgjorde i 1987 rundt 40 prosent av den samlede importen. Det er disse to varene som har fått den største økningen i substitusjonselastisiteten. Spesielt er økningen for Verkstedsprodukter markant. Samlet må vi dermed kunne si at importen er blitt mer prisfølsom.

Tabell 7.1: Langsiktige substitusjonselastisiteter og priselastisiteter, årsdata 1).

Vare	Langsiktig substitusjonselastisitet	Langsiktige priselastisiteter (1987)		Lagstruktur, variabel	
		$e_{HI} = -e_{HH}^2$	$e_{II} = -e_{IH}$	IB/BH	HI(-1)
16	1,49	0,13	-1,36	PDL 3 2 T	X
17	1,00	0,20	-0,80	-1	X
18	0,24	0,19	-0,05	X	0
25	2,73	1,03	-1,70	X	X
34	2,23	0,72	-1,51	X	X
37	0,95	0,53	-0,42	DL 2	0
43	0,82	0,55	-0,27	-1	0
46	4,12	2,82	-1,30	PDL 4 2 T	X
74	0,91	0,03	-0,88	X	0
81	3,00	0,03	-2,97	X	X

$$1) \quad \sigma = \frac{\sum_{i=0}^4 a_i(-i)}{1 - \sum_{i=1}^5 b_i(-i)},$$

$$e_{HI} = a\sigma, \quad e_{II} = -(1-a)\sigma$$

der a er importandelen i 1987 målt i verdi.

2)

e_{HI} : Elastisiteten av importpris m.h.p. hjemmeleveranser.

e_{HH} : Elastisiteten av hjemmpris m.h.p. hjemmeleveranser.

e_{II} : Elastisiteten av importpris m.h.p. importleveranser.

e_{IH} : Elastisiteten av hjemmepris m.h.p. importleveranser

X: Variabelen inngår kun med løpende verdi.

0: Variabelen inngår ikke i ligningen.

-1: Variabelen inngår lagget en periode, uten løpende verdi

DL: Lagfordeling uten restriksjoner.

PDL: Almonlag, med følgende restriksjoner; N(none), T(tail), B(both).

Tabell 7.1 viser også lagstrukturen i den nye versjonen av importandelsblokka. Dynamikken i importandelsblokka avhenger av antall lag på relative priser, og størrelsen på koeffisienten foran lagget endogen. Med laggete relative priser, vil virkningen av en prisendring i en periode få innvirkning på importandelen i like mange påfølgende perioder som antall lag. Virkningen av en prisendring hvis ligningen inneholder lagget endogen, konvergerer mot null over tid. Jo nærmere koeffisienten er én i tallverdi, jo lengre tid tar det før virkningen er ignorerbar. Med en koeffisient større eller lik én i tallverdi, blir systemet ustabil.

For seks av de ti varene inneholder de foretrukne ligningene, lagget endogen. De seks er varene 16, 17, 25, 34, 46 og 81⁸. Dette er nytt i forhold til tidligere versjoner. For vare 46 har vi også fått et lengre lag på relative priser. Av det som er skrevet ovenfor, medfører disse endringene at tilpasningen mot ny ønsket importandel ved en endring i relative priser går tregere enn før. Spesielt for varene 25 og 81 går tilpasningen tregt på grunn av stor koeffisient foran lagget endogen. Vare 25 utgjør en såpass stor andel av samlet import, at man bør være oppmerksomme på mulige problemer med denne importandelen ved en dynamisk simulering. Dette har ikke gitt problemer i estimeringsperioden på grunn av en klar trendmessig utvikling i både importandelen og prisforholdet.

7.2 Estimering på kvartalsdata

Tabell 7.2 viser avledete elastisiteter og lagstruktur for importandeler estimert på kvartalsdata. Det er noe problematisk å sammenligne resultatene med tidligere versjoner, av to årsaker. For det første har vi estimert på en enklere ligningsstruktur enn tidligere, i og med at vi ikke lenger korrigerer for at de forskjellige mottakersektorene av en vare kan ha ulik fordeling på import- og hjemmeleveranser (se Reymert (1984), samt vedlegg 1). I tillegg har det blitt foretatt en disaggregering av antall varer og sektorer, slik at de åtte første varene i tabell 7.2 representerte kun fire varer i tidligere versjoner. Importandelsendringene for vare 74 og 81⁹ ble tidligere gitt eksogent. Disse to forholdene i tillegg til endret adferd, forklarer samlet endringer i elastisitetene. De tre effektene kan imidlertid ikke isoleres.

En sammenligning med tidligere resultater (Reymert (1984) og Bowitz og Eika (1989)) tyder på at substitusjonselastisiteten er omtrent uendret for varene 16 og 17, redusert for varene 25, 34 og 37, mens den er økt for vare 46.

En endring i relative priser vil gi svært liten effekt på etterspørselen mot innenlandske leverandører av h.h.v. varene 16, 74 og 81. Dette er varer som i utgangspunktet har svært lav importandel. De største effektene på etterspørselen mot innenlandske leverandører av en endring i relative priser, får vi hos varene 25 og 46, som i 1987 hadde importandeler på rundt h.h.v. 1/3 og 2/3.

I forhold til tidligere estimeringsresultater har vi fått mer dynamikk i importtilpasningen ved at tilpasningstreggheter i større grad er ivaretatt av lagget endogen framfor lag på relative priser. For vare 37 er lagstrukturen bortimot uendret.

⁸Se fotnote 6, s.18.

⁹Se fotnote 6, s.18.

Tabell 7.2: Langsiktige substitusjonselastisiteter og priselastisiteter, kvartalsdata 1).

Vare	Langsiktig substitusjonselastisitet	Langsiktige priselastisiteter (1987)		Lagstruktur, variabel	
		$\epsilon_{HI} = -\epsilon_{HH}^2$	$\epsilon_{II} = -\epsilon_{IH}$	IB/BH	HI(-1)
16	1,05	0,09	-0,96	X	DL 2
17	0,93	0,19	-0,74	X	PDL 6 2 N
18	0,59	0,47	-0,12	X	DL 2
25	2,82	1,06	-1,76	X	DL 2
34	2,22	0,72	-1,50	X	DL 3
37	0,71	0,40	-0,31	PDL 5 1 T	0
43	0,68	0,45	-0,23	X	DL 2
46	4,13	2,82	-1,31	X	DL 2
74	1,21	0,04	-1,17	X	X
81	1,38	0,01	-1,37	X	X

1) For forklaring av symbolene, se tabell 7.1.

7.3 Sammenligning av estimeringsresultater på års- og kvartalsdata

Generelt sett er det små forskjeller mellom de estimerte substitusjonselastisitetene på års- og kvartalsdata. Spesielt er resultatene for de to viktigste konkurrerende importvarene, vare 46 og vare 25, svært like. For varene 16, 18, 37, 74 og 81¹⁰ er forskjellene tildels store. For de fem nevnte varene gjelder det at enten koeffisienten foran relative priser eller koeffisienten foran lagget endogen, de to parametrene som inngår i substitusjonselastisiteten, er upresist bestemt i MODAG.

For å unngå forskjellige substitusjons- og priselastisiteter kan man pålegge parametrene i årsmodellen den langtidsløsningen som er estimert fra kvartalsdata eller motsatt. Hvilken vei man bør gå, avhenger av kvaliteten på kvartalsdataene i forhold til årsdataene. Kvartalsdata gir normalt mer informasjon enn årsdataene og skulle derfor være å foretrekke. Dersom det

¹⁰En mulig forklaring på de store forskjellene mellom resultatene fra h.h.v. års- og kvartalsdata for vare 81 kan være misspesifikasjon av den teoretiske modellen. Se forøvrig fotnote 6, s.18.

imidlertid er stor usikkerhet i kvartalsfordelingen, kan dette påvirke langtidsløsningen til strukturparametrene ved at kvartalsdummyer fanger opp noe av den effekten som ellers ville blitt tillagt de relative prisene. Vi har dårlig kvartalsinformasjon for flere av variablene som er benyttet under estimeringen av importsandelsutviklingen. Dette gjelder bl.a. innenlandsk tilgang av varer. For disse seriene kombineres årsserien for innenlandsk tilgang med en kvartalsfordeling hentet fra den respektive produksjonssektoren.

Vi kunne alternativt pålegge den langsiktige løsningen fra årsdata og kun estimere korttidsdynamikken fra kvartalsdata. I teorien skal en simultan estimering av den langsiktige løsningen og korttidsdynamikken gi det samme resultatet som vi får når vi estimerer langtidsløsningen og dynamikken hver for seg ved bruk av to-trinns metoden. Dette gjelder imidlertid kun når vi står overfor en uendelig lang estimeringsperiode. I vårt tilfelle er estimeringsperioden så kort at korttidsdynamikken skaper støy som påvirker estimeringsresultatet m.h.p. den langsiktige løsningen.

Fordi det er uklart hvilket datasett som har best kvalitet, har vi foreløpig valgt ikke å bruke estimeringsresultatene fra det ene datasettet som restriksjoner i estimeringen på det andre. Forskjellen i estimeringsresultatene fra de to datasettene bør imidlertid vurderes ved den årlige reestimeringen av parametrene.

Hovedforskjellen i lagstruktur mellom likningene som implementeres i MODAG og KVARTS, er at mer av dynamikken i tilpasningen fanges opp av lagget endogen i KVARTS. Dette ser vi spesielt i lagstrukturen for vare 16 og 46. I MODAG har disse to varene lange lag på relative priser i tillegg til ett lag på endogen. I KVARTS er de lange laggene på relative priser erstattet med to kvartalers lag på endogen variabel med relativt høy verdi på summen av lagget.

I de fleste tilfellene vil det være noe vilkårlig om det velges en relasjon med lagget endogen eller en med et langt lag på høyresidevariabelen. Det vil som regel være små forskjeller i føyningsegenskaper og dynamikken vil stort sett være den samme. Når vi har kun en forklaringsvariabel, vil det videre bety lite for relasjonens langtidsegenskaper.

For varene 17 og 43 inngår relative priser med ett års lag i MODAG. Løpende verdier er ikke signifikante. For vare 43 inngår ikke lagget endogen. I KVARTS inngår derimot relative priser med løpende verdier, i tillegg til lagget endogen. Dette lagget er spesielt langt for vare 17. Virkningskjøringene viser at dette gir en mye langsommere tilpasning for vare 17 i KVARTS (se kapittel 10).

8. IMPLEMENTERING

MODAG/KVARTS inngår importandelsendringen, DI , som endogen variabel. Denne defineres som endringen i importandelen i år t i forhold til importandelen i basisåret, f.eks 1987. Importandelsendringen for vare i til sektor j , $DI_{ij,t}$, er gitt ved (12).

$$(12) DI_{ij,t} = MB_{ij,t}/MB_{ij,87}$$

(12) sammen med (7), gir oss følgende uttrykk for importandelsendringen for vare i til sektor j .

$$(13) DI_{ij,t} = 1/MB_{ij,87} \{1 + [(1-\delta_{ij})/\delta_{ij}] * (P_{ij}^I/P_{ij}^H)^{\sigma_{ij}}\}$$

Vi ser at substitusjonselastisiteten, σ_{ij} , og fordelingsparameteret, δ_{ij} inngår i uttrykket for importandelsendringen for vare i til sektor j . Som tidligere nevnt, kan vi på grunn av begrensninger i datamaterialet, ikke estimere substitusjonselastisiteten for vare i til sektor j , men estimerer isteden den gjennomsnittlige substitusjonselastisiteten for vare i , σ_i .

(13) gir oss en ligning til bestemmelse av importandelsendringen for hver av de 10 varene til alle mottakende sektorer. Tilsammen utgjør dette 2-300 ligninger. For å begrense antall ligninger har vi derfor foretatt ytterligere forenklinger i uttrykket for endringer i importandelene.

I en eksakt modell uten dynamikk kan det vises at δ_{ij} er lik $MB_{ij,87}$, importandelen i basisåret for vare i til sektor j . Denne størrelsen har vi informasjon om, men velger å ikke benytte den i uttrykket for importandelsendringen av hensyn til antall ligninger. Vi benytter i stedet det estimerte konstantleddet (se (7)). Dette gir implisitt den gjennomsnittlige importandelen av vare i for alle mottakende sektorer i basisåret.

$MB_{ij,87}$ i (12) og (13) er videre byttet ut med den gjennomsnittlige importandelen av vare i for alle mottakende sektorer i basisåret, $MB_{i,87}$, beregnet fra h.h.v. NR og KNR.

På grunn av disse forenklingene må vi i (12) erstatte $MB_{ij,t}$ med $MB_{i,t}$ og $MB_{ij,87}$ med $MB_{i,87}$ (14). Vi antar dermed at importandelsendringen for vare i er lik for alle mottakende sektorer, $DI_{ij} = DI_i$.

$$(14) DI_{i,t} = MB_{i,t}/MB_{i,87}$$

Parallelt til (13) får vi ved innsetting i (14) for $MB_{i,t}$ følgende uttrykk:

$$(15) DI_{i,t} = 1/MB_{i,87} \{1 + \exp(a_{0i}) * (P_i^I/P_i^H)^{\sigma_i}\}$$

Vi har her benyttet at $(1-\delta_i)/\delta_i = \exp(a_{0i})$, der a_{0i} er konstantleddet i den estimerte ligningen for vare i .

Importandelsendringen, DI_i , inngår i bestemmelsen av import av vare i til bruk i sektor j i år t (16).

$$(16) x_{ij}^I = DI_{i,t} MB_{ij,87} x_{ij,t}$$

I motsetning til ved beregningen av endringen i importandelen for vare i , har vi ved beregningen av nivået på importen av vare i til bruk i sektor j (16), valgt å benytte tilleggsinformasjonen som ligger i kjennskap til importandelen for leveranser av vare i til sektor j i

basisåret, MB_{ij87} . Alternativt kunne vi også ved beregningen av importnivået ha benyttet den gjennomsnittlige importandelen, MB_{i87} . Dette ville imidlertid ikke ha gitt noen ytterligere reduksjon i antall ligninger, så lenge vi er interessert i fordelingen av vare i til sektor j, x_{ij} på henholdsvis import, x_{ij}^I og hjemmeleveranser, x_{ij}^H . Bruk av den gjennomsnittlige importandelen ville forøvrig ha gitt oss feil nivå på x_{ij}^I -ene. Denne feilen ville imidlertid ha blitt svært liten ved summering over alle mottakende sektorer.

Etterspørselen etter hjemmeleveranser av vare i til sektor j, framkommer implisitt fra MODAG/KVARTS (17).

$$(17) x_{ij,t}^H = (1 - DI_{i,t} MB_{ij87})x_{ij,t}$$

Bak (17) ligger en forutsetning om at hjemme- og importkoeffisienten summerer seg til 1. Dette kan vises å gjelde bare i basisåret, og ikke for de etterfølgende perioder (se Frenger (1983) og Stølen (1983), vedlegg IV). Konsekvensene av denne forutsetningen er at hjemmeprisene blir undervurdert og importen overvurdert. Virkningen på innenlandsk produksjon og sysselsetting er usikker. Argumentet for å gjøre denne forutsetningen er at oppsummeringsbetingelsen brukes i NR. Vi sparer i tillegg 10 ligninger når vi pålegger systemet denne forutsetningen. Dessuten har det vist seg at denne forutsetningen bidrar til å dempe de feilene som oppstår i hjemmeprisene som følge av forutsetningen om lik importandelsendring i alle mottakende sektorer av én vare.

Ved å implementere (15) framfor (13), begrenser vi antall ligninger betraktelig på bekostning av presisjonen i modellene. I den enkelte sektor overvurderer vi endringene i importandelen hvis importandelen i sektoren for vare i er større enn den gjennomsnittlige importandelen for varen. Hvis importandelen i sektoren ligger under gjennomsnittet, undervurderer vi endringene. Den aggregerte feilen blir minst i kvantumsmodellen og størst i prismodellen. Hvis fordelingen av den enkelte vare på mottakersektorer holder seg uendret over tid, utjevnes feilen helt i kvantumsmodellen ved aggregeringen. I prismodellen avhenger størrelsen på feilen av hvor stor andel de varene der sektoren har avvikende importandel, utgjør av sektorens totale innsats. Utgjør den eller de varene med avvikende importandel enten en stor andel av den totale vareinnsatsen og/eller importandelen for alle varene som inngår ligger på samme side av sine respektive gjennomsnitt, vil den aggregerte feilen for sektoren bli stor.

For å kunne ta hensyn til restleddet i basisåret når vi simulerer på modellene, definerer vi et korreksjonsledd (18)¹¹.

$$(18) DIR_t = mb_{87}/MB_{87} \text{ når } t = 87.$$

DIR_t gir uttrykk for størrelsen på restleddet i basisåret.

mb_t er estimert importandel i år t¹², mens MB_t er faktisk importandel i år t.

¹¹ Korreksjonsvariabelen er gitt navnet DIE i MODAG og DIR i KVARTS.

¹² I KVARTS benyttes gjennomsnittet av kvartalsvise estimerte og faktiske importandeler til å beregne FI.0 og DIR.

Vi definerer i tillegg koeffisientene $FI.0_i$:

$$(19) FI.0_i = mb_{i87}$$

Vi utvider (14):

$$(20) DI_t = DIR_t * mb_t / FI.0$$

Importandelsendringen viser endringen i importandelen fra basisåret til år t. I basisåret skal DI pr.definisjon være lik én. Dette oppnås ved å sette DIR lik én i basisåret. Modellen vil da generere den faktiske importen av varen i dette året (16). Importandelsendringen får karakter av en indeks med 1987 som basisår.

Tolkningen av DIR som et restledd, sees bedre ved å omskrive (20):

$$(21) DI_t = [mb_t / mb_{87}] * [mb_{87} / MB_{87}]$$

Produktet av de to leddene på høyre siden i (21) gir oss endringen i estimert importandel i år t, i forhold til faktisk importandel i 1987. Det første leddet i produktet viser den delen av endringen som er forårsaket av utviklingen i estimert importandel fra 1987 til år t. Det andre leddet i produktet er DIR, og viser den del av DI_t , som tillegges avviket mellom estimert og faktisk importandel i 1987.

Hvis vi overestimerer importandelen i 1987, blir det andre leddet (DIR) større enn én. Endringen i estimert importandel fra 1987 til år t, vil da bli multiplisert med en faktor større enn én. Vi korrigerer med dette fullt ut for den kjente feilestimeringen i basisåret, mens vi i år t antar at restleddet er lik sin forventningsverdi, null. Alternativt kunne vi ha antatt at restleddet i år t var like stort som restleddet i basisåret. Vi hadde da implisitt antatt at den estimerte ligningen systematisk feilpredikerer. Som en mellomløsning kunne vi ha foretatt en gradvis nullstilling av restleddet.

Sammenhengen mellom den endogene variabelen i den estimerte ligningen og importandelen er som følger:

$$(22) (1/mb_t) - 1 = (x^H/x^I)_t$$

(20) og (22) gir:

$$(23) DI_t = DIR_t / \{FI.0 * [1 + (x^H/x^I)_t]\}$$

Ved implementering settes det inn for $(x^H/x^I)_t$ fra den estimerte ligningen (eksponensial funksjonen med den estimerte ligningen som eksponent).

I flere av de estimerte ligningene inngår lagget endogen på høyre side. I den implementerte ligningen omformes dette leddet slik at lagget endogen uttrykkes v.h.a. lagget importandelsendring:

$$(24) (x^H/x^I)_{t-1} = (DIR_{t-1} / FI.0 * DI_{t-1}) - 1$$

Den mest generelle ligningen som implementeres i MODAG blir:

$$(25) DI_t = DIR_t / \{ FI.0 * [1 + \exp(a_0) * \prod_{m=0}^M (P^I / P^H)_{t-m}^{a_m}] * \prod_{n=0}^N [(DIR_{t-1-n} / FI.0 * DI_{t-1-n}) - 1]^{b_n} * \exp(c_1 t) \}$$

M er maksimalt antall lag på relative priser og N er laglengden på lagget endogen. I KVARTS kommer dummyene for kvartalsmønster i tillegg. Disse inngår på samme måte som trendleddet i (25).

9. REESTIMERING AV RESTLEDDET

Restleddet, eller korreksjonsvariabelen, beregnes på nytt når det foreligger ny informasjon om faktisk importandelsendring i forhold til basisåret. Dette er f.eks. tilfellet når vi kjenner importandelen i 1989 og 1987 fortsatt er basisår i modellen. DIR_t endogeniseres i (25) og både løpende og lagget DI_t hentes fra databanken. Kjenner vi importandelen i 1989 på tidspunktet for oppjusteringen av DIR , får vi følgende løsning:

$$(26) \quad DIR_{89} = [MB_{89}/MB_{87}] * [mb_{87}/mb_{89}]$$

Innsatt i (20) får vi følgende uttrykk for importandelsendringen fra basisåret til h.h.v. 1989 og de øvrige periodene:

$$(27) \quad DI_{89} = [MB_{89}/MB_{87}]$$

$$(28) \quad DI_t = [MB_{89}/mb_{89}] * [mb_t/MB_{87}]$$

For 1989 blir importandelsendringen lik forholdet mellom de faktiske importandelene i 1989 og 1987. For de øvrige periodene justeres forholdet mellom den estimerte importandelen i periode t og den faktiske andelen i 1987, med feilestimeringen i 1989. Hvis importandelen overestimeres i 1989, vil forholdet mellom estimert importandel i de påfølgende perioder og faktisk importandel i 1987, bli nedjustert. Vi korrigerer dermed fullt ut for den faktiske feilen vi vet gjøres i 1989. Alternativt kunne vi valgt ikke å korrigere, eller å foreta en delvis korrigerings.

10. VIRKNINGSBEREGNINGER

Vi skal i dette avsnittet se på virkningen av at nivået på hjemmeprisindeksen øker med én prosent i perioden 1970 til 1987. Importandelene simulert på de historiske prisene utgjør basisbanen, mens i virkningsbanen er importandelene simulert med økte hjemmepriser. Resultatet av virkningskjøringene er vist i tabell 10.1. Tabellen viser den prosentvise økningen i importandelen ved å øke hjemmeprisindeksen med én prosent.

Vi har to hovedforskjeller m.h.p. virkningen på importandelen for samme vare i h.h.v. MODAG og KVARTS; forskjeller i størrelsen på avviket mellom virkningsbanen og basisbanen og i tiden det tar før dette avviket har stabilisert seg. Kildene til disse forskjellene er ulikheter i valg av hvilke variable som tar vare på dynamikken, lengden på lag og størrelsen på koeffisientene. Verdien på koeffisienten foran relative priser (event. et lag av relative priser) og lagget endogen bestemmer hvor stor virkning en prisendring får. Verdien på koeffisienten foran lagget endogen samt lengden på laggene, bestemmer i tillegg hvor lang tid endringen tar. Ideelt sett burde disse forholdene ha vært mest mulig identiske i de to modellene, men datamaterialet legger begrensninger på valg av ligningsstruktur.

Etter en tid vil utslaget i importandelen av økte hjemmepriser avta. Dette skyldes at økt importandel over tid fører til en redusert elastisitet av hjemmeprisene m.h.p. importleveranser (e_{IH} , se s.25). I tabell 10.1 kan vi observere dette for vare 25 og 46. P.g.a. den høye substitusjonselastisiteten for disse varene, tar det relativt kort tid før den nevnte virkningen inntreffer.

Diverse industriprodukter (vare 25) er en av de varene som bruker lengst tid før økningen i importandelen har slått fullt igjennom. Dette skyldes stor vekt på lagget endogen. I MODAG tar det 6 år og i KVARTS 5 år. Den relative økningen i importandelen er også kraftig, h.h.v. 2 og 1,8 prosent, noe som reflekteres i høye koeffisientverdier for relative priser.

Virkningen på importandelen er også stor for Verkstedsprodukter (vare 46), med en prosentvis økning på 1,8 i begge modellene. Virkningen avtar noe mot slutten. Sammenlignet med vare 25 tar det i MODAG kortere tid før økningen har slått igjennom. Dette skyldes at vi i for vare 46 i MODAG har et langt lag på relative priser med stor samlet effekt og lavere koeffisientverdi på lagget endogen. Når det gjelder KVARTS, er vare 46 mer lik vare 25 i ligningsstruktur. Det tar om lag like lang tid før virkningen er slått igjennom for de to varene i KVARTS.

For Drikkevarer og tobakk (vare 17) er virkningene noe større i MODAG enn i KVARTS. Den totale økningen i importandelen i KVARTS inntreffer først etter 7 år som følge av svært langt lag på lagget endogen, mens det i MODAG tar kun 3 år.

Økningen til nytt nivå på importandelen for Foredlete jordbruks- og fiskeprodukter (vare 16), er gjennomført på 4 år for MODAG og 3 år for KVARTS. Økningen er størst i MODAG. Dette samsvarer med forskjellen i koeffisientverdien for relative priser. Den relative størrelsen på avviket mellom basis- og virkningsbanen for Treforedlingsprodukter (vare 34) er ganske lik i MODAG og KVARTS. For Tekstil- og bekledningsvarer (vare 18), Kjemiske råvarer (vare 37) og for Metaller (vare 43), inntreffer virkningen i begge modeller i løpet av de to første årene. For metaller er det ingen virkning i første periode. For de tre varene ligger virkningene på mellom 0,5 og 0,1 prosents økning i importandelen. Virkningen er lavest for vare 18, noe som gjenspeiles i de lave estimatene på elastisitetene. Vi har for disse varene liten eller ingen vekt på lagget endogen.

Virkningsbanen for Transporttjenester, innenlands (vare 74) stabiliserer seg etter ett år i begge modellene. Den nye importandelen i MODAG ligger 0,9 prosent over importandelen

i basisbanen. Tilsvarende tall for KVARTS er 1,2. Forskjellen skyldes at estimert substitusjonselastisitet er høyere i KVARTS enn i MODAG for vare 74.

For Varehandel (vare 81) er det estimert en lavere substitusjonselastisitet i KVARTS, samt lavere koeffisient foran lagget endogen, sammenlignet med MODAG¹³. Dette fører til at tilpasningen mot ny importandel i KVARTS går mye raskere enn i MODAG og at det nye nivået for importandelen i KVARTS ligger godt under det nye nivået i MODAG.

¹³Se fotnote 6, s.18 og fotnote 10, s.29.

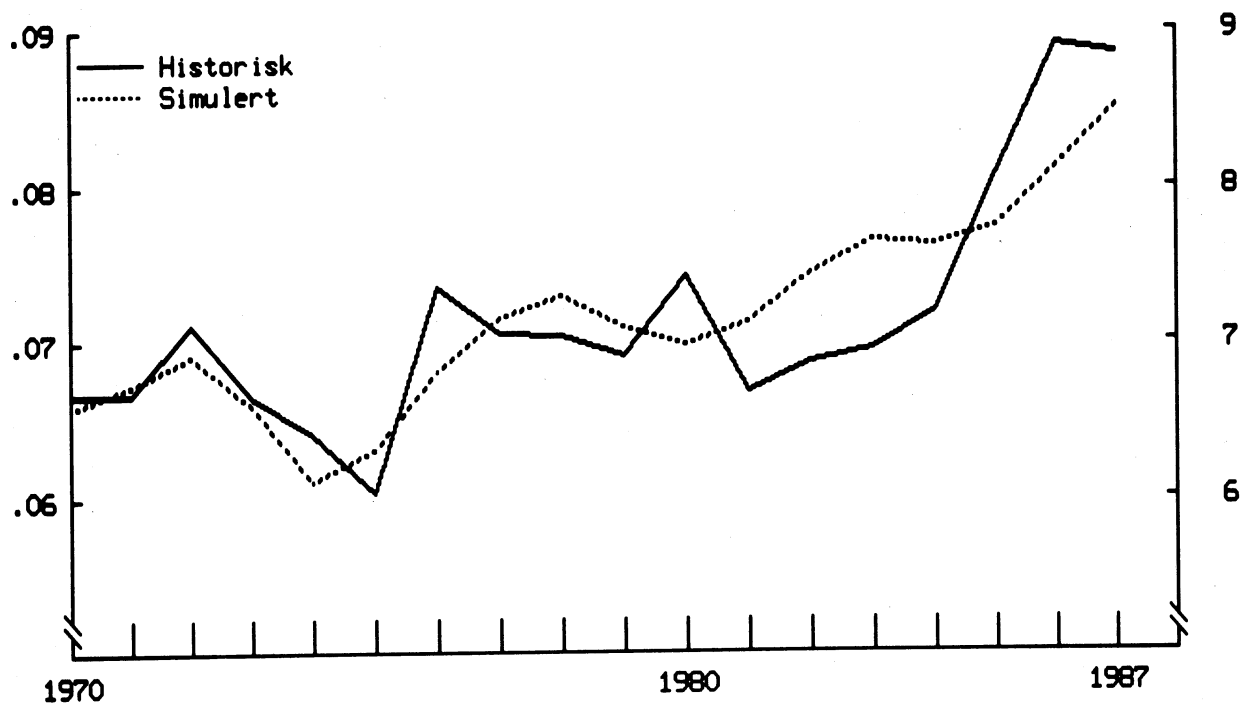
Tabell 10.1: Prosentvis økning i importandelen ved én-prosents økning i hjemmeprisindeksen.

Vare, modell	1970 1	1970 ¹⁴	1971	1972	1973	1974	1975	1980	1985
M	-	0,5	1,0	1,3	1,4	1,4	1,4	1,4	1,4
16 K	0,4	0,8	0,9	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
M	-	0,0	0,5	0,7	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8
17 K	0,2	0,2	0,4	0,5	0,5	0,6	0,6	0,7	0,7
M	-	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
18 K	0,2	0,2	0,3	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2	0,1
M	-	0,5	0,9	1,2	1,4	1,6	1,7	1,8	1,8
25 K	0,5	1,1	1,6	1,9	2,0	2,0	2,0	1,9	1,8
M	-	1,1	1,5	1,5	1,5	1,5	1,6	1,5	1,5
34 K	0,9	1,3	1,6	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5	1,4
M	-	0,3	0,4	0,4	0,4	0,4	0,5	0,5	0,5
37 K	0,1	0,2	0,2	0,2	0,2	0,3	0,2	0,4	0,4
M	-	0,0	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,2
43 K	0,0	0,2	0,3	0,3	0,4	0,3	0,3	0,3	0,2
M	-	0,5	1,1	1,6	1,8	1,8	1,8	1,8	1,3
46 K	0,4	0,9	1,4	1,8	1,8	1,7	1,7	1,8	1,3
M	-	0,9	0,9	0,9	0,9	0,9	0,9	0,9	0,9
74 K	0,9	1,2	1,2	1,2	1,2	1,2	1,2	1,2	1,2
M	-	0,6	1,0	1,3	1,6	1,8	2,0	2,5	2,6
81 K	1,1	1,3	1,3	1,3	1,3	1,4	1,3	1,4	1,4

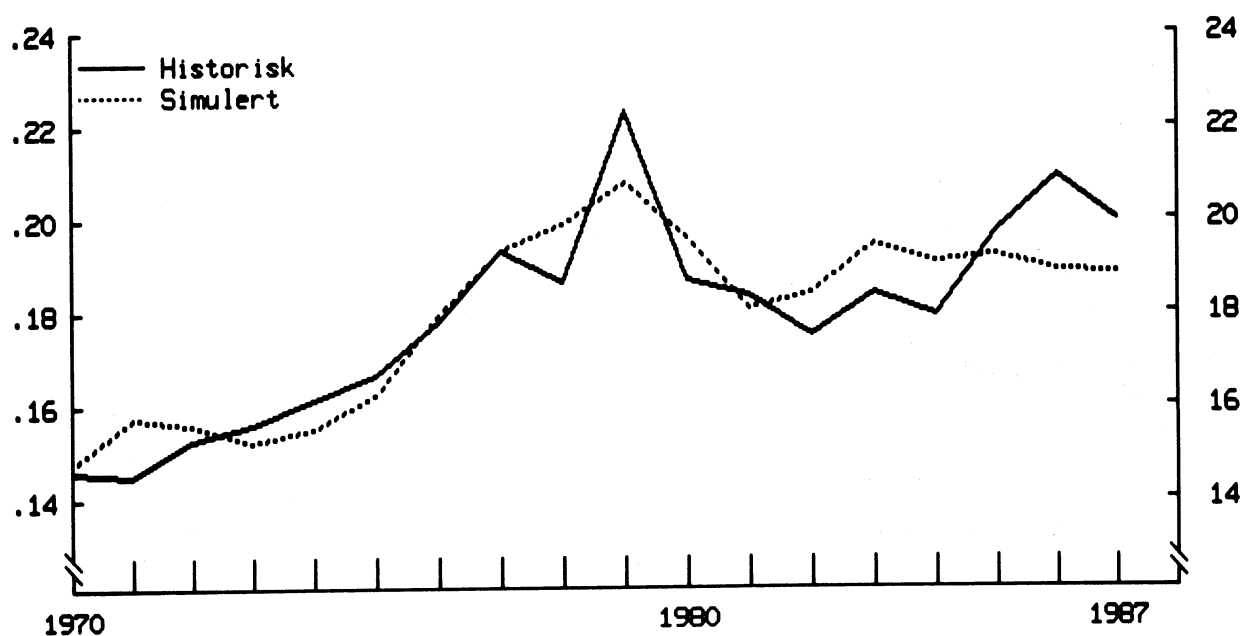
¹⁴For KVARTS oppgis det her og i alle påfølgende år, det relative avviket i 4.kvartal. For MODAG oppgis årsgjennomsnittet av det relative avviket.

Dynamiske simuleringer av importandelene i MODAG

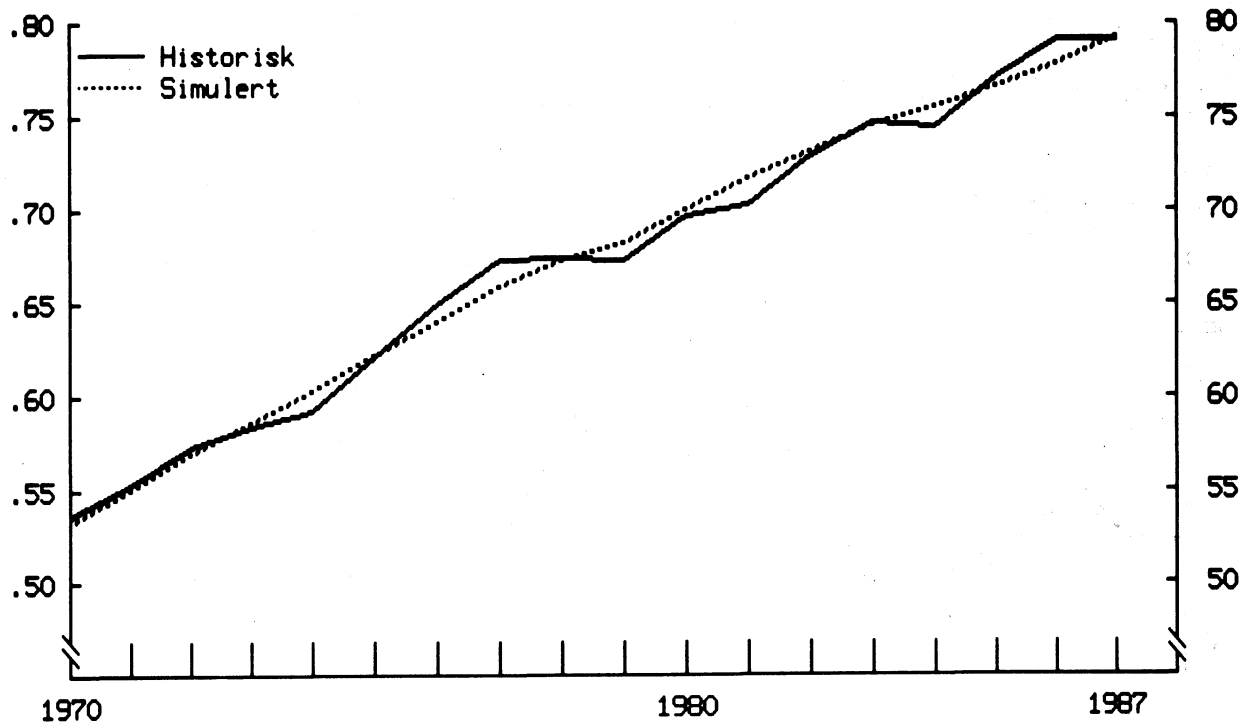
VARE 16
Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter



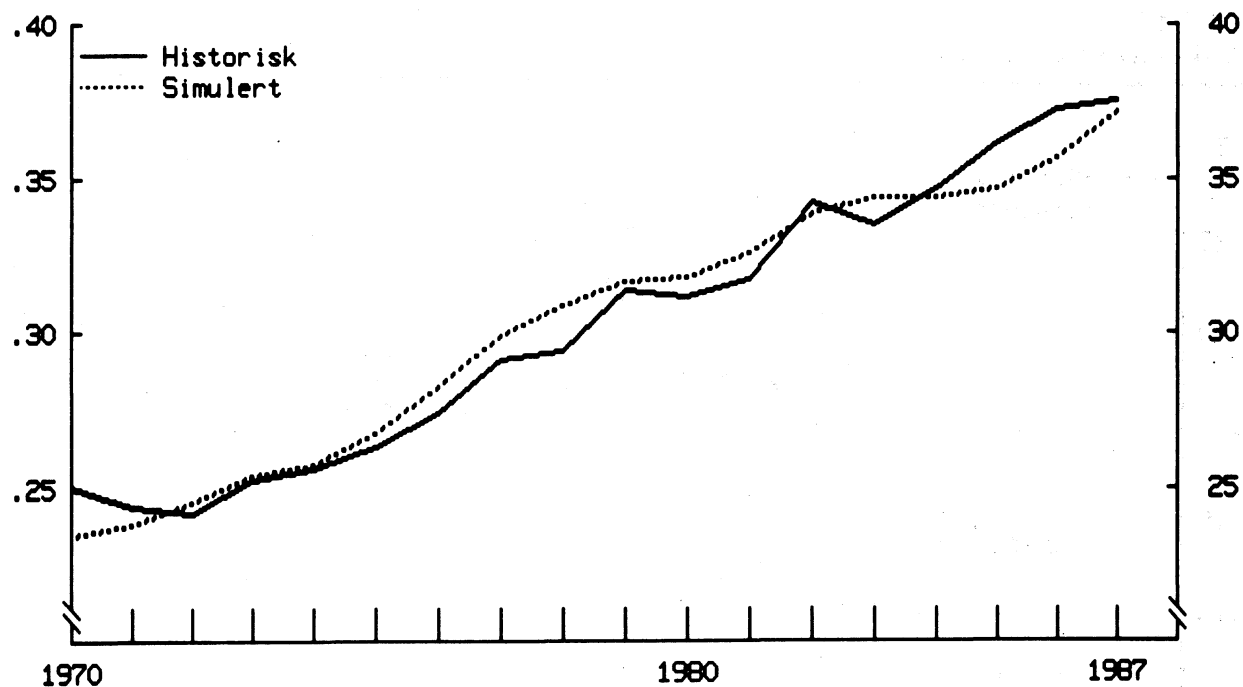
VARE 17
Drikkevarer og tobakk



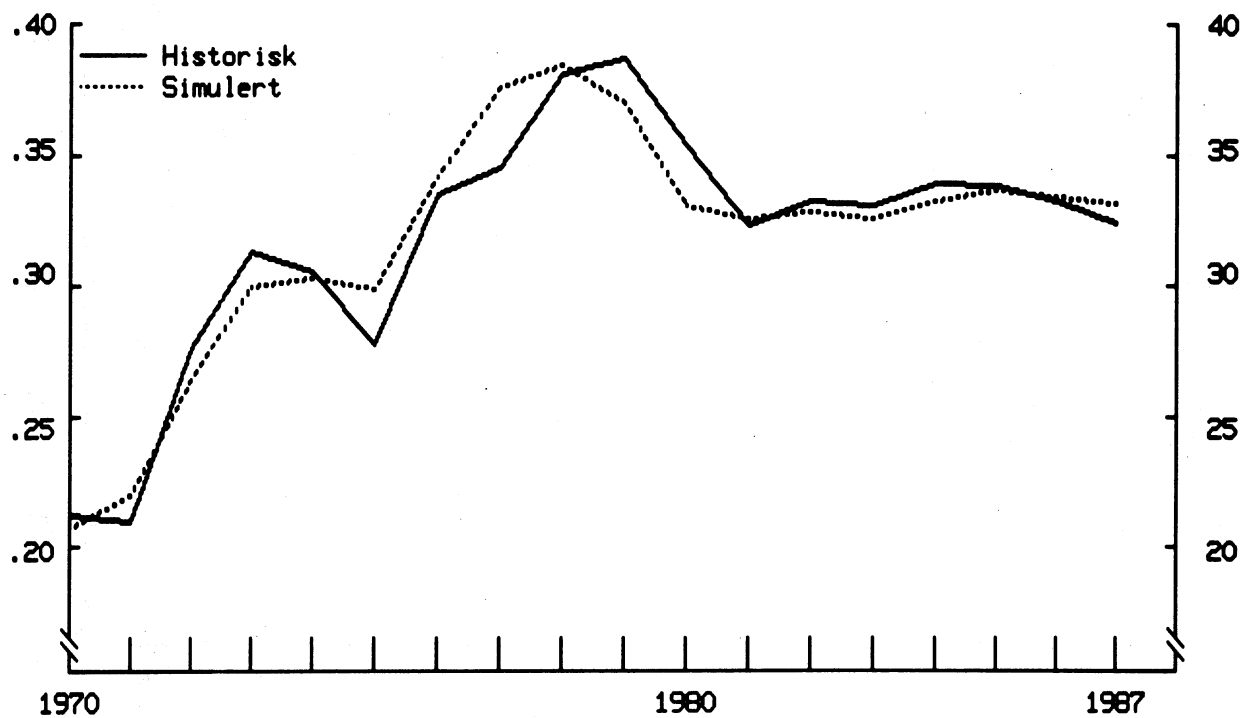
VARE 18
Tekstil- og beklædningsvarer



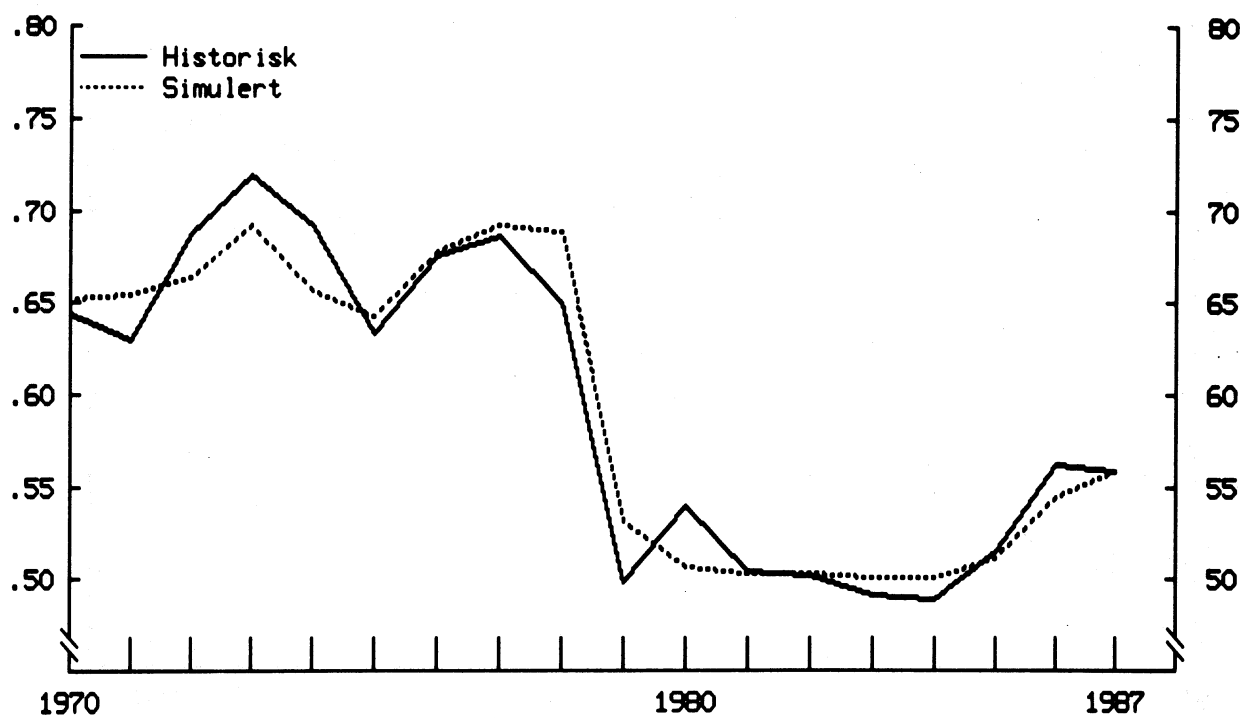
VARE 25
Diverse industriprodukter



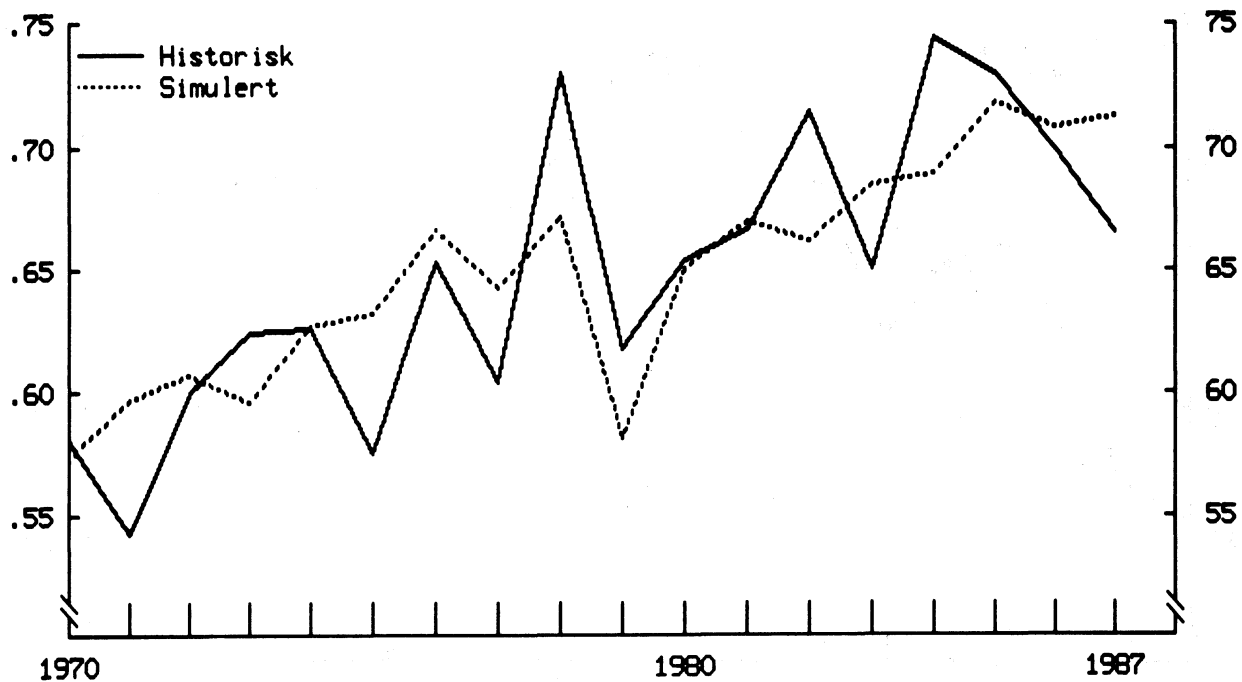
VARE 34
Treforedlingsprodukter



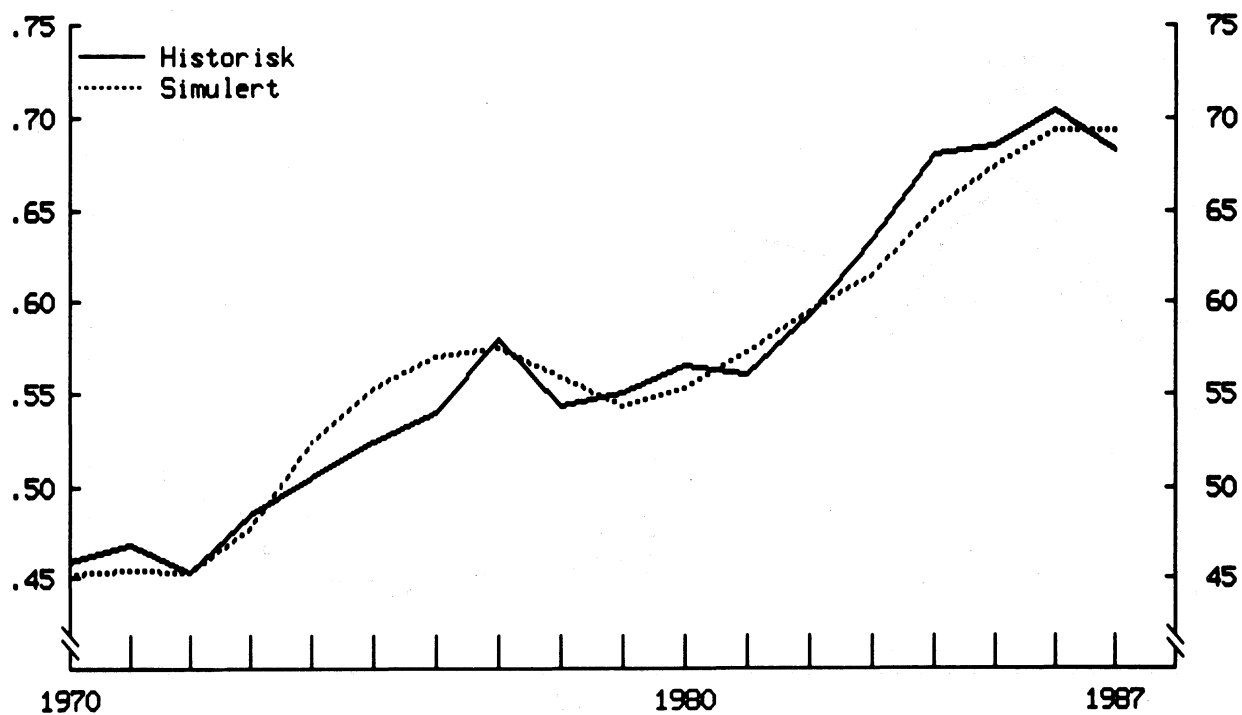
VARE 37
Kjemiske råvarer



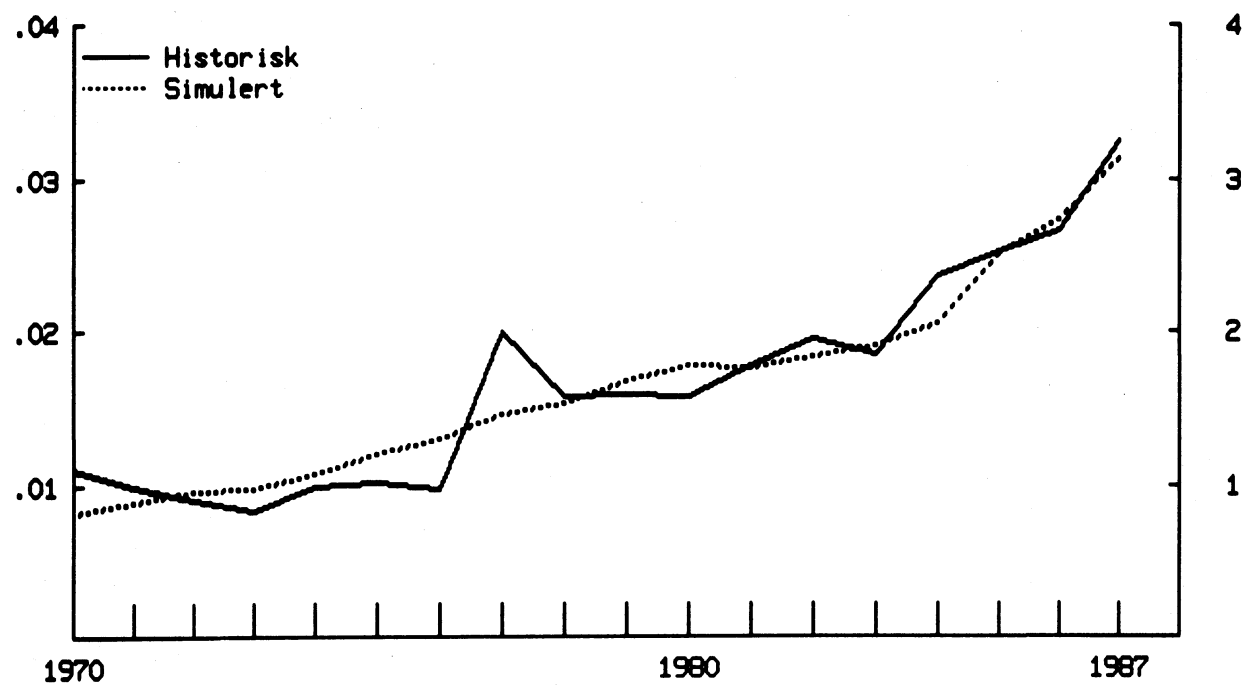
VARE 43
Metaller



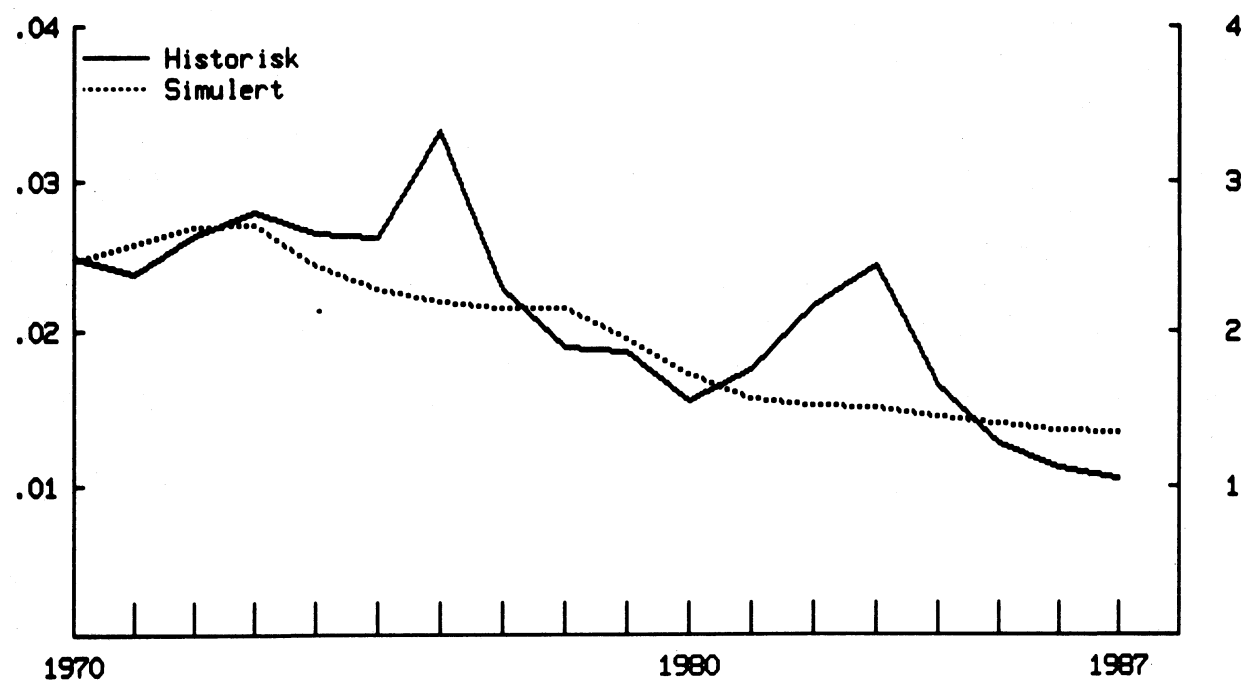
VARE 46
Verkstedprodukter



VARE 74
Transporttjenester, innenlands



VARE 81
Varehandel



Importblokka i tidligere versjoner av KVARTS

I tidligere versjoner av KVARTS (se Reymert (1984)) har man beregnet importandelsendringen for vare i levert til sektor k. Substitusjonselastisiteten for vare i har man antatt har vært den samme for alle mottakende sektorer. Til tross for denne forenklingen fikk man et system på bortimot 100 ligninger for å beregne samlet import av fire varer; Næringsmidler og bekledningsvarer m.v.(vare 15), Trevarer, grafiske produkter m.v.(vare 25), Råvarer for bergverk og industri (vare 30) og Maskiner og metallvarer m.v.(vare 45).

Substitusjonselastisiteten ble estimert i følgende ligning:

$$(II.1) \log(x_i^I/x_i^H) = k_i - \sigma \sum_k [W_{ik}^I S_{ik}^H + W_{ik}^H S_{ik}^I] \log(P_i^I/P_i^H) \\ + \sum_k [W_{ik}^I - W_{ik}^H] \log(A_k) + \text{sesong}$$

Denne ligningen skiller seg fra den vi har brukt til å estimere substitusjonselastisiteten i MODAG og i KVARTS87, ved den første hakeparantesen og leddet med den andre hakeparantesene.

W_{ik}^I og W_{ik}^H defineres som sektor k's mottakerandel av total mengde av h.h.v. importert og hjemmeprodusert leveranse av vare i. S_{ik}^I og S_{ik}^H er sektor k's import- og hjemmeandel av vare i beregnet i verdi. A_k er aktivitetsnivået i sektor k.

Den første hakeparantesen gir uttrykk for summen av gjennomsnittlig hjemmeandel og gjennomsnittlig importandel. Hvis de ulike sektorene som mottar vare i har lik importandel m.h.p. vare i, S_{ik}^I (og dermed også lik hjemmeandel, S_{ik}^H), vil uttrykket i hakeparantesen være lik én. Jo større forskjellen mellom sektorene blir m.h.p. importandelen for vare i, jo mindre blir uttrykket. Når vi sammenligner det nye estimatet på σ estimert med utgangspunkt i (7), med tidligere estimater på σ i KVARTS, vil de nye estimatene ha høyere verdi så fremt mottakersektorene av vare i har ulik importandel.

Leddene med den andre hakeparantesen korrigerer for de endringene i den globale importandelen for vare i, som skyldes en endret fordeling av varen på de ulike mottakersektorene. En slik endring i mottakerstrukturen vil kun ha betydning hvis sektorene har ulike importandeler m.h.p. på vare i.

I tidligere versjoner av KVARTS ble det implementert ligninger for bestemmelse av endringen i importandelen for vare i levert til sektor k. I disse ligningene inngikk i tillegg til substitusjonselastisitetene estimert i (II.1), inputkoeffisienter i basisårstall for importert, hjemmeprodusert og total mengde av vare i levert til sektor k. Den totale importen av vare i ble tilslutt bestemt ved å summere over alle mottakersektorer.

Dette opplegget har etterhvert vist seg å være veldig tungvint å reestimere, spesielt etter disaggregering av KVARTS, som ville gitt en betraktelig økning i antall ligninger. Det er derfor valgt å benytte det samme opplegget som benyttes i MODAG, og som det gjøres rede for i dette notatet.

Teknisk dokumentasjon av importandelsmodellen i KVARTS

Definisjoner

- BH_i* – Basisprisindeks for norske leveranser av vare i til hjemmemarkedet.
- BI_i* – Basisprisindeks inkl. toll for import av vare i.
- XVB_i* – Innenlandsk produksjon av vare i, faste basispriser.
- AB_i* – Eksport av vare i, faste basispriser.
- IB_i* – Import av vare i ekskl. toll, faste basispriser.
- TB_i* – Toll på vare i, faste basispriser.
- DIR_i* – Eksogen korreksjonsfaktor som avspeiler restleddet i basisåret.
Settes lik 1 i basisåret for at modellen skal være avstemt.
Tas derimot hensyn til i de etterfølgende år.
- FI.0_i* – Anslått importandel i basisåret ut fra den økonometriske relasjonen.
- DKV_j* – Kvartalsdummy for kvartal j. Er satt lik 1 i kvartal j, 0 ellers.
- TIDDI* – Trendledd.
- DI_i* – Importandelen i et vilkårlig år i forhold til importandelen i basisåret for vare i.

$$i = 16, 17, 18, 25, 34, 37, 43, 46, 74, 81$$

Estimert ligning

$$\begin{aligned}
\log\left(\frac{XVB_i - AB_i}{IB_i + TB_i}\right) &= DI_{i,0} \cdot \sum_{r=0}^R DI_{i,r} BIH(-r) \cdot \log\left(\frac{BI_i(-r)}{BH_i(-r)}\right) \\
&+ \sum_{s=0}^S DI_{i,s} HI(-s) \cdot \log\left[\frac{XVB_i(-1-s) - AB_i(-1-s)}{IB_i(-1-s) + TB_i(1-s)}\right] \\
&+ \sum_{j=1}^3 DI_{i,j} \cdot (DKV_j - DKV_4) + DI_{i,T} \cdot TIDDI \\
i &= 16, 17, 18, 25, 34, 37, 43, 46, 74, 81 \quad (1)
\end{aligned}$$

Implementert ligning

Importandelen i et vilkårlig år i forhold til importandelen i basisåret for vare i , er gitt ved

$$\begin{aligned}
DI_i &= DIR_i / [FI_{i,0} * [1 + \exp(DI_{i,0}) * \\
&\prod_{r=0}^R (BI_i(-r) / BH_i(-r)) * DI_{i,r} BIH(-r) \\
&* \prod_{s=0}^S [DIR_i(-1+s) / (FI_{i,0} * DI_i(-1+s)) - 1] * DI_{i,s} HI(-s) \\
&* \exp\left[\sum_{j=1}^3 DI_{i,j} * (DKV_j - DKV_4) + DI_{i,T} * TIDDI\right]] \\
i &= 16, 17, 18, 25, 34, 37, 43, 46, 74, 81 \quad (2)
\end{aligned}$$

Tabell III.1: Teknisk dokumentasjon av importandelsmodellen i KVARTS.

Koeffisienter	16	17	18	25	34
DI.Oi	1,07 (,28)	0,36 (,17)	0,10 (,03)	0,08 (,11)	1,08 (,20)
DI.iBIH(O)	0,47 (,14)	0,25 (,12)	0,35 (,12)	0,58 (,12)	1,09 (,17)
(-1)	-	-	-	-	-
(-2)	-	-	-	-	-
(-3)	-	-	-	-	-
(-4)	-	-	-	-	-
Sum lag	0,47 (,14)	0,25 (,12)	0,35 (,12)	0,58 (,12)	1,09 (,17)
Gjennomsnittslag	-	-	-	-	-
Lagrestriksjoner	-	-	-	-	-
DI.iHI(O)	0,33 (,11)	0,07 (,09)	0,08 (,11)	0,54 (,10)	0,13 (,11)
(-1)	0,22 (,11)	0,03 (,05)	0,32 (,12)	0,26 (,05)	0,19 (,10)
(-2)	-	0,04 (,05)	-	-	0,19 (,10)
(-3)	-	0,09 (,05)	-	-	-
(-4)	-	0,18 (,05)	-	-	-
(-5)	-	0,32 (,09)	-	-	-
Sum lag	0,55 (,11)	0,73 (,12)	0,41 (,15)	0,80 (,05)	0,51 (,09)
Gjennomsnittslag	0,39	3,70	0,80	0,32	1,12
Lagrestriksjoner	-	2.grads	-	-	-
DI.iT	-	-	-0,01 (,003)	-	-0,009 (,002)
DII.D1	0,06 (,02)	0,05 (,03)	0,15 (,03)	0,09 (,01)	0,10 (,02)
DII.D2	0,07 (,02)	0,06 (,02)	0,11 (,02)	-0,01 (,01)	-0,02 (,03)
DII.D3	-0,02 (,02)	-0,08 (,02)	-0,25 (,02)	-0,05 (,01)	-0,01 (,03)
Estimeringsmetode	OLS	OLS/ Almonlag	OLS	OLS	OLS
DW	2,10	1,86	2,00	1,89	1,93
SER	0,090	0,110	0,057	0,040	0,102

Tabell III.1 forts.

Koeffisienter	37	43	46	74	81
DI.Oi	-0,20 (,05)	-0,72 (,15)	-0,12 (,03)	3,86 (,57)	3,40 (,47)
DI.IBIH(O)	0,24 (,07)	-	0,69 (,16)	0,93 (,37)	1,13 (,35)
(-1)	0,19 (,05)	-	-	-	-
(-2)	0,14 (,04)	-	-	-	-
(-3)	0,09 (,03)	0,58 (,19)	-	-	-
(-4)	0,05 (,01)	-	-	-	-
Sum lag	0,71 (,20)	0,58 (,19)	0,69 (,16)	0,93 (,37)	1,13 (,35)
Gjennomsnittslag	1,33	-	-	-	-
Lagrestriksjoner	1.grads, tail	-	-	-	-
DI.IHI(O)	-	0,14 (,12)	0,47 (,11)	0,23 (,11)	0,18 (,11)
(-1)	-	0,14 (,11)	0,37 (,10)	-	-
(-2)	-	-	-	-	-
(-3)	-	-	-	-	-
(-4)	-	-	-	-	-
(-5)	-	-	-	-	-
Sum lag	-	0,28 (,14)	0,84 (,05)	0,23 (,11)	0,18 (,11)
Gjennomsnittslag	-	0,50	0,44	-	-
Lagrestiksjoner	-	-	-	-	-
DI.iT	-	-	-	-0,02 (,002)	-
DIi.D1	-0,01 (,04)	0,06 (,08)	0,13 (,02)	-	-
DIi.D2	-0,04 (,04)	-0,23 (,08)	-0,10 (,02)	-	-
DIi.D3	0,04 (,04)	0,06 (,08)	-0,08 (,02)	-	-
Estimeringsmetode	OLS/ Almonlag	OLS	OLS	OLS	OLS
DW	2,10	1,97	1,91	2,01	2,02
SER	0,180	0,382	0,077	0,192	0,446

Teknisk dokumentasjon av importandelsmodellen i MODAG

Definisjoner

- DI_i* – Importandelen i et vilkårlig år i forhold til importandelen i basisåret for vare *i*.
- BH_i* – Basisprisindeks for norske leveranser av vare *i* til hjemmemarkedet.
- BI_i* – Basisprisindeks inkl. toll for import av vare *i*.
- XVB_i* – Innenlandsk produksjon av vare *i*, faste basispriser.
- AB_i* – Eksport av vare *i*, faste basispriser.
- IB_i* – Import av vare *i* ekskl. toll, faste basispriser.
- DIE_i* – Eksogen korreksjonsfaktor som avspeiler restleddet i basisåret. Settes lik 1 i basisåret for at modellen skal være avstemt. Tas derimot hensyn til *i* de etterfølgende år.
- FI.0_i* – Anslått importandel i basisåret ut fra den økonometriske relasjonen.
- TIDDI* – Trendledd

i = 16, 17, 18, 25, 34, 37, 43, 46, 74, 81

Estimert ligning

$$\log\left(\frac{XVB_i - AB_i}{IB_i + TB_i}\right) = DI.0_i + \sum_{r=0}^R DI.rBH_i \cdot \log\left(\frac{BI_i(-r)}{BH_i(-r)}\right) \quad (1)$$

$$+ DI.X_i \cdot \log\left(\frac{XVB_i(-1) - AB_i(-1)}{IB_i(-1) + TB_i(-1)}\right) + DI.T_i \cdot TIDDI$$

Implementert ligning i MODAG

Importandelen i et vilkårlig år i forhold til importandelen i basisåret er gitt ved

$$DI_i = DIE_i / [FI.0_i * [1 + \exp(DI.0_i) * (BI_i / BH_i) ** DI.0BH_i$$

$$* (BI_i(-1) / BH_i(-1)) ** DI.1BH_i * (BI_i(-2) / BH_i(-2)) ** DI.2BH_i$$

$$* (BI_i(-3) / BH_i(-3)) ** DI.3BH_i * [(DIE_i(-1) / (FI.0_i * DI_i(-1))) - 1]$$

$$** DI.X_i * \exp(DI.T_i * TIDDI)] \quad (2)$$

der

$$(DIE_i / (FI.0_i * DI_i(-1))) - 1 = \frac{XVB_i(-1) - AB_i(-1)}{IB_i(-1) + TB_i(-1)} \quad (3)$$

Tabell IV.1: Teknisk dokumentasjon av importandelsmodellen i MODAG.

Koeffisienter	16	17	18	25	34	37	43	46	74	81
DT.Oi	1,62 (,60)	0,87 (,22)	-0,12 (,24)	0,09 (,06)	1,16 (,19)	-0,23 (,06)	-0,93 (,07)	-0,37 (,11)	4,75 (,07)	0,93 (,78)
DI.OBHi	0,57 (,21)	-	0,24 (,22)	0,71 (,29)	1,34 (,21)	0,55 (,22)	-	0,98 (,26)	0,91 (,61)	0,58 (,42)
DI.1BHi	0,33 (,18)	0,62 (,18)	-	-	-	0,38 (,22)	0,82 (,17)	0,63 (,20)	-	-
DI.2BHi	0,14 (,20)	-	-	-	-	-	-	0,35 (,25)	-	-
DI.3BHi	-	-	-	-	-	-	-	0,14 (,29)	-	-
Sum lag	1,04 (,39)	0,62 (,18)	0,24 (,22)	0,71 (,29)	1,34 (,21)	0,93 (,28)	0,82 (,17)	2,10 (,68)	0,91 (,61)	0,58 (,42)
Gjennomsnittslag	0,59	-	-	-	-	0,41	-	0,83	-	-
Lagrestriksjoner	2,grads tail	-	-	-	-	-	-	2,grads tail	-	-
DI.Xi	0,31 (0,25)	0,38 (,15)	-	0,74 (,11)	0,40 (,10)	-	-	0,49 (,17)	-	0,78 (,20)
DI.Ti	-	-	-0,07 (,002)	-	-0,04 (,01)	-	-	-	-0,08 (,01)	-
Estimeringsmetode	OLS/ Almonlag	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS/ Almonlag	OLS	OLS
DW	2,06	2,41	1,54	2,11	2,23	1,50	2,07	2,02	1,64	1,55
SER	0,064	0,069	0,042	0,042	0,066	0,102	0,170	0,070	0,160	0,184

REFERANSER

- Bergan, R. (1986): "AARDAT - en databank for MODAG og MSG". Upublisert notat, datert 15/8-1986. Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Bowitz, E. and T. Eika (1989): "KVARTS-86. A quarterly macroeconomic model - formal structure and empirical characteristics". Rapporter 89/2. Statistisk sentralbyrå, Oslo
- Cappelen, Å. and S. Longva (1987): "MODAG A: A Medium Term Macroeconomic Model of the Norwegian Economy" in O. Bjerkholt and J. Rosted (ed): Macroeconomic Medium Term Models in the Nordic Countries. North-Holland, 1987.
- Frenger, P. (1980a): "Import-Share Functions in Input-Output Analysis". Rapporter 81/14, Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Frenger, P. (1980b): "IMPMSG3, en modell for beregning av gjennomsnittlige importandeler i MSG". Upublisert notat, datert 2/7-1980. Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Frenger, P.(1983): "On the use of Laspeyres and Paasche indices in a neoclassical import model". Rapporter 83/10. Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Harvey, A.C. (1982): "The Econometric Analysis of Time Series". Philip Allan Publishers Limited, 1981.
- Ouren, J. (1989): "KVDATA - Kvartalsvise nasjonalregnskapsdata til KVARTS". Upublisert notat datert 27/10-1989. Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Reymert, M. (1984): "Import- og eksportlikninger i KVARTS". Rapporter 84/18. Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Stølen, N.M. (1983): "Importandeler og relative priser. En MODAG-rapport". Rapporter 83/33. Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Stølen, N.M. (1990): "The Labour Market in the Macroeconomic Model MODAG". Upublisert notat datert 4/1-1990. Statistisk sentralbyrå, Oslo.

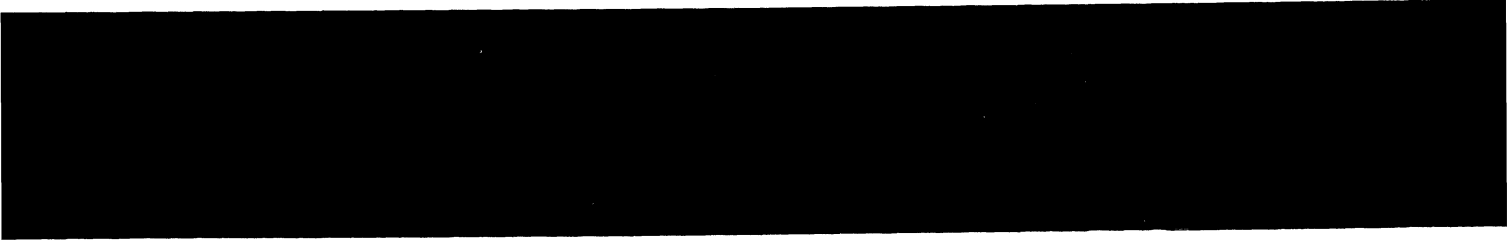
**Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk sentralbyrå
etter 1. juli 1989 (RAPP)**

*Issued in the series Reports from the Central Bureau of Statistics
since 1 July 1989 (REP)*

ISSN 0332-8422

- | | | | |
|----------|--|-----------|--|
| Nr. 89/5 | Statistisk sentralbyrå Hovedtrekk i arbeidsprogrammet for 1989. 1989-53s. (RAPP; 89/5) 60 kr ISBN 82-537-2720-8 | Nr. 89/18 | Undersøkelse om bruk av folkebibliotek 1988. 1989-83s. (RAPP; 89/18) 60 kr ISBN 82-537-2832-8 |
| - 89/6 | Utbyggingsregnskap Dokumentasjon av metode og resultater fra prøveregnskap 1986 og 1987/Øystein Engebretsen. 1989-58s. (RAPP; 89/6) 70 kr ISBN 82-537-2724-0 | - 89/19 | Aktuelle skattetal 1989 Current Tax Data. 1989-44s. (RAPP; 89/19) 60 kr ISBN 82-537-2844-6 |
| - 89/10 | Rehabilitering av bygninger 1986/Arild Thomassen. 1989-41s. (RAPP; 89/10) 70 kr ISBN 82-537-2791-7 | - 89/21 | Kommunehelsetjenesten Årstatistikk for 1988. 1990-83s. (RAPP; 89/21) 70 kr ISBN 82-537-2870-0 |
| - 89/12 | De eldres inntekter Nivå og ulikhet <i>Income of Aged People Level and Inequality. 1989-156s.</i> (RAPP; 89/12) 95 kr ISBN 82-537-2785-2 | - 89/22 | Energisubstitusjon i treforedlingssektoren/Torstein Bye og Tor Arnt Johansen. 1990-40s. (RAPP; 89/22) 60 kr ISBN 82-537-2873-5 |
| - 89/13 | Totalregnskap for fiske- og fangstnæringen 1983-1986. 1989-38s. (RAPP; 89/13) 60 kr ISBN 82-537-2783-6 | - 89/23 | Struktur og egenskaper ved en MSG-modell med Armingtonrelasjoner/Erling Holmøy og Tor Jakob Klette. 1990-99s. (RAPP; 89/23) 70 kr ISBN 82-537-2872-7 |
| - 89/14 | Ensliges inntekt og forbruk. 1989-107s. (RAPP; 89/14) 75 kr ISBN 82-537-2796-8 | - 90/1 | Naturressurser og miljø 1989 Energi, fisk, skog, jordbruk, luft, ressursregnskap og analyser. 1990-136s. (RAPP; 90/1) 75 kr ISBN 82-537-2918-9 |
| - 89/15 | Husholdningsstørrelse og -sammensetning 1960, 1970 og 1980 Noen utvalgte alderstrinn/Björg Moen. 1989-50s. (RAPP; 89/15) 60 kr ISBN 82-537-2847-6 | - 90/1A | Natural Resources and the Environment 1989 Energy, Fish, Forests, Agriculture, Air Resource Accounts and Analyses. 1990-144s. (RAPP; 90/1A) 75 kr ISBN 82-537-2931-6 |
| - 89/16 | Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene 1975-1989. 1989-63s. (RAPP; 89/16) 45 kr ISBN 82-537-2813-1 | - 90/2 | Region-2 En modell for regionaløkonomisk analyse/Knut Sørensen og Jøran Toresen. 1990-76s. (RAPP; 90/2) 70 kr ISBN 82-537-2880-8 |
| - 89/17 | Fruktbarhet og dødelighet i Norge 1771-1987. 1989-44s. (RAPP; 89/17) 60 kr ISBN 82-537-2840-9 | | |

- Nr. 90/3 Nasjonale og regionale virkninger av ulike utviklingslinjer i norsk jordbruk/Ådne Cappelen, Stein Inge Hove og Tor Skoglund. 1990-88s. (RAPP; 90/3) 45 kr ISBN 82-537-2890-5
- 90/4 Arbeidstilbudet i MODAG En analyse av utviklingen i yrkesdeltakingen for ulike sosiodemografiske grupper/ Kjersti-Gro Lindquist, Liv Sannes og Nils Martin Stølen. 1990-178s. (RAPP; 90/4) 85 kr ISBN 82-537-2911-1
- 90/5 Utsyn over helsetjenesten Endringer i ressursbruk og aktivitet/Anders Barstad og Arne S. Andersen. 1990-133S. (RAPP; 90/5) 75 kr ISBN 82-537-2914-6
- 90/6 Who has a Third Child in Contemporary Norway? A Register-Based Examination of Socio-demographic Determinants/Øystein Kravdal. 1990-100s. (RAPP; 90/6) 75 kr ISBN 82-537-2919-7
- 90/7 Helsetilstanden i Norge Status og utviklingstrekk. 1990-95s. (RAPP; 90/7) 70 kr ISBN 82-537-2924-3
- 90/8 International Migration to Norway, 1988 Report for the Continuous Reporting System of Migration of OECD (SOPEMI) *Internasjonal flytting til Norge En rapport til OECDs Continuous Reporting System of Migration (SOPEMI)*/Lars Østby. 1990-66s. (RAPP; 90/8) 70 kr ISBN 82-537-2928-6
- Nr. 90/9 Informasjon om nasjonalregnskapet Dokumentasjonsnotater, publikasjoner og andre viktige referanser/Erling Joar Fløttum. 1990-41s. (RAPP; 90/9) 60 kr ISBN 82-537-2932-4
- 90/10 Flytting og arbeidsmarked i fylkene 1972-1986/Lasse Sigbjørn Stambøl. 1990-111s. (RAPP; 90/10) 75 kr ISBN 82-537-2935-9
- 90/11 Totalregnskap for fiske- og fangstnæringen 1984-1987. 1990-38s. (RAPP; 90/11) 60 kr ISBN 82-537-2944-8
- 90/12 Produktivitetsutviklingen i meierisektoren/Ann-Lisbet Brathaug og Anders Harildstad. 1990-75s. (RAPP; 90/12) 70 kr ISBN 82-537-2969-3
- 90/13 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene 1975-1990. 1990-67s. (RAPP; 90/13) 50 kr ISBN 82-537-2970-7
- 90/14 Husholdningens konsum av ikke-varige konsumgoder. 1990-102s. (RAPP; 90/14) 75 kr ISBN 82-537-2979-0



Pris kr 70,00

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



ISBN 82-537-2997-9
ISSN 0332-8422