

RAPPORTER

83/33

**IMPORTANDELER OG
RELATIVE PRISER**

EN MODAG-RAPPORT

AV
NILS MARTIN STØLEN

STATISTISK SENTRALBYRÅ
CENTRAL BUREAU OF STATISTICS OF NORWAY

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 83/33

IMPORTANDELER OG RELATIVE PRISER

EN MODAG-RAPPORT

AV
NILS MARTIN STØLEN

STATISTISK SENTRALBYRÅ
OSLO — KONGSVINGER 1983

ISBN 82-537-2010-6
ISSN 0332-8422

EMNEGRUPPE

Økonomisk og statistisk teori og analyse

STIKKORD

Makroøkonomiske modeller

FORORD

I Statistisk Sentralbyrå pågår det arbeid med å videreutvikle den makroøkonomiske modellen MODAG. I den forbindelse har det i lengre tid vært arbeidet med analyser av utviklingen i importandelene. Denne rapporten dokumenterer en foreløpig slutføring av dette arbeidet. Rapporten drøfter i hovedsak hvordan importandelene endrer seg på grunn av vridninger i prisforholdet mellom norske og importerte varer.

Statistisk Sentralbyrå, Oslo, 2. desember 1983

Arne Øien

INNHold

| | Side |
|--|------|
| 1. Innledning og sammendrag | 7 |
| 1.1. Bakgrunn | 7 |
| 1.2. Sammendrag | 9 |
| 2. Teoretisk grunnlag | 9 |
| 2.1. Valg av teori | 9 |
| 2.2. Valg av funksjonsform | 11 |
| 3. Datagrunnlag | 13 |
| 3.1. Valg av data | 13 |
| 3.2. Utviklingen i priser og importandeler over perioden 1962-1981 | 15 |
| 4. Opplegg for estimering og testing | 17 |
| 4.1. Stokastiskspesifikasjon av modellen | 17 |
| 4.2. Opplegg for testing | 18 |
| 5. Estimeringsresultater | 21 |
| 6. Implementering i MODAG | 24 |
| 6.1. Sammenligning av MODAG med teorien foran | 24 |
| 6.2. Begrunnelser for å innføre forenklinger | 26 |
| 6.2.1. Skal importandelsendringene være felles for de mottakende sektorer? | 26 |
| 6.2.2. Spørsmålet om import- og hjemmekoeffisienter skal summere seg til 1. | 28 |
| 7. En sammenligning av den gamle og nye versjonen av MODAG | 28 |
| <u>Vedlegg</u> | |
| I. Utledning av priselastisiteter | 31 |
| II. Datagrunnlaget | 33 |
| III. Restleddsstrukturen ved laggede høyresidevariable | 47 |
| IV. Drøfting av oppsummeringsbetingelsen | 49 |
| V. Spesielle forhold vedrørende implementeringen | 55 |
| V.1. Trender | 55 |
| V.2. Skal modellen gå gjennom basisåret? | 55 |
| VI. Teknisk dokumentasjon av importandelsmodellen | 57 |
| Referanser | 60 |
| Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå (RAPP) | 61 |

1. INNLEDNING OG SAMMENDRAG

1.1. Bakgrunn

I mer enn 20 år har MODIS (MOdell av DISaggregert type) vært det viktigste modellverktøyet for analyse av makroøkonomiske problemstillinger i Norge¹⁾. På grunn av at denne modellen er nært knyttet til det sentrale planleggingssystemet, er den svært detaljert både i variabelspesifikasjon og utforming. Dessuten må den sies å være en nokså åpen modell ettersom mange viktige økonomiske sammenhenger ikke er representert. Modellens detaljrikdom og kompletthet i variabel- og regnskapsmessig forstand gjør det vanskelig å eksperimentere med nye relasjoner og gjøre bruken av modellen mer fleksibel. Derfor har det i flere sammenhenger vært pekt på at det var behov for en mer aggregert modell, som dels i samspill med MODIS, men også på selvstendig basis kunne styrke det metodiske grunnlag for planlegging og politikkanalyse.

Som en følge av dette ble det ved Økonomisk Analysegruppe i 1980 og 1981 utviklet en aggregert versjon av MODIS kalt MODAG (MOdell av AGgregert type). Hva teoriinnhold angår er denne første versjonen en tilnærmet kopi av MODIS og er like "åpen" som denne.²⁾

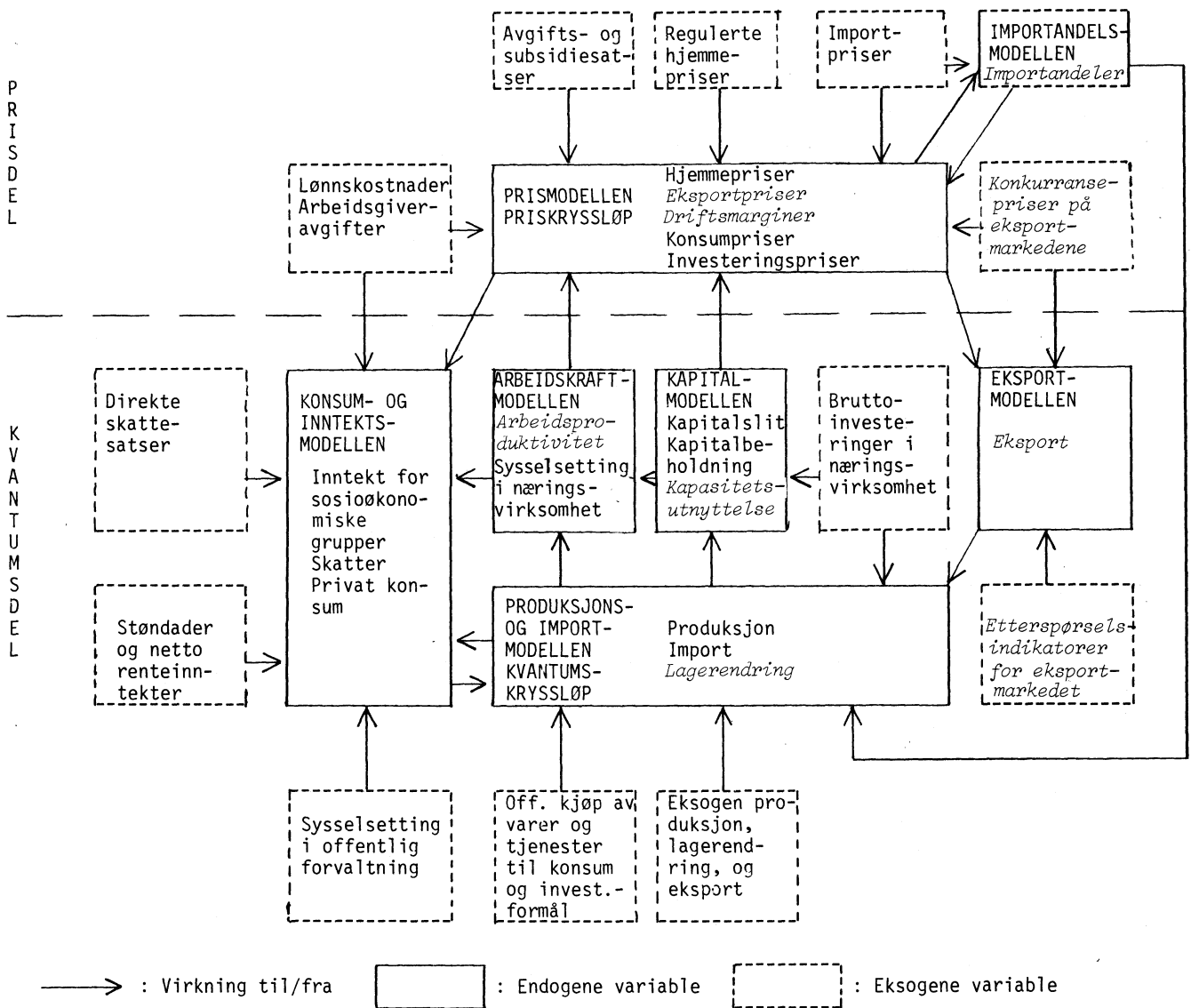
Importen av de fleste varer blir i denne første versjonen av MODAG, som i MODIS, bestemt ved hjelp av importandeler som endres eksogent. Importandelen for en vare er definert som forholdet mellom importvolumet av varen og volumet av samlet tilgang for norsk og import. Disse korreksjonene stiller imidlertid store krav til brukerne som må gjøre skjønnsmessige anslag på hvordan importandelene vil komme til å endre seg. Fra modellutvalget har det fra lang tid tilbake vært påpekt at det er "ønskelig å få gjennomført en analyse av importstrukturen for å komme fram til en vurdering av det eksisterende opplegg og komme med forslag til forbedringer. Dette kan tenkes utført som en endogenisering av de eksogene korreksjoner ved hjelp av relative priser og hvis mulig, også ved innbygging av kapasitetsmål".³⁾ Med utgangspunkt i dette har det ved Økonomisk Analysegruppe i lengre tid vært arbeidet med analyser av utviklingen i importandelene. Denne rapporten dokumenterer en foreløpig slutføring av dette arbeidet når det gjelder MODAG. I hovedsak har vi begrenset oss til å se på hvordan importandelene endrer seg på grunn av endringer i de relative priser mellom norske og importerte varer.

I tillegg til utviklingen av en delmodell for importandeler har det også vært arbeidet med en rekke andre videreutviklinger av den opprinnelige MODAG-modellen. Sammen med eksportrelasjoner, en revidert prismodell og etterspørselsrelasjoner for arbeidskraft er importandelsrelasjonene innarbeidet i en ny versjon av MODAG. Denne versjonen av modellen har fått navnet MODAG A og er foreløpig den mest fullstendige MODAG-versjonen⁴⁾.

I figur 1.1 er det gitt en oversikt over modellstrukturen og koblingen mellom de ulike delblokkene i MODAG A. I en beskrivelse av modellen er det praktisk å skille mellom en prisdell og en kvantumsdel, selv om MODAG A, i motsetning til forløperen MODAG (og MODIS), formelt er en simultan modell i priser og kvanta. Tyngden av virkningene går imidlertid fra priser til kvantumsstørrelser, og vi kan som en forenkling se bort fra virkningene fra kvantumsdelen til prisdelen. Gitt eksogene anslag for lønnssetninger, avgifts- og subsidiesatser samt utenlandspriser, bestemmes hjemmepriser, eksportpriser og driftsmarginer (fortjenestemarginer) i prismodellen og importandeler i importandelsmodellen simultant. Konsumpriser og driftsmarginer inngår i konsum- og inntektsmodellen. Sammen med eksogene anslag for visse inntektskomponenter (stønader og renter), satser for direkte skatter og sysselsetting i offentlig forvaltning, bestemmes konsumet som en funksjon av produksjonsnivå og sysselsetting i næringsvirksomhet. Eksportprisene og eksogene anslag for priser på konkurrerende produkter og markedsvekst bestemmer eksporten. Sammen med anslag for eksogen etterspørsel og importandeler, kan nå produksjonen bestemmes simultant med konsumet via en tradisjonell multiplikatormekanisme. I figuren er forskjellen mellom MODAG A og MODAG/MODIS angitt ved at variabelgrupper i kursiv enten er variable som er endogene i MODAG A og eksogene i MODAG/MODIS eller som er nye variable.

1) Se Bjerkholt og Longva (1980). 2) For en presentasjon av MODAG og en sammenligning mellom MODIS IV og MODAG, se Cappelen, Garaas og Longva (1981). 3) Se Finansdepartementet (1977): Modellutvikling for makroøkonomisk planlegging. 4) Se Cappelen og Longva (1983a) og (1983b) for en oversikt over modellstrukturen i MODAG A.

HOVEDTREKKENE I MODAG A



Figur 1.1.

Importandelene inngår både i prisdelen og kvantumsdelen av modellen. I prismodellen inngår importandelene i kostnadskalkylene ved at utgiftene til import og hjemme produsert innsats av en vare blir veid sammen med de tilsvarende andeler som vekter. Kostnadene pr. produsert enhet inngår igjen som en viktig forklaringsfaktor når det gjelder utviklingen i hjemmeprisene på konkurranseutsatte varer og påvirker også i noen grad eksportprisene. Ettersom importandelen til en vare antas å være avhengig av forholdet mellom hjemmeprisen og importprisen, blir dermed hjemmeprisene og importandelene simultant bestemt. Derfor har vi også funnet det hensiktsmessig å plassere importandelsmodellen i prisdelen i figur 1.1.

I kvantumsdelen av modellen har importandelene betydning for hvor stor del av den innenlandske etterspørselen som blir rettet mot hhv. import og hjemme produksjon. Importandelene vil derfor påvirke samlet produksjon og sysselsetting. Den samlede etterspørsel vil så sammen med importandelene bestemme total import av hver vare i kvantumsdelens importmodell.

1.2. Sammendrag

Denne rapporten belyser sammenhengen mellom endringer i importandelene og endringer i de relative priser. Det teoretiske grunnlaget for dette står nærmere omtalt i kapittel 2. Importandelene antas å bli bestemt av forhold på etterspørselssiden. Under visse forutsetninger antas etterspørerne å minimere de samlede kostnader ved anskaffelse av import og hjemmeproduisert innsats for gitt total etterspørsel etter vedkommende vare.

Datamaterialet er hentet fra Nasjonalregnskapet og er nærmere drøftet i kapittel 3. Der blir det også gitt en summarisk oversikt over utviklingen i priser og importandeler for perioden 1962-1981.

Opplaget for estimeringen er presentert i kapittel 4, mens resultatene er gjengitt i kapittel 5. Den relasjonen som er estimert viser hvordan forholdet mellom hjemmeproduisert og importert innsats avhenger av prisforholdet. Vi har videre åpnet muligheten for at det kan ta tid før endringer i prisene slår ut i etterspørselens sammensetning.

Både datamaterialet og estimeringsresultatene tyder på at endringer i relative priser kan være en viktig faktor når det gjelder å forklare utviklingen i importandelene. Over perioden 1962-1981 har det for de fleste varer vært en tendens til sterkere økning i hjemmeprisene enn i importprisene. Samtidig har importandelene også økt. For varene Tekstil og bekledning, Trevarer og Treforedlingsprodukter har derimot hjemmeprisene i stor grad fulgt importprisene. Det er derfor trolig at forhold på tilbuds-siden har vært avgjørende for den sterke økningen i importandelene for disse varene. De minst effektive bedriftene kan ha blitt nedlagt på grunn av en sterkere stigning i kostnadene pr. produsert enhet i Norge enn i utlandet.

En sentral parameter som har blitt estimert er den såkalte substitusjonselastisiteten. Noe u-precis sier den hvor mange prosent forholdet mellom volumet av hjemmeproduserte varer og import vil endre seg når det skjer en vridning i prisforholdet på 1 prosent. For de fleste varer har vi fått estimert en verdi mellom 1 og 1.5. For Kjemiske råvarer og Kjemiske og mineralske produkter ligger verdien rundt 2, mens substitusjonselastisiteten er mindre enn 1 for Trevarer og Grafiske produkter.

Rapporten drøfter også hvordan importandelsligningene inngår i MODAG. Dette er det gjort rede for i kapittel 6, og en del spesielle problemer er nærmere drøftet i Vedlegg IV og V.

I kapittel 7 har vi ut fra bestemte forutsetninger om prisutviklingen gitt av Finansdepartementet sammenlignet deres eksogene anslag for importandelsutviklingen i grunnversjonen av MODAG med de importandeler som framkommer av importandelsmodellen. Vi har også sammenlignet grunnversjonen av MODAG med en versjon (kalt MODAGIMP) bestående av grunnversjonen og importandelsmodellen ved å se på virkninger av en økning i lønnsatsene og importprisene.

2. TEORETISK GRUNNLAG

2.1. Valg av teori

Den virksomheten som hittil har vært drevet på feltet utenriksøkonomi i Byrået danner utgangspunktet for vårt arbeid med å endogenisere importandelene. Petter Frenger har i flere arbeider¹⁾ sett på hvordan importandelene kan endre seg som en følge av vridninger i de relative priser mellom norske og importerte varer. Han trekker også inn et trendledd som antas å samle opp virkningene av endret internasjonal arbeidsdeling mv.. En del av resultatene er innarbeidet i en ettermodell til MSG-3 (se Frenger 1980b). En tilsvarende modell, IMPANDEL, har også vært brukt i Finansdepartementets økonomiavdeling²⁾.

Felles for arbeidene nevnt foran er at importandelene for gitte relative priser antas å bli bestemt av forhold på etterspørselssiden. Tilbudssiden er representert gjennom prisdannelsen.

En sentral forutsetning for denne teorien er at import og hjemmeproduksjon av én og samme modellvare egentlig må betraktes som to forskjellige varer. Denne forutsetningen kan i første rekke forsvares ved at de varene vi opererer med i MODAG er aggregater av enkeltvarer. Selv om norskproduerte og importerte varer skulle være identiske i fysisk forstand på det mest detaljerte nivå, vil aggregatene ikke være det. Ikke alle enkeltvarene vil være med i både det norske og importerte aggregatet,

1) Se Frenger (1980a) og Frenger (1980b). 2) Se Johansen (1980) og Lunde (1981).

og den vekt de inngår med kan også være forskjellig. Dessuten er det ikke sikkert at norskproduserte og importerte enkeltvarer er identiske, selv på lavere nivå. Selv om de var fysisk like, er det mulig at etterspørerne vurderer norsk eller import som en kvalitet i seg selv. På grunn av dette kan det trygt forsvares å behandle import og hjemmeproduksjon av samme modellvare som to forskjellige varer med forskjellig pris.

Vi tar utgangspunkt i teorien for produsentatferd¹⁾ og antar at produktfunksjonen til sektor j kan uttrykkes ved:

$$(2.1) \quad y_j = F_j(x_{1j}^H, x_{1j}^I, \dots, x_{nj}^H, x_{nj}^I, z_j)$$

der

y_j = produsert kvantum i sektor j

x_{ij}^H = hjemmeprodusert innsats av vare i til sektor j

x_{ij}^I = importert innsats av vare i til sektor j

z_j = innsats av andre produksjonsfaktorer (arbeidskraft og kapital) til sektor j .

Dersom hjemmeprodusert og importert innsats av hver vare utgjør svakt separable grupper blant produksjonsfaktorene, har blant annet Berndt og Christensen (1973) vist at produktfunksjonen kan skrives på følgende måte:

$$(2.2) \quad y_j = F_j(x_{1j}, \dots, x_{nj}, z_j)$$

der

$$(2.3) \quad x_{ij} = f_{ij}(x_{ij}^H, x_{ij}^I) \quad (i = 1, \dots, n)$$

er kjernefunksjoner som uttrykker at total innsats av vare i til sektor j er en funksjon av hjemmeprodusert og importert innsats av vare i . Svak separabilitet innebærer at den marginale substitusjonsbrøk mellom x_{ij}^H og x_{ij}^I er uavhengig av innsatsen av andre varer. Fuss (1977), som har utført en lignende analyse for å estimere substitusjonsmulighetene mellom elektrisitet og olje, mener at dette ikke er en spesielt streng forutsetning. Etter hans oppfatning kan den i alle fall forsvares så lenge innsatsene måles i et sett med faste priser, noe de gjør i vårt tilfelle ettersom vi benytter fastpristall fra Nasjonalregnskapet.

Dersom i tillegg f_{ij} -funksjonen er homogen av grad 1, vil kostnadsminimerende eller profittmaksimerende valg av sammensetningen av x_{ij}^H og x_{ij}^I være uavhengig av x_{kj} ($k \neq i$) selv om ikke x_{ij} er det. Tilpasningen kan da deles inn i to trinn:

- i) Optimer sammensetningen av komponentene i hvert aggregat
- ii) Optimer nivået på hvert aggregat

En homogen produktfunksjon er karakterisert ved at isokvantene er ensformede. Sammensetningen av komponentene vil derfor være uavhengig av hvilken isokvant vi befinner oss på. Denne formen på produktfunksjonen innbærer også at kostnadsfunksjonen kan splittes i to faktorer, én som bare er uavhengig av produktmengden, og én faktor som bare inneholder prisene (se Førsum (1974) og Shepard (1953)). Kostnadsminimerende valg mellom innsatsfaktorene vil da bare være avhengig av de relative priser og ikke av produktmengdens størrelse.

1) Opplaget kan også benyttes for sluttleveringssektorer.

Det opplegget som er diskutert ovenfor vil være særlig relevant dersom det for gitte relative priser i hovedsak er forhold på etterspørselssiden som bestemmer utviklingen i importandelene. Dersom produsentene derimot endrer hjemmeprisene i takt med importprisene, dvs. opptrer som prislefølgere, må vi mer direkte trekke inn forhold på tilbudssiden for å forklare utviklingen i importandelene. Hvis kostnadene pr. produsert enhet stiger sterkere i Norge enn i utlandet, kan det med slik prisatferd resultere i at de minst effektive bedriftene av lønnsomhetsgrunner blir nedlagt. Kapasiteten i de gjenværende anlegg vil i så fall sette grenser for hvor mye som kan dekkes ved innenlandsk produksjon.

Arbeidet er i denne omgang blitt begrenset til å se på hvordan importandelene for de enkelte varene endrer seg når det skjer en vridning i de relative priser. Når vi har valgt å gjøre denne avgrensningen, skyldes det i første rekke at teorien er så gjennomarbeidet fra før at vi forholdsvis raskt har kunnet komme fram til resultater med dette opplegget. I et senere arbeid vil vi imidlertid gå nærmere inn på den betydning som bedriftenes lønnsomhets- og kapasitetsforhold har for utviklingen av importandelene. Dette er særlig viktig fordi prisatferden i MODAG A for flere viktige hjemmekonkurrerende varer er sterkt preget av konkurransesituasjonen med tilsvarende import, dvs. at produsentene i betydelig grad opptrer som pristakere.

Vi skal likevel nevne et par mulige modifikasjoner av det etterspørselsbaserte opplegget. En mulighet vil være å trekke inn kapasitetsutnyttningen direkte som forklaringsvariabel. Dette må imidlertid ses i sammenheng med prismodellen. Når vi er nær full kapasitetsutnyttelse innenlands, kan vi få tendenser til en økning i hjemmeprisene i forhold til prisene på de importerte varene. Derfor vil det antakelig være bedre å innføre kapasitetsutnyttningen i prismodellen. Innføring av kapasitetsskranker i kvantumsmodellen vil tilsi at enkelte av etterspørerne er underlagt en eller annen form for fysisk rasjonering, og det er ikke helt enkelt hvordan dette skal behandles i modellen. Positiv korrelasjon mellom hjemmeprisene og kapasitetsutnyttningen kan også innebære at virkningen av prisvridningene kan bli undervurdert ved at kapasitetsutnyttningen direkte blir trukket inn som forklaringsvariabel.

I tillegg til vridninger i de relative priser kan vi trekke inn et trendledd for å forklare utviklingen i forholdet mellom importert og hjemmeprodusert kvantum. Å innføre trender kan vanskelig begrunnes på en annen måte enn at etterspørselens sammensetning er blitt påvirket av visse utelatte faktorer som har utviklet seg trendmessig i estimeringsperioden. Slike faktorer kan for eksempel være lønnsomhetsforhold, kapasitetsforhold eller inntektsforhold, men også endret varesammensetning og produksjonstekniske forhold kan ha hatt betydning. En fare ved å innføre trender er at prisforholdet også kan ha utviklet seg trendmessig. Derved kan vi også i dette tilfellet under estimeringen få undervurdert betydningen av endringer i de relative priser.

Som nevnt foran bygger det valgte opplegget på at etterspørselen etter hjemmeprodusert og importert innsats av en vare har lik skalaelastisitet (pari-passu). Det behøver ikke nødvendigvis å være tilfelle. Spesielt kan enkelte av de utenlandske konsumvarene tenkes å bli betraktet som luksusprodukter slik at importandelene øker med økt inntekt. Dersom dette er tilfelle, kan vi ikke dele tilpasningen inn i to trinn. Etterspørselen etter import og hjemmeproduksjon av en vare burde da i prinsippet ha vært bestemt simultant med etterspørselen etter de øvrige varer. Når det gjelder varer til konsum, bør dette tas opp i forbindelse med en reestimering av konsummodellen i MODAG.

2.2. Valg av funksjonsform

Vi antar at (2.3) kan representeres ved en CES-funksjon

$$(2.4) \quad x_{ij} = \left[\delta_{ij} \left(\frac{x_{ij}^I}{\delta_{ij}} \right)^{-\rho_{ij}} + (1-\delta_{ij}) \left(\frac{x_{ij}^H}{1-\delta_{ij}} \right)^{-\rho_{ij}} \right]^{-\frac{1}{\rho_{ij}}}$$

Her er δ_{ij} en fordelingsparameter, og ρ_{ij} er en parameter som uttrykker noe om substitusjonsforholdene. Substitusjonselastisiteten er definert ved $\sigma_{ij} = 1/(1 + \rho_{ij})$. Noe upresist sier den hvor mange prosent forholdet mellom hjemmeproduksjon og import av vedkommende vare vil endre seg når det skjer en vridning i prisforholdet på 1 prosent.

Frenger anfører i (1980b) tre grunner for å velge en CES-funksjon:

- i) Det er en velkjent funksjonsform og substitusjonselastisiteten er forholdsvis lett å estimere
- ii) Med bare to faktorer gir den en annen-grads approksimasjon til en vilkårlig pari-passu produktfunksjon
- iii) Den oppfører seg "korrekt" for alle positive vareinnsatser

Vi antar videre at de enkelte produsenter søker å minimere kostnadene til anskaffelse av vare i gitt prisene p_i^H og p_i^I (som antas å være like for alle etterspørerne) og (2.4). Utfra 1. ordensbetingelsene for kostnadsminimering kan vi utlede at:

$$(2.5) \quad \log \left(\frac{x_{ij}^H}{x_{ij}^I} \right) = \log \left(\frac{1-\delta_{ij}}{\delta_{ij}} \right) + \sigma_{ij} \log \left(\frac{p_i^I}{p_i^H} \right)$$

Av (2.4) og (2.5) får vi etterspørselsfunksjonene etter h.h.v. hjemmeprodusert og importert innsats av vare i til sektor j.

$$(2.6) \quad x_{ij}^H = (1-\delta_{ij}) x_{ij} \left[\delta_{ij} \left(\frac{p_i^I}{p_i^H} \right)^{1-\sigma_{ij}} + (1-\delta_{ij}) \right]^{\frac{\sigma_{ij}}{1-\sigma_{ij}}}$$

$$(2.7) \quad x_{ij}^I = \delta_{ij} x_{ij} \left[\delta_{ij} + (1-\delta_{ij}) \left(\frac{p_i^H}{p_i^I} \right)^{1-\sigma_{ij}} \right]^{\frac{\sigma_{ij}}{1-\sigma_{ij}}}$$

Importandelen i en vilkårlig periode målt i faste priser ($p_i^H = p_i^I = 1$ i basisåret) kan avledes av (2.6) og (2.7).

$$(2.8) \quad M_{ij}^I = \frac{x_{ij}^I}{x_{ij}^H + x_{ij}^I} = \frac{\delta_{ij}}{\delta_{ij} + (1-\delta_{ij}) \left(\frac{p_i^H}{p_i^I} \right)^{-\sigma_{ij}}}$$

I basisåret har vi følgelig at $M_{ij}^I = \delta_{ij}$, slik at δ_{ij} kan tolkes som importandelen i dette året.

Ut fra etterspørselsfunksjonene kan vi også avlede priselastisitetene for import og hjemmeproduksjon av varen når den samlede etterspørsel av vedkommende vare holdes konstant. Dette er utført i Vedlegg I og gir som resultat:

$$(2.9) \quad \epsilon_{ij}^{HH} = -\epsilon_{ij}^{HI} = -\alpha_{ij}\sigma_{ij}$$

$$(2.10) \quad \epsilon_{ij}^{IH} = -\epsilon_{ij}^{II} = (1-\alpha_{ij})\sigma_{ij}$$

Priselastisitetene ϵ_{ij}^{HH} og ϵ_{ij}^{IH} vil gi uttrykk for hvor mange prosent etterspørselen etter hjemme- produsert og importert innsats av en modellvare vil endre seg med når det skjer en økning i hjemmeprisen på 1 prosent. På grunn av at etterspørselsfunksjonene er homogene av grad 0 i prisene vil elastisitetene m.h.p. importprisen ha motsatt fortegn.

α_{ij} uttrykker importens verdiandel og er gitt ved:

$$(2.11) \quad \alpha_{ij} = \frac{p_{ij}^I x_{ij}^I}{p_{ij}^I x_{ij}^I + p_{ij}^H x_{ij}^H}$$

Ettersom verdiandelene endrer seg over tida, vil priselastisitetene også gjøre det.

Elastisitetene som er stilt opp i (2.9) og (2.10) er utledet under den forutsetning at total innsats av vare i til sektor j, x_{ij} , holdes konstant. Disse elastisitetene gir derfor ikke uttrykk for den totale reaksjon vi får ved en prisendring siden en endring i import- eller hjemmeprisen også kan påvirke den samlede etterspørsel etter varen. I tillegg kan vi også få en virkning ved at etterspørernes produksjonsnivå endres. Dette er nærmere omtalt i et appendiks av Strøm og Stølen i Stølen (1979).

3. DATAGRUNNLAGET

3.1. Valg av data

Datagrunnlaget er hentet fra Nasjonalregnskapet og dekker perioden 1962-1981. Nasjonalregnskapet gir imidlertid bare tall for total innsats av vare i til sektor j uten å si noe om denne vareinnsatsen er importert eller hjemmeprodusert. Ifølge det teoretiske opplegget i kapittel 2 ville det være mest riktig å se på hvordan hver enkelt sektors sammensetning av norskproduserte og importerte varer endret seg når det skjedde en vridning i de relative priser. Ettersom det ikke kan skaffes data for x_{ij}^I og x_{ij}^H , måtte vi gi avkall på dette opplegget. Det er også årsaken til at Frenger (1980a) ikke har kunnet benytte data lenger fram enn til 1969. Før den tid ble det i Nasjonalregnskapet gitt tall for x_{ij}^I og x_{ij}^H , men disse blir ikke beregnet i "nytt SNA".

Nasjonalregnskapet gir imidlertid tall for total import og total hjemmeprodusert innsats av hver vare. Vi står da tilbake med å estimere hvordan innsatsforholdet i gjennomsnitt blir påvirket av endringer i de relative priser.¹⁾

Fra Nasjonalregnskapet har vi således innhentet opplysninger for hver av de 13 konkurrerende importvarene i MODAG (se tabell 3.1.). Modellen inneholder også 5 typer tjenester som til en viss grad kan importeres, men importen er her så liten og svinger så sterkt at vi ikke har forsøkt å estimere noen sammenhenger ut fra disse tallene.

Som volum av hjemmeprodusert innsats av vare i har vi valgt å benytte innenlandsk produksjon minus eksport målt i faste basispriser med 1975 som basisår. Importvolumet er på tilsvarende måte definert som import inklusive toll. I og med at importandelene i MODAG er knyttet til innenlandsk bruk av vareinnsats, konsum og investering innebærer volumdefinisjonene ovenfor en tilnærming.

1) Denne varianten er også benyttet av Frenger (1980b), Johansen (1980) og Lunde (1981).

For det første har vi sett bort fra reeksport da vi fra Nasjonalregnskapet ikke kan få tilbakegående tall for denne posten. Siden vi bare er interessert i import til innenlandske anvendelser, burde vi ha trukket reeksporten ifra importen. Importvolumet blir derfor overvurdert når reeksporten er inkludert. På tilsvarende måte blir leveranser av norske varer undervurdert da reeksporten er inkludert i den totale eksporten som trekkes ifra. Nå skulle en ikke vente at reeksporten varierte særlig i takt med forholdet mellom importprisene og hjemmeprisene. Hvis det er tilfellet, vil ikke substitusjonselastisiteten bli påvirket under estimeringen. Derimot vil vi helt sikkert få overvurdert importandelen med de tidsserier vi har benyttet. Ettersom reeksporten er ubetydelig for de fleste varer vil imidlertid denne feilen ikke være særlig alvorlig.

Vi har også sett bort ifra lagerendringer. For å få samsvar med importandelene i MODAG burde vi ha trukket importlagerendringen fra importen og hjemmelagerendringen fra den innenlandske produksjonen. Dette har ikke vært mulig på grunn av at Nasjonalregnskapet bare gir tall for total lagerendring av hver vare. Det blir ikke skilt mellom lagerendring av importerte og hjemmeproduserte varer. Det er usikkert hvor alvorlig denne tilnærmelsen er. Ettersom lagerbeholdningene både øker og avtar, vil antakelig importandelene bli overvurdert i enkelte år, mens de vil bli undervurdert i andre. Den estimerte importandelen i basisåret vil derfor kunne være relativt upåvirket. På den andre siden kan tilnærmelsen tenkes å ha betydning for substitusjonselastisiteten dersom sammensetningen av importerte og hjemmeproduserte varer på lager blir påvirket av endringer i de relative priser.

Prisindekser for hjemmeprodusert innsats og import framkommer ved å dividere tallene i løpende og faste priser med hverandre. Ettersom tallseriene er målt i basisverdi, vil prisene være basisprisindekser. Dette representerer en tilnærming da det er kjøperprisene som antas å påvirke etterspørernes atferd. Når vi likevel har valgt å benytte basispriser, har det sin årsak i at det er dette prisbegrepet som benyttes i MODAG. Dersom vi skulle la importandelsendringene være avhengig av kjøperpriser, måtte vi for hver vare innføre sammenhengen mellom basispriser og kjøperpriser i modellen. Det ville føre til en oppblåsning av antall ligninger og variable. Databanken med årlige nasjonalregnskapsdata¹⁾ inneholder heller ikke tall i kjøperpriser. Før disse kunne benyttes måtte det derfor legges ned et betydelig arbeid med å etablere disse tallseriene.

Forholdet mellom basispriser og kjøperpriser vil være gitt ved moms, vareavgifter og varesubsidier samt handelsavansen. Siden det bare er de relative priser som inngår i (2.5), som skal benyttes under estimeringen, vil det ikke være noen feil å benytte basispriser dersom forholdet mellom basispriser og kjøperpriser er det samme både for hjemmeproduksjon og import av samme vare. Satsen for moms, avgifter, subsidier og handelsavanse vil være de samme for import og hjemmeproduksjon av hver enkeltvare. Normalt vil det imidlertid være slik at satsene (bortsett fra moms) varierer fra vare til vare. Dersom enkeltvarene inngår med ulik vekt i det hjemmeproduserte og importerte MODAG-vareaggregatet kan vridninger i varesammensetningen eller satsendring på én eller noen av dem vri prisforholdet mellom import og hjemmeproduksjon av samme modellvare målt i kjøperpriser. Ved å benytte basispriser får vi således ikke fanget opp denne effekten.

På grunn av de store praktiske problemene ved å benytte kjøperpriser, har vi imidlertid valgt å holde fast ved basispriser til tross for de påpekte svakheter.

Tallene for perioden 1962-1966 er gitt i selgerverdi. Det var først ved overgang til ny SNA at basisverdigrepet ble tatt i bruk. For å forhindre at tidsseriene ble i korteste laget bestemte vi oss for også å utnytte den informasjon som lå i tallene for denne perioden. Innkreving av merverdiavgift og særavgifter på importerte varer er oppført som egne produksjonssektorer i Nasjonalregnskapet. Importverdien gis cif, og når vi legger til tollene får vi import uttrykt i basisverdi. Derfor vil det ikke være noen forskjell mellom import målt i basisverdi og selgerverdi. Tallseriene for importen viser heller ikke noe markant brudd fra 1966 til 1967. Derfor valgte vi å benytte importtallene slik de står oppført for perioden 1962-1966.

For hjemmeproduserte varer stiller det seg annerledes. Der er moms og avgifter (subsidier) inkludert i selgerverdigrepet. Fra hovedboka for 1967 fikk vi kjørt ut tall både i faste og løpende priser for innenlandsk produksjon minus eksport målt i selgerverdi. Vi gjorde så den antakelse at forholdet mellom basispriser og selgerpriser i de foregående år var lik forholdet i 1967. Denne antakelsen er bare holdbar så lenge det ikke har skjedd en endring i avgifts- eller subsidiestrukturen. En slik

1) Se Karlstad, Ouren og Reymert (1982).

endring kan påvirke forholdet mellom hjemmeprisene og importprisene i denne perioden da importprisene er målt i basisverdi. På grunnlag av forholdet mellom basis- og selgerverdi i 1967 laget vi for perioden 1962-1966 serier for bruk av hjemmeproduserte varer både i løpende og faste priser. Ved å dividere tallene med hverandre fikk vi prisindekser. Disse seriene viser ikke noe markant brudd i den betraktede perioden. Det kan betraktes som en indikasjon på at det ikke har funnet sted noen store avgiftsendringer i årene 1962-1966. Antakelsen om samme forhold mellom basispriser og selgerpriser i de foregående år som i 1967 vil derfor kunne forsvares.

Videre er det slik at tallseriene i databanken er målt i 1970-priser for perioden 1962-1975, mens tallene i de etterfølgende år er målt i 1975-priser. Seriene måtte derfor kjedes sammen. Ved å dividere prisindeksene for årene før 1975 med prisenivået i 1975 målt i 1970-priser fikk vi konstruert en indeks for hele perioden målt i 1975-priser. Deretter dividerte vi verditallene med denne prisindeksen og fikk volumserier uttrykt i 1975-verdi.

3.2. Utviklingen i priser og importandeler over perioden 1962-1981.

I figurene 3.1 og 3.2 har vi tegnet inn utviklingen i h.h.v. forholdet mellom prisene på norskproduserte og importerte varer og importandelen for alle konkurrerende varer sett under ett for perioden 1962-1981.

Av figurene går det fram at i årene 1962-1967 var forholdet mellom hjemmepriser og importpriser så å si konstant samtidig som importandelen viste liten vekst. I perioden 1967-77 var det en forholdsvis sterk vekst i både prisforholdet og importandelen. Det kan tyde på at vridninger i de relative priser spiller en viss rolle når det gjelder å forklare utviklingen i importandelene. Videre ser det ut som forløpet til importandelskurven ligger litt etter priskurven i disse årene. Det kan være en indikasjon på at det tar tid før prisendringer slår ut i kvantumssammensetningen.

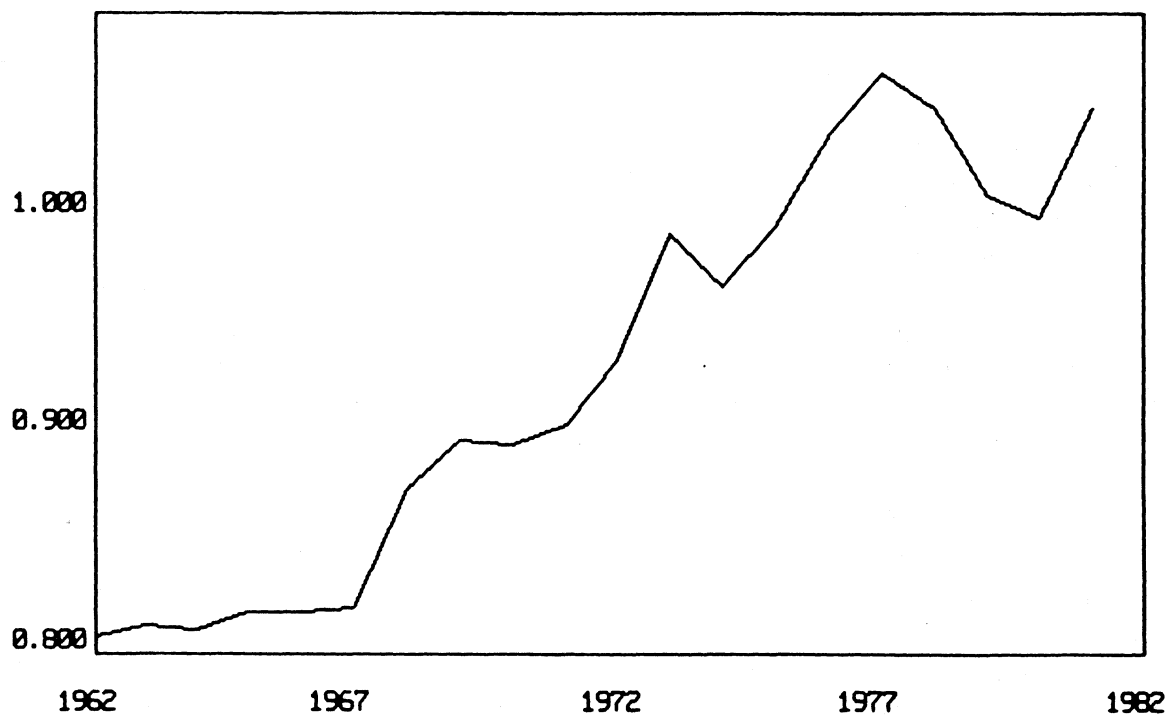
I perioden 1977-79 viste begge kurvene en fallende tendens. Devalueringen i 1978 og lønns- og prisstoppen i 1978/79 kan ha vært medvirkende årsaker til dette. Fallet i prisforholdet fortsatte også i 1980, mens importandelen der viste en sterk stigning. I 1981 derimot var det en betydelig økning i prisforholdet samtidig som at importandelen var konstant. Den sterke økningen i importandelen i 1980 skyldtes i første rekke økt import av Verkstedprodukter og Metaller, noe som vel kan tilskrives utbyggingen i Nordsjøen. Ellers er Nasjonalregnskapstallene for 1981 foreløpige, og er derfor beheftet med en viss grad av usikkerhet.

Nå vil det være store forskjeller mellom utviklingen for de enkelte varer. Tabell 3.1 gir hovedtrekkene i utviklingen for enkeltvarene. Mer detaljerte tabeller finnes i vedlegg II.

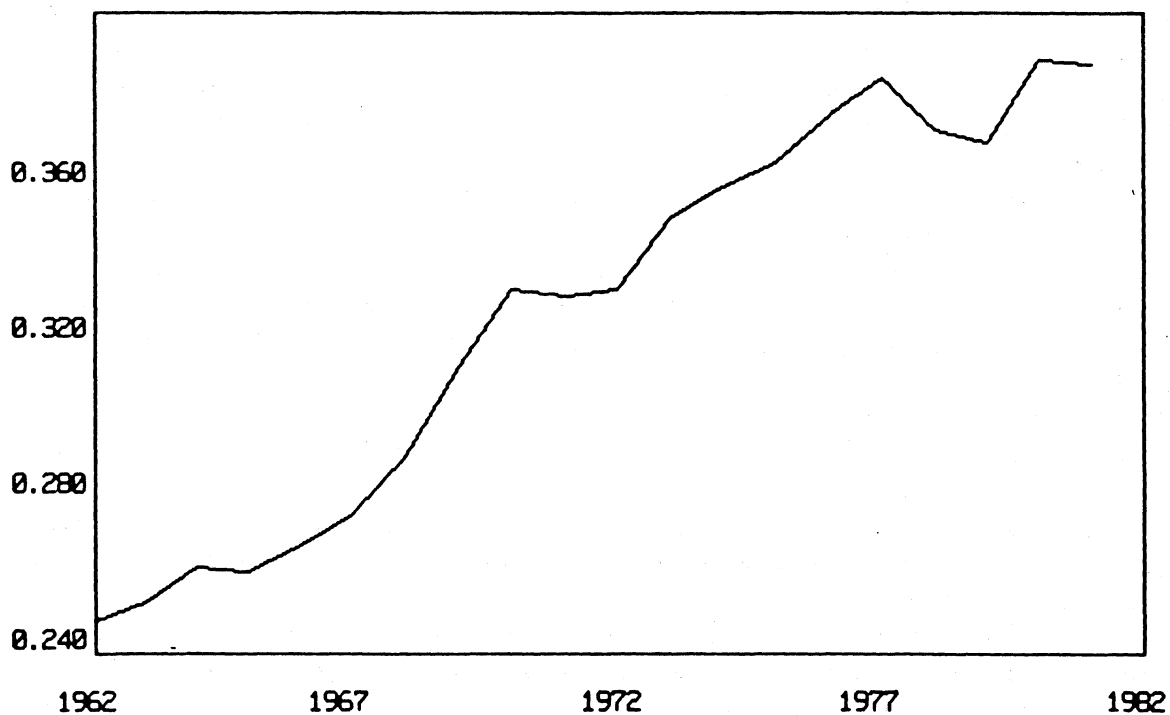
Av tabell 3.1 går det fram at det for de fleste varer var en liten økning i både prisforhold og importandel i perioden 1962-67. Tallene for Fisk og Andre bergverksprodukter viste det omvendte mønster med fall i begge størrelser, mens Trevarer, Verkstedprodukter og Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter hadde omtrent uforandret prisforhold og importandel. Metaller skiller seg ut da importandelen holdt seg på samme nivå til tross for et betydelig fall i prisenivået. Dette er imidlertid en spesiell vare ettersom store svingninger i eksport og lager vil forårsake store bevegelser i importandelen.

I perioden 1967-77 viste også de fleste varer en økning i både prisforhold og importandel. For Kull og Andre bergverksprodukter gikk begge størrelser nedover. Trevarer skiller seg ut med så å si uforandret prisforhold og sterk vekst i importandelen.

I årene 1977-81 synes det å ha skjedd et klart brudd i det tidligere mønster for flere av varene. For Drikkevarer og tobakk, Tekstil og bekledning, Trevarer, Treforendlingsprodukter og Metaller var det et fall i prisforholdet samtidig som importandelen holdt seg uendret eller fortsatte å stige. Fisk, Kull, Andre bergverksprodukter, Kjemiske og mineralske produkter og Grafiske produkter fulgte det ventede mønster med en stigning i både prisforhold og importandel, mens begge størrelsene holdt seg noenlunde uforandret for Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter og Verkstedprodukter. For Kjemiske råvarer var det et sterkt fall i både prisforhold og importandel. En vesentlig årsak til dette er Rafnesanlegget som ble satt i produksjon i løpet av denne perioden.



Figur 3.1. Forholdet mellom hjemmepris og importpris for konkurrerende importvarer. Basispriser. 1975 = 1.



Figur 3.2. Importandel for konkurrerende importvarer, målt i volum.

Tabell 3.1: Utvikling i prisforhold, importvolum og importandel 1962-1981

| Varer | Hjemmepris/Importpris ¹⁾ | | | | Importvolum (mill. 1975 kr) | | | | Importandel % | | | |
|--|-------------------------------------|------|------|------|-----------------------------|--------|--------|--------|---------------|------|------|------|
| | 1962 | 1967 | 1977 | 1981 | 1962 | 1967 | 1977 | 1981 | 1962 | 1967 | 1977 | 1981 |
| 13 Fisk | 0,50 | 0,40 | 0,84 | 1,13 | 30 | 14 | 28 | 49 | 1,8 | 0,4 | 1,1 | 2,0 |
| 32 Kull | 0,87 | 1,05 | 0,92 | 1,01 | 76 | 129 | 129 | 213 | 61,9 | 69,1 | 68,1 | 80,7 |
| 33 Andre bergverks- produkter | 1,69 | 1,24 | 1,12 | 1,17 | 140 | 176 | 291 | 382 | 33,7 | 25,6 | 21,6 | 30,0 |
| 16 Foreldede jordbruks- og fiskeprodukter | 0,89 | 0,86 | 1,02 | 1,04 | 738 | 903 | 1 455 | 1448 | 6,7 | 6,7 | 8,2 | 7,8 |
| 17 Drikkevarer og tobakk | 0,57 | 0,74 | 1,08 | 0,98 | 76 | 154 | 282 | 294 | 8,6 | 14,5 | 20,0 | 19,2 |
| 18 Tekstil og be- kledning | 0,85 | 0,94 | 1,06 | 1,00 | 1 499 | 2 354 | 4 874 | 4 830 | 33,6 | 42,2 | 65,1 | 68,6 |
| 26 Trevarer | 0,96 | 0,94 | 0,96 | 0,91 | 284 | 473 | 1 382 | 1 586 | 9,6 | 10,8 | 16,2 | 18,0 |
| 34 Treforedlings- produkter | 0,81 | 0,85 | 1,12 | 0,88 | 177 | 428 | 1 132 | 1 530 | 6,6 | 11,7 | 27,2 | 26,5 |
| 37 Kjemiske råvarer .. | 0,89 | 0,93 | 1,21 | 0,79 | 749 | 1 327 | 2 602 | 2 519 | 51,0 | 56,6 | 71,7 | 49,4 |
| 27 Kjemiske og mine- ralske produkter .. | 0,80 | 0,84 | 1,10 | 1,15 | 1 957 | 3 212 | 7 402 | 8 643 | 37,4 | 41,3 | 52,8 | 57,6 |
| 43 Metaller | 0,83 | 0,69 | 1,08 | 1,02 | 2 642 | 3 340 | 4 424 | 4 799 | 57,5 | 58,1 | 68,0 | 71,4 |
| 45 Verkstedprodukter | 0,77 | 0,77 | 1,03 | 1,05 | 4 032 | 6 107 | 15 008 | 16 103 | 36,4 | 38,1 | 49,6 | 48,6 |
| 28 Grafiske produkter | 0,64 | 0,79 | 1,28 | 1,50 | 70 | 131 | 454 | 648 | 2,0 | 3,3 | 9,1 | 11,8 |
| Totalt | 0,81 | 0,82 | 1,07 | 1,05 | 12 471 | 18 748 | 39 464 | 43 044 | 24,9 | 27,5 | 38,4 | 38,7 |

1) 1975 = 1

4. OPPLÈGG FOR ESTIMERING OG TESTING

4.1. Stokastisk spesifisering av modellen

Som påpekt i kapittel 3 gir Nasjonalregnskapet bare tall for total innsats av vare i til sektor j uten å si noe om vareinnsatsen er importert eller hjemme produsert. Vi måtte derfor gi avkall på det prinsipielt riktige opplegget i kapittel 2 hvor vi så på hver enkelt sektors tilpasning. Andre årsaker til at vi ga avkall på dette opplegget var at det ville kreve nokså mye arbeid i forbindelse med estimering og oppdatering samtidig som MODAG ville bli blåst opp uforholdsmessig mye i form av nye variable og ligninger. Ved å anta at sammensetningen av den totale import og den totale hjemme produserte innsats av hver vare sier noe om det gjennomsnittlige atferdsmønsteret har vi anvendt teorien til å belyse hvordan innsatsforholdet i gjennomsnitt blir påvirket av endringer i de relative priser.

Fra (2.5) har vi (idet vi sløyfer fortskriften j):

$$(4.1) \quad \log \left(\frac{x_i^H}{x_i^I} \right) = \log \left(\frac{1-\delta_i}{\delta_i} \right) + \sigma_i \log \left(\frac{p_i^I}{p_i^H} \right) = a_{0i} + \sigma_i \log \left(\frac{p_i^I}{p_i^H} \right)$$

Nå er det rimelig å anta at det kan ta en viss tid før endringer i prisforholdet slår ut i endret kvantumssammensetning. Dataseriene som er presentert foran gir også en indikasjon på det. Treg- hetsstrukturen kan begrunnes ut fra følgende forhold:

- 1) Forventningstilpasning (Adaptive expectations)
- 2) Delvis tilpasning (Partial adjustments).

I begge tilfeller kan vi representere dette ved å innføre lag i prisforholdet i (4.1). Som det er vist i vedlegg III vil imidlertid restleddsstrukturen kunne bli forskjellig i de to tilfellene. Dersom lagget skyldes tregheter i tilpasningen, kan vi risikere å få autokorrelerte restledd.

Under estimeringen valgte vi å begrense lagget til $t-2$. Ettersom tallene for 1981 ikke forelå da vi utførte estimeringen hadde vi 19 observasjoner til disposisjon. Dette satte klare grenser for hvor mange lag vi kunne ha med. For hvert lag som innføres mister vi en observasjon samtidig som vi får én parameter ekstra å estimere. Vi taper altså to frihetsgrader. Derfor fant vi det ikke tilrådelig å innføre mer enn to lag. Virkninger på kvantumssammensetningen av prisendringer for 3 år siden antas også å være små.

Ved forsøksvis estimering viste det seg at vi fikk urimelige verdier på lag-koeffisientene. Vi kunne for eksempel få stor virkning av prisene i inneværende år, ingen virkning av fjorårets priser, men igjen stor virkning av fjorårets priser. På grunn av dette innførte vi den restriksjon at betydningen av forfjors priser var halvparten så stor som betydningen av fjorårets priser¹⁾. Vi fikk dermed én parameter mindre å estimere og én ekstra frihetsgrad.

Dersom vi innfører lag i prisene og et stokastisk restledd u_t i (4.1) kan denne skrives slik (i det vi for enkelhets skyld ser bort fra fotindeksen i):

$$(4.2) \quad x_t = a_0 + a_1 p_t + a_2 \left(\frac{2}{3} p_{t-1} + \frac{1}{3} p_{t-2} \right) + u_t$$

der $x_t = \log (x_t^H / x_t^I),$

$$p_{t-s} = \log (p_{t-s}^I / p_{t-s}^H) \quad (s = 0, 1, 2),$$

$$a_0 = \log \left(\frac{1-\delta}{\delta} \right),$$

og $a_1 + a_2 = \sigma$

Dersom restleddene er autokorrelerte av 1.orden, kan u_t uttrykkes som:

$$(4.3) \quad u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$$

der ρ er autokorrelasjonskoeffisienten og ε_t antas å ha følgende egenskaper:

$$(4.4) \quad E\varepsilon_t = 0, E(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = \begin{cases} \tau^2 & \text{for } t=s \\ 0 & \text{for } t \neq s \end{cases}$$

og er ukorrelert med prisforholdene.

4.2. Opplegg for testing

Under estimeringen har vi testet om $\rho=0$. Dersom vi får forkastet denne hypotesen, kan det tyde på at vi står overfor et tilfelle med delvis tilpasning, men det kan også skyldes at forutsetningene om ε_t ikke holder.

1) Frenger (1980a) har også innført denne restriksjonen.

Dersom vi setter inn (4.3) i (4.2), kan den siste skrives på formen:

$$(4.5) \quad x_t = a_0(1-\rho) + a_1 p_t + a_2(2/3 p_{t-1} + 1/3 p_{t-2}) \\ - \rho a_1 p_{t-1} - \rho a_2(2/3 p_{t-2} + 1/3 p_{t-3}) + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Denne ligningen er karakterisert ved to ikke-lineære restriksjoner. Dersom disse ikke hadde vært pålagt, kunne (4.5) ha vært skrevet som

$$(4.6) \quad x_t = a_0(1-\rho) + a_1 p_t + a_2(2/3 p_{t-1} + 1/3 p_{t-2}) \\ + b_1 p_{t-1} + b_2(2/3 p_{t-2} + 1/3 p_{t-3}) + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Restriksjonene i (4.5) er derfor

$$(4.7) \quad b_1 = -\rho a_1 \\ b_2 = -\rho a_2$$

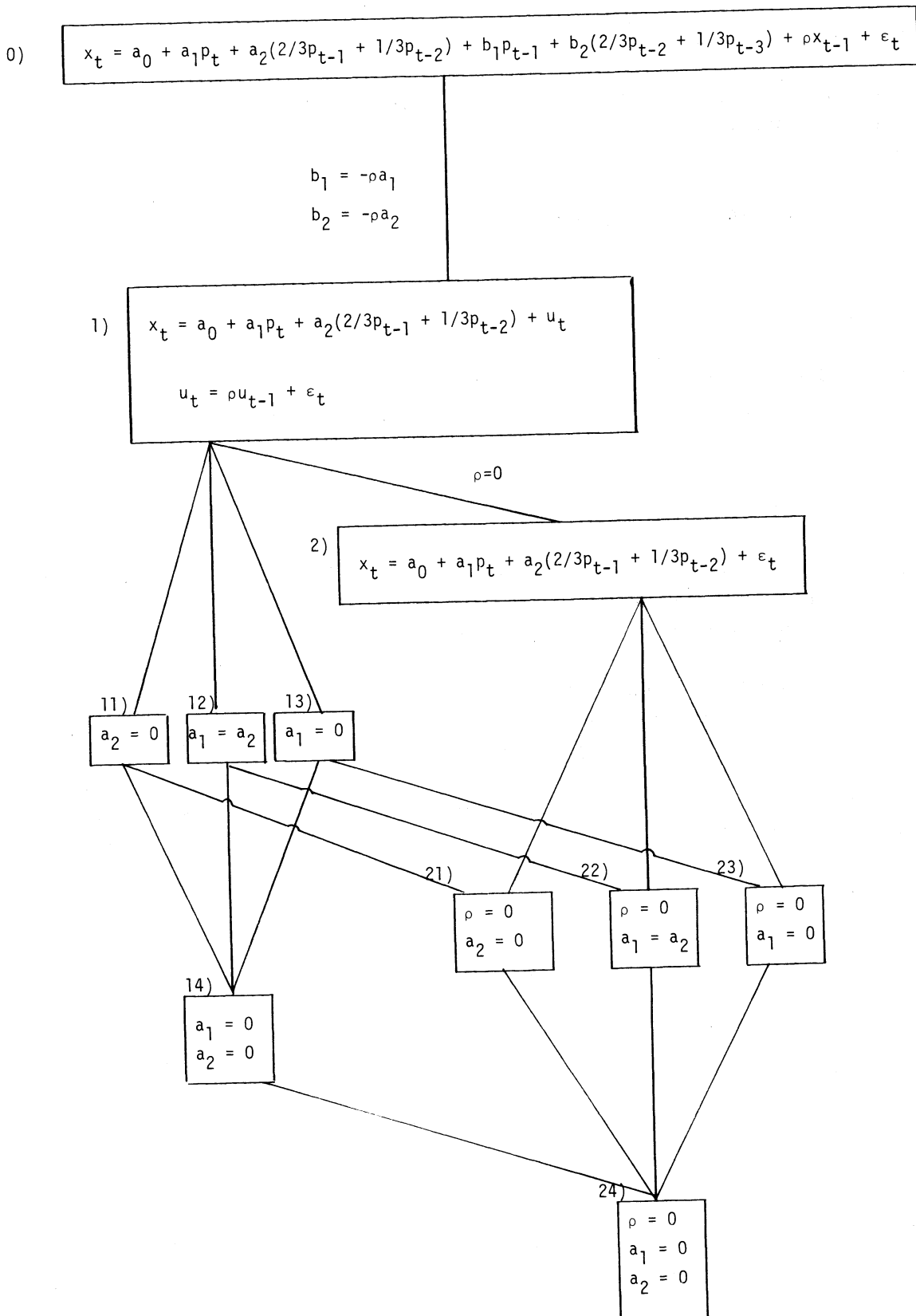
Hvis vi ved estimering av (4.6) får forkastet restriksjonene (4.7), vil det være en indikasjon på at den grunnleggende teorien er feilspesifisert.

I tillegg til testene nevnt over har vi også testet følgende forhold:

- $a_1 = 0$ - årets priser har ingen betydning
- $a_2 = 0$ - forrige års priser har ingen betydning
- $a_1 = a_2$ - lik betydning av årets og forrige års priser.

I figur 4.1 er det satt opp en oversikt over de tester som er utført. Dette testskjemaet bygger på et lignende skjema i Frenger (1980a). Sargan (1969) og Hendry (1974) har også benyttet et lignende opplegg.

Figur 4.1: Testskjema for mulig feilspesifikasjon, autokorrelasjon og lag-struktur



Først har vi ved hjelp av minste kvadraters metode estimert 0) og 1) for årene 1965-1980 (det er tre lag i 0) og testet restriksjonene (4.7) idet vi har antatt at restleddene ϵ_t er uavhengig normalfordelte. Siden restriksjonene i (4.7) er ikke-lineære har vi benyttet en likelihood ratio test for dette formålet.*)

Deretter har vi ved hjelp av minste kvadraters metode estimert 1) og alle underliggende relasjoner for årene 1964-1980 ettersom vi ønsket å utnytte så mange observasjoner som mulig. For å behandle alle hypotesene "symmetrisk" har vi i den videre testing av relasjonene mot hverandre også benyttet en likelihood ratio test. Alternativt kunne vi ha benyttet Durbin-Watson-observatoren for testing av autokorrelasjon og t-tester for å teste lag-spesifikasjonen ettersom restriksjonene der er lineære.

Fra 1) testet vi først om vi hadde autokorrelasjon. Dersom vi ikke fikk forkastet hypotesen om at $\rho=0$ gikk vi videre til 2).

Fra 1) eller 2) testet vi så hypotesene $a_2=0$, $a_1=a_2$ og $a_1=0$. Dersom vi fikk forkastet alle tre, endte vi opp med spesifikasjonen over. Hvis vi fikk forkastet to av dem, gikk vi videre med den som sto igjen. Dermed vi ble stående tilbake med to av dem eller alle tre, valgte vi den relasjonen som hadde den høyeste verdi på likelihood-funksjonen, og vi skulle således ende opp med en "beste" formulering gitt at 1) holder.

Dersom vi havnet i 11), 12) eller 13), testet vi på nytt om $\rho=0$ ved å sammenligne med h.v. 21), 22) eller 23). Deretter testet vi om $a_1=a_2=0$. Hvis vi da var i 14), måtte vi på nytt teste om $\rho=0$. Dersom ingen av hypotesene i testskjemaet ble forkastet, havnet vi i 24).

5. ESTIMERINGSRESULTATER

Under estimeringen fikk vi forkastet restriksjonen (4.7) for varene Drikkevarer og tobakk, Tekstil og bekledning, Trevarer og Treforedlingsprodukter. Også for Fisk og Grafiske produkter lå vi ikke så langt unna forkastningsgrensen. For alle disse varene (unntatt Fisk) samt Kull fikk vi ved estimering av (4.2) problemer med autokorrelasjon og dårlig føyning. Bortsett fra for Grafiske produkter, Fisk og Drikkevarer og tobakk hadde prisene heller ingen signifikant betydning.

Resultatene for disse varene tyder på at den grunnleggende teorien kan være feilspesifisert og at andre faktorer enn prisene har påvirket importandelene for disse varene i estimeringsperioden. Både Fisk, Kull og Drikkevarer og tobakk er nokså spesielle varer med svært liten import. Det var derfor ikke særlig overraskende at vi fikk problemer her.

Resultatet for Tekstil og bekledning, Trevarer og Treforedlingsprodukter kan muligens forklares ved at produsentene av disse varene følger verdensmarkedets priser ved fastlegging av hjemmeprisen. Av tabellene i vedlegg II går det også klart fram at det er en nær samvariasjon mellom importprisene og hjemmeprisene for disse varene. Samtidig går det fram at det har vært en betydelig økning i importandelene. Derfor kan det være naturlig å tro at lønnsomhetsforholdene i disse næringene har hatt mer å si for utviklingen av importandelene enn utviklingen i relative priser og forhold på etterspørselssiden. Lave avkastningsrater er med på å bygge opp under denne antakelsen. På grunn av lav lønnsomhet kan de minst effektive bedriftene ha blitt nedlagt. Etterspørselen har så måttet bli dekket ved økt import.

I begynnelsen av estimeringsperioden var det omtrent ingen import av Grafiske produkter, mens importandelen for denne varen i 1981 var på nesten 12 prosent. Relativt har derfor importandelen økt mest for denne varen, og til tross for at hjemmeprisene har økt betydelig mer enn importprisene, greier ikke modellen å forklare utviklingen i importandelen bare ved hjelp av prisutviklingen.

For å ta hensyn til at eventuelle andre faktorer enn prisene kan ha påvirket utviklingen i importandelene innførte vi et trendledd i (4.2). Dette er langt fra tilfredsstillende da det ikke er sikkert at de utelatte faktorene har utviklet seg trendmessig over estimeringsperioden. Som påpekt i avsnitt 2.1 kan vi også risikere å få undervurdert betydningen av endringer i de relative priser. Med innføring av trendledd kan (4.2) skrives:

*) Likelihood-ratio-testen er bl.a. beskrevet i Wilks (1962).

$$(5.1) \quad x_t = a_0 + a_1 p_t + a_2 (2/3 p_{t-1} + 1/3 p_{t-2}) + a_3 t + u_t$$

I tillegg til testene nevnt i avsnitt 4.2, testet vi også om vi hadde en signifikant trend, dvs. om $a_3 \neq 0$. Testskjemaet i figur 4.1 ble derfor mer komplisert ved at vi for hver relasjon som vi var innom, måtte teste denne mot den tilsvarende relasjon uten trend. Ellers er testingen utført etter samme prinsipp som beskrevet i avsnitt 4.2.

I tabell 5.1 er det gitt en oversikt over de relasjoner som vi har endt opp med for de forskjellige varer.

For varene Drikkevarer og tobakk, Tekstil og bekledning, Trevarer, Treforedlingsprodukter og Grafiske produkter fikk vi en signifikant trend. Som omtalt foran hadde vi problemer med autokorrelasjon og dårlig føyning for disse varene når vi ikke tok med trenden i estimeringen. Nå fikk vi ikke signifikant autokorrelasjon for noen av dem, men Durbin-Watson-observatoren ble nokså lav og lå i nedre del av gråsonen for forkastning for noen av varene. For både Tekstil og bekledning, Trevarer og Treforedlingsprodukter medførte inkludering av trendledd at prisene også ble signifikante. Resultatene tyder derfor på at trendleddet har fanget opp virkningen av utelatte faktorer for de fem varene omtalt foran.

Dersom prisforholdet også har utviklet seg trendmessig ligger det en fare i at noe av prisvirkningen er blitt fanget opp av trendleddet. Substitusjonselastisiteten for disse varene kan derfor være undervurdert. Dette synes å gjøre seg gjeldende for Drikkevarer og tobakk der vi fikk signifikante priser i relasjoner uten trend, men ikke signifikans når trendleddet ble inkludert. Da både prisforholdet og andre faktorer kan ha utviklet seg trendmessig for denne varen er det imidlertid vanskelig å si hva som har forårsaket endringen i importandelen. Siden importen av Drikkevarer og tobakk er nokså ubetydelig, har vi valgt å la være å implementere noen importandelsrelasjon i MODAG for denne varen. Det samme gjelder for Kull, hvor vi ikke fikk signifikante priser men signifikant autokorrelasjon. Kull er også en spesiell vare med svært lite import.

For Fisk ble føyningen langt fra tilfredsstillende med lav R^2 og høy SER. Parameteren foran forrige års priser ble også signifikant mindre enn 0. Ettersom importen av Fisk er ubetydelig, var det ikke overraskende at estimeringen ga et lite tilfredsstillende resultat. Derfor taper vi ikke noe på å se bort fra denne varen.

Føyningen ble heller ikke spesielt god for Metaller, men på grunn av rimelige verdier på parametrene har vi likevel valgt å implementere resultatene i MODAG. Mye av denne varen går til eksport. Leveransene til hjemmemarkedet (og dermed importandelene) viser derfor store fluktuasjoner. Vi har heller ikke tatt hensyn til svingninger i eksportvarelagrene.

For Kjemiske råvarer viste både importandelen og prisforholdet et sterkt fall fra 1978 til 1979. Det har sammenheng med igangsettingen av Rafsnesanleggene, og vi har tatt hensyn til det ved å innføre en dummy-variabel under estimeringen. Til tross for at SER ble forholdsvis høy, valgte vi å implementere resultatet også for denne varen på grunn av rimelige verdier på de estimerte parametre.

For varene Andre Bergverksprodukter, Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter, Kjemiske og mineralske produkter og Verkstedprodukter ga estimeringen bra føyning og pene verdier på parametrene. Estimeringen gikk spesielt bra for Verkstedprodukter og Kjemiske og mineralske produkter. Disse varene er også de to desidert største av de konkurrerende importvarene og utgjorde tilsammen 57 prosent av disse varene i 1981. For Kjemiske og mineralske produkter fikk vi imidlertid til tross for bra føyning en lav verdi på Durbin-Watson-observatoren, men vi fikk ikke forkastet hypotesen om at $\rho=0$. Selv om endringer i prisene synes å ha stor forklaringskraft for utviklingen i importandelen for Verkstedprodukter, har det i de siste årene vært en god del svingninger som kan tilskrives leveranser av utstyr til oljevirkomheten i Nordsjøen. Det kan gjøre det vanskelig å lage gode prognoser for importandelsutviklingen i årene framover.

Når det gjelder lag-strukturen, tyder resultatene på at bare årets priser har betydning for kvantumssammensetningen for varene Tekstil og bekledning, Trevarer og Treforedlingsprodukter. For Andre bergverksprodukter ser det derimot ut som om årets priser har ingen betydning, mens lik vekt på årets og forrige års priser ga best føyning for de øvrige varer (unntatt Fisk, Kull og Drikkevarer og tobakk).

Tabell 5.1. Estimeringsresultater 1)

$$\log(x_{it}^H/x_{it}^I) = a_{0i} \log(p_{it}^I/p_{it}^H) + a_{2i} \left[\frac{2}{3} \log(p_{i, t-1}^I/p_{i, t-1}^H) + \frac{1}{3} \log(p_{i, t-2}^I/p_{i, t-2}^H) \right] + a_{3i} t$$

| Vare | Relasjon | Estimerte parametre | | | | | | Statistikk-observatorer | | | |
|--|-----------------|---------------------|----------------|-----------------|-------------------|------|----------------|-------------------------|-------|-------|------|
| | | a ₀ | a ₁ | a ₂ | a ₃ | ρ | Dummy | R ² | SER | SSR | DW |
| 13 Fisk | 2 | 4,28 (0,11) | 1,18 (0,28) | -0,74 (0,31) | 0 | - | - | 0,57 | 0,217 | 0,658 | 1,46 |
| 32 Kull | 14 | -0,96 (0,32) | 0 | 0 | 0 | 0,88 | - | - | 0,221 | 0,779 | 1,84 |
| 33 Andre bergverks- produkter | 23 | 1,15 (0,04) | 0 | 1,08 (0,18) | 0 | - | - | 0,78 | 0,110 | 0,180 | 2,70 |
| 16 Foredlede jord- bruks og fiske- produkter | 22 | 2,42 (0,02) | 0,65 (0,11) | 0,65 (0,11) | 0 | - | - | 0,73 | 0,059 | 0,051 | 2,12 |
| 17 Drikkevarer og tobakk | 24 ^T | 2,01 (0,03) | 0 | 0 | -0,046 (0,004) | - | - | 0,92 | 0,071 | 0,075 | 1,28 |
| 18 Tekstil og bekledning | 21 ^T | 0,44 (0,02) | 1,05 (0,21) | 0 | -0,077 (0,002) | - | - | 0,99 | 0,035 | 0,017 | 0,91 |
| 26 Trevarer | 21 ^T | 2,23 (0,03) | 0,83 (0,33) | 0 | -0,048 (0,003) | - | - | 0,96 | 0,051 | 0,037 | 1,43 |
| 34 Treforedlings- produkter | 21 ^T | 2,19 (0,07) | 1,03 (0,27) | 0 | -0,094 (0,007) | - | - | 0,98 | 0,093 | 0,120 | 1,08 |
| 37 Kjemiske rå- varer | 22 | -0,67 (0,04) | 0,98 (0,19) | 0,98 (0,19) | 0 | - | 0,44 (0,13) | 0,79 | 0,166 | 0,386 | 1,04 |
| 27 Kjemiske og mine- ralske prod. | 22 | -0,00 (0,01) | 1,06 (0,05) | 1,06 (0,05) | 0 | - | - | 0,97 | 0,043 | 0,027 | 0,93 |
| 43 Metaller | 22 | -0,88 (0,09) | 0,65 (0,19) | 0,65 (0,19) | 0 | - | - | 0,49 | 0,253 | 0,458 | 2,48 |
| 45 Verkstedprod. | 22 | 0,14 (0,02) | 0,75 (0,07) | 0,75 (0,07) | 0 | - | - | 0,91 | 0,077 | 0,059 | 1,66 |
| 28 Grafiske prod. | 22 ^T | 3,36 (0,10) | 0,32 (0,13) | 0,32 (0,13) | -0,072 (0,011) | - | - | 0,98 | 0,072 | 0,072 | 1,22 |

1) Standardavvik i parentes

T indikerer en relasjon med signifikant trend

ρ = autokorrelasjonskoeffisienten

R² = den multiple korrelasjonskoeffisient

SER = regresjonen standardavvik

SSR = summen av de kvadrerte restledd

DW = Durbin-Watson-observatoren

I tabell 4.2 har vi stilt opp en oversikt over substitusjonselastisitetene, lagstrukturen og priselastisitetene for de 10 varene hvor vi har valgt å implementere relasjoner i MODAG.

Tabell 4.2. Avledede elastisiteter og parametre¹⁾

| Varer | Subst. elastisitet | Lag-parametre | | | Langsiktige priselastisiteter (1981) | | |
|--|-----------------------|---------------|------------|------------|---|----------------------------------|--|
| | σ | θ_0 | θ_1 | θ_2 | $\epsilon_{II} = -\epsilon_{IH}$ | $\epsilon_{HI} = -\epsilon_{HH}$ | |
| 33 Andre bergverksprodukter | 1,08 | 0 | 0,67 | 0,33 | -0,76 | 0,32 | |
| 16 Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter | 1,29 | 0,50 | 0,33 | 0,17 | -1,19 | 0,10 | |
| 18 Tekstil og bekledning | 1,05 | 1 | 0 | 0 | -0,33 | 0,72 | |
| 26 Trevarer | 0,83 | 1 | 0 | 0 | -0,68 | 0,15 | |
| 34 Treforedlingsprodukter | 1,03 | 1 | 0 | 0 | -0,76 | 0,27 | |
| 37 Kjemiske råvarer | 1,96 | 0,50 | 0,33 | 0,17 | -0,99 | 0,97 | |
| 27 Kjemiske og mineralske produkter | 2,12 | 0,50 | 0,33 | 0,17 | -0,90 | 1,22 | |
| 43 Metaller | 1,30 | 0,50 | 0,33 | 0,17 | -0,37 | 0,93 | |
| 45 Verkstedprodukter | 1,50 | 0,50 | 0,33 | 0,17 | -0,77 | 0,73 | |
| 28 Grafiske produkter | 0,64 | 0,50 | 0,33 | 0,17 | -0,56 | 0,08 | |

1) $\sigma = a_1 + a_2$, $\theta_0 = a_1/\sigma$, $\theta_1 = 2/3 a_2/\sigma$, $\theta_2 = 1/2\theta_1$, $\epsilon_{II} = -(1-\alpha)\sigma$, $\epsilon_{HI} = \alpha\sigma$

der α er importandelen i 1981 målt i verdi. De kortsiktige priselastisitetene fås ved å multiplisere de langsiktige elastisitetene med θ_0 .

6. IMPLEMENTERING I MODAG

6.1. Sammenknytning av MODAG med teorien foran

I den første versjonen av MODAG dokumentert i Cappelen, Garaas og Longva (1981) inngår det for hver importert vare et eksogent ledd HB_i som skal ta vare på importandelsendringer. Disse inngår på følgende måte i modellen:

- i) I kvantumsdelen blir importen av de fleste varer til aktivitet j bestemt ved (se ligning (4.15) i Cappelen et.al.):

$$(6.1) \quad x_{ij}^I = \Lambda_{ij}^I \cdot HB_i \cdot x_j = \Lambda_{ij} \delta_{ij} \cdot HB_i \cdot x_j = \delta_{ij} \cdot HB_i \cdot x_{ij}$$

der

x_j = samlet vareinnsats (hjemmeproduisert + importert) til aktivitet j .

Λ_{ij} er en koeffisient som uttrykker total innsats av vare i til aktivitet j pr. enhet vareinnsats i aktiviteten.

δ_{ij} er importandelen i basisåret og $\Lambda_{ij}^I = \Lambda_{ij} \cdot \delta_{ij}$

Etterspørselsfunksjonen etter de hjemmeproduserte varene kan i MODAG representeres ved¹⁾:

$$(6.2) \quad x_{ij}^H = (1 - \delta_{ij} HB_i) x_{ij}$$

1) Eksplisitt eksisterer ikke (6.2) i modellen, men den kan avledes av (6.1) og totaløkosirken for vedkommende vare. Totaløkosirken er gitt ved ligning (4.8) i Cappelen et.al.

ii) I prisdelen blir kostnaden til vare i pr. enhet vareinnsats i aktivitet j bestemt ved:

$$(6.3) \quad q_{ij} = \Lambda_{ij}^H p_i^H + \Lambda_{ij}^I [(p_i^I - p_i^H) HB_i + p_i^H]$$

$$= \Lambda_{ij} [(1 - \delta_{ij} HB_i) p_i^H + \delta_{ij} HB_i \cdot p_i^I]$$

Vi ønsker å sammenligne disse ligningene med det teoretiske opplegget i kapittel 2. Etter-spørseleksrelasjonene etter hjemmeproduserte og importerte varer gitt ved ligningene (2.6) og (2.7) kan skrives som:

$$(6.4) \quad x_{ij}^H = (1 - \delta_{ij}) D_{ij}^H x_{ij}$$

$$(6.5) \quad x_{ij}^I = \delta_{ij} D_{ij}^I x_{ij}$$

der

$$(6.6) \quad D_{ij}^H = \left[\delta_{ij} \left(\frac{p_i^I}{p_i^H} \right)^{1 - \sigma_{ij}} + (1 - \delta_{ij}) \right]^{\frac{\sigma_{ij}}{1 - \sigma_{ij}}}$$

og

$$(6.7) \quad D_{ij}^I = \left[\delta_{ij} + (1 - \delta_{ij}) \left(\frac{p_i^H}{p_i^I} \right)^{1 - \sigma_{ij}} \right]^{\frac{\sigma_{ij}}{1 - \sigma_{ij}}}$$

D_{ij}^H kan tolkes som en indeks for hjemmeandelen i et vilkårlig år i forhold til hjemmeandelen i basisåret der $D_{ij}^H = 1$. Tilsvarende kan D_{ij}^I tolkes som en indeks for importandelen.

På prinsipielt grunnlag vil det ikke være helt korrekt å betegne importkoeffisientene $\delta_{ij} D_{ij}^I$ og hjemmekoeffisientene $(1 - \delta_{ij}) D_{ij}^H$ for henholdsvis importandel og hjemmeandel. Årsaken til det er at de ikke summerer seg til 1. Dette er påpekt i Frenger (1980) og er dessuten omtalt i vedlegg IV.

Kostandene ved kjøp av vare i pr. enhet total vareinnsats til aktivitet j kan uttrykkes ved:

$$(6.8) \quad q_{ij} = \frac{p_i^H x_{ij}^H + p_i^I x_{ij}^I}{x_j}$$

Dersom vi setter inn fra (6.4) og (6.5) og utnytter at $\Lambda_{ij} = x_{ij} / x_j$ får vi den duale kostnadsfunksjonen

$$(6.9) \quad q_{ij} = \Lambda_{ij} [(1 - \delta_{ij}) D_{ij}^H \cdot p_i^H + \delta_{ij} D_{ij}^I \cdot p_i^I]$$

Ved å sammenligne (6.1) - (6.3) med (6.4), (6.5) og (6.9) ser vi at i grunnversjonen av MODAG antas importandelsendringen å være felles for hver vare, uansett mottakende aktivitet. Av formel (6.7) ser vi imidlertid at dette representerer en forenkling. I MODAG blir det også antatt at hjemmekoeffisienten og importkoeffisienten summerer seg til 1 da dette er i samsvar med beregningskonvensjonene i Nasjonalregnskapet.

På prinsipielt grunnlag skulle vi forsøke å unngå disse forenklingene. Av drøftingen i avsnitt 6.2 går det imidlertid fram at praktiske grunner tilsier at de blir beholdt. Vi har derfor holdt fast ved modellstrukturen i relasjonene (6.1) - (6.3). Den eneste forandringen som er utført er at den eksogene importandelendringen HB_i er blitt endogenisert ved hjelp av det relative prisforhold og gitt navnet D_i^I .

Siden vi har valgt å pålegge oppsummeringsbetingelsen ønsker vi at D_i^I skal gi uttrykk for endringen i importandelen definert ved (2.8). D_i^I kan derfor defineres ved:

$$(6.10) \quad D_i^I = 1 / \left[\delta_i + (1 - \delta_i) \left(\frac{p_i^H}{p_i^I} \right)^{-\sigma_i} \right]$$

Denne vil være forskjellig fra den D_i^I som framkommer ved å sette $\delta_{ij} = \delta_i$ i (6.7). Forskjellen mellom dem er nærmere belyst i vedlegg IV.

Vi ser av (6.10) at $D_i^I = 1$ i basisåret. Når $p_i^H > p_i^I$ vil $D_i^I > 1$. D_i^I kan derfor oppfattes som en indeks for importandelen normert lik 1 i basisåret.

6.2. Begrunnelser for å innføre forenklinger

6.2.1. Skal importandelendringene være felles for de mottakende sektorer?

Under drøftingen av datagrunnlaget kom det fram at Nasjonalregnskapet bare gir tidsserier for h.h.v. hjemme produsert og importert innsats av vare i til sektor j. Under estimeringen måtte vi derfor begrense oss til å anslå en gjennomsnittlig substitusjonselastisitet for vare i. Selv om det er en forenkling å anta lik substitusjonselastisitet for alle mottakende sektorer av varen, ville også estimeringsarbeidet ha blitt svært omfattende dersom vi skulle ha estimert relasjoner for hver eneste vare og sektor.

Forenklingen vil ikke være særlig alvorlig dersom substitusjonselastisitetene er av noenlunde samme størrelsesorden. Dersom de er forskjellige, vil importandelendringen av en gitt prisendring bli overvurdert i sektorer med substitusjonselastisitet mindre enn gjennomsnittet, og undervurdert i de andre sektorene. Så lenge det ikke skjer noen forskyvning i innsatsen av vare i mellom sektorer med ulik substitusjonselastisitet, vil vi fortsatt komme riktig ut i kvantumsmodellen da vi der summerer over sektor slik at feilene vil motvirke hverandre. I prismodellen blir det derimot summert over vare, og da er det ikke sikkert at det er tilfelle.

Under estimeringen fikk vi også estimert den gjennomsnittlige importandel i basisåret δ_i ved at

$$a_{0i} = \log \left(\frac{1 - \delta_i}{\delta_i} \right).$$

Hvis vi hadde holdt oss strengt til de estimerte relasjonene, skulle vi ha benyttet denne under implementeringen av MODAG. I basisåret har vi imidlertid tilleggsinformasjon ved at vi kjenner importandelene for vare i etter mottakende sektor, δ_{ij} . Disse framkommer ved en aggregeringseffekt fra det mest detaljerte varenivået i Nasjonalregnskapet. På dette nivået er importandelene antatt å være like over alle mottakende sektorer. Våre varer er aggregater av de finspesifiserte varene, og sammensetningen av dem i aggregatet vil variere fra sektor til sektor. Siden importandelene varierer fra enkeltvare til enkeltvare, vil importandelen i aggregatet variere alt etter hvordan sammenveiningen har foregått. Denne tilleggsinformasjonen har vi valgt å benytte oss av.

Spørsmålet er nå om vi skal gjøre ytterligere den forenkling å anta at hjemmeandelsendringen D_{ij}^H og importandelendringen D_{ij}^I er felles for alle mottakende aktiviteter. (6.6) og (6.7) kan da skrives:

$$(6.11) \quad D_i^H = \left[\delta_i \left(\frac{p_i^I}{p_i^H} \right)^{1-\sigma_i} + (1-\delta_i) \right] \frac{\sigma_i}{1-\sigma_i}$$

og

$$(6.12) \quad D_i^I = \left[\delta_i + (1-\delta_i) \left(\frac{p_i^H}{p_i^I} \right)^{1-\sigma_i} \right] \frac{\sigma_i}{1-\sigma_i}$$

δ_i er her den gjennomsnittlige importandel for vare i i basisåret, og σ_i er den felles substitusjonselastisitet.

Gevinsten ved dette ligger i at vi får redusert antall variable betraktelig. Vi har valgt å implementere estimeringsresultatene for 10 varer. For disse er det ca. 270 δ_{ij} som er forskjellig fra 0. Vi sparer dermed i alt ca 520 variable og ligninger. Alternativt kunne vi ha unngått ligningene (6.11) og (6.12) ved å sette inn i (6.4) og (6.5) samt kostnadsfunksjonen. Ulempen ved dette er at vi får svært lange og uoversiktelige ligninger. (6.4) og (6.5) inngår i kvantumskryssløpet, mens kostnadsfunksjonen inngår i priskryssløpet. Disse ligningene er lange fra før på grunn av summeringen, og nærmer seg grensen for hva som er mulig i TROLL. Derfor måtte vi dele dem opp på en eller annen måte ved å innføre nye ligninger og variable. Det at prisforholdet i (6.11) og (6.12) er et veiet gjennomsnitt av de 3 siste års prisforhold, gjør ikke saken bedre.

Spørsmålet er så hvor mye feil vi gjør ved denne forenklingen utover feilen ved å anta felles substitusjonselastisitet. I basisåret er $D_i^H = D_i^I = 1$ slik at tilnærmelsen har betydning bare for endringene, og ikke nivået. Dersom substitusjonselastisiteten er liten og det ikke skjer noen store prisvridninger, sier det seg selv at forenklingen har liten betydning. Hvis alle mottakende sektorer har en importandel for vare i som ligger i nærheten av gjennomsnittet for denne varen, blir heller ikke feilen særlig stor. Nå er det tvilsomt om dette er oppfylt. Bruk av gjennomsnittlig importandel fører da til at importandelsendringen vil bli undervurdert for sektorer med $\delta_{ij} < \delta_i$ mens endringen blir overvurdert for sektorer med $\delta_{ij} > \delta_i$. For hjemmeandelen vil det motsatte være tilfelle. Dette sees lett av de 1. deriverte av import- og hjemmeandelsendringen i basisåret (idet vi har antatt lik substitusjonselastisitet):

$$(6.13) \quad \frac{\partial D_{ij}^I}{\partial p_i^I} = -\sigma_i (1-\delta_{ij})$$

$$(6.14) \quad \frac{\partial D_{ij}^H}{\partial p_i^H} = \sigma_i \cdot \delta_{ij}$$

Ettersom vi på kvantumssida summerer over sektor, vil feilene delvis motvirke hverandre dersom det ikke skjer store vridninger i etterspørselen av vare i mellom sektorer med ulik importandel.

Selv om vi kan få feil import av vare i til sektor j , vil total import av vare i komme noenlunde riktig ut. Ettersom det bare er totalen vi er interessert i, vil feilen ikke være særlig alvorlig på kvantumssida. I prismodellen vil derimot feilene ikke nødvendigvis motvirke hverandre ettersom summeringen der skjer over vare. Vektene i kostnadsmodellen vil der bli feil for de varene hvor importandelen avviker fra gjennomsnittet. Hvis importandelen da ligger på samme side av gjennomsnittet for alle varene sektoren importerer, kan feilene kumulere seg opp. Sektoren mottar imidlertid også andre innsatsvarer enn de 10 hvor vi har endogenisert importandelene. Selv om importandelen avviker sterkt fra gjennomsnittet for én av disse 10 varene, kommer vi bra ut av det dersom denne varen utgjør en liten del av sektorens totale vareinnsats. På grunn av den besparelse som ligger i antall variable og relasjoner har vi under implementeringen i MODAG, til tross for at dette innebærer en tilnærming, valgt å anta felles importandelsendring for hver vare uansett mottakende sektor.

6.2.2. Spørsmålet om import- og hjemmekoeffisienter skal summere seg til 1.

Dette spørsmålet er nærmere drøftet i Frenger (1983) og er dessuten behandlet i vedlegg IV. Ut fra den nyklassiske produksjonsteorien i kapittel 2 kan det vises at importkoeffisientene og hjemmekoeffisientene skal summere seg til noe som er større enn 1 når vi går utover basisåret. Innføring av betingelsen at summen skal være lik 1 vil innebære at hjemmeprisene blir undervurdert, importen overvurdert, mens virkningen på innenlandsk produksjon og sysselsetting blir usikker sammenlignet med det tilfelle der en hadde fulgt det nyklassiske opplegget fullt ut.

Det å pålegge oppsummeringsbetingelsen vil derfor innebære en tilnærming. Tilnærmelsen vil være mer alvorlig jo større prisvridningen og substitusjonselastisiteten er. I vedlegg IV er det imidlertid vist at tilnærmelsen ikke vil være særlig alvorlig med de verdier vi har estimert på substitusjonselastisiteten og med moderate prisvridninger. I MODAG A er det nå lagt inn prisrelasjoner der prisene på industrisektorenes produkter i stor grad avhenger av verdensmarkedsprisen. Dette gjør det lite trolig at vi skal kunne få ekstreme prisvridninger i modellen.

Et annet argument for å pålegge oppsummeringsbetingelsen er at dette er gjort i Nasjonalregnskapet. Dessuten sparer vi 10 ligninger ettersom ligningene for D_i^H i (6.11) kan elimineres.

Forsøksvis valgte vi å implementere en versjon der vi ikke påla oppsummeringsbetingelsen. Ved virkningskjøringer der vi så på skift i importpriser og lønn, viste det seg at modellen hadde visse uheldige egenskaper. Dette slo spesielt ut i prismodellen. Feilene som oppstod skyldtes den forenkling vi hadde gjort i avsnitt 6.2.1. ved å anta lik import- og hjemmeandelsendring for alle mottakende aktiviteter av en bestemt vare. Av drøftingen der går det fram at dette kunne ha spesielt uheldige virkninger i prismodellen dersom importandelene avvek sterkt fra gjennomsnittet, mens i tillegg den betraktede vare utgjorde en stor del av aktivitetens totale vareinnsats. Dette viste seg å være tilfelle i enkelte aktiviteter.

Når oppsummeringsbetingelsen ikke blir pålagt, vil import- og hjemmekoeffisientene i gjennomsnitt summere seg til noe som er litt større enn 1 når det skjer en vridning i relative priser. På grunn av forenklingen i avsnitt 6.2.1. kan de for enkeltmottakere summere seg til noe som er mye større enn 1, mens for andre kan summen bli mindre enn 1. Ettersom import og hjemmekoeffisientene inngår som vekter i kostnadsligningen, kan vi få store feil i enkelte av hjemmeprisene. I gjennomsnitt (målt ved f.eks. konsumprisindeksen) vil hjemmeprisene bli riktige, men noen vil bli for høye, mens andre vil bli for lave.

Ved å pålegge oppsummeringsbetingelsen kan vi unngå at det oppstår store feil for enkelte av hjemmeprisene. Ulempen ved dette er som påpekt foran at alle hjemmeprisene vil bli litt for lave samtidig som total import også vil bli for lav sammenlignet med den nyklassiske modellen.

På grunnlag av drøftingen foran har vi i den implementerte versjonen valgt å gjøre den tilnærming å pålegge oppsummeringsbetingelsen. Dermed vil modellen også være i samsvar med Nasjonalregnskapets beregningskonvensjoner.

7. EN SAMMENLIGNING AV DEN GAMLE OG NYE VERSJONEN AV MODAG

Med utgangspunkt i et basissett for eksogen input utarbeidet av Finansdepartementet til en MODIS-kjøring har vi sammenlignet den opprinnelige MODAG med den nye versjonen (MODAGIMP)¹⁾ hvor importandelene for varene 16, 18, 26, 27, 28, 33, 34, 37, 43 og 45 (se tabell 7.1 for varebetegnelsen) er endogent bestemt. 1981 har vært basisår for kjøringene, og ettersom MODAGIMP også går gjennom basisåret, gir modellene samme resultat der. Forskjellene kommer først til syne når vi går utover basisåret, og vi har sammenlignet de to versjonene i 1982 og 1983.

I MODAGIMP blir utviklingen i importandelene bestemt simultant med prisene i prismodellen. Resultatene derfra påvirker så løsningen i kvantumsmodellen. I og med at det i grunnversjonen av MODAG og MODAGIMP bare er et fåtall av hjemmeprisene som er endogent bestemt, vil ligningene som uttrykker endringene i import- og hjemmeandelene kunne betraktes som en førommodell til MODAG. Dette er imidlertid annerledes i MODAG A hvor de fleste av hjemmeprisene er endogene.

1) MODAG + importandelsmodellen.

Når de to modellene gir forskjellige resultater for én og samme endogene variabel, skyldes det at de importandelsendringene som blir endogent bestemt i MODAGIMP avviker fra de eksogene anslagene som er gjort i MODIS-grunnlaget. Derfor har vi i tabell 7.1 begrenset oss til å sammenligne den endogene importandelsendringen i MODAGIMP (DI_i) med den eksogene endringen i MODAG (HB_i).

Det generelle inntrykket er at de endogent bestemte importandelsendringene er lavere enn de eksogent gitte for de fleste varer. Årsaken til det ligger først og fremst i prisforutsetningene der det for mange varers vedkommende er antatt at hjemmeprisene og importprisene utvikler seg noenlunde likt. Ifølge modellen, som forklarer endringene i importandelene ved endringer i de relative priser, får vi da heller ingen økning i importandelene.

Avviket mellom DI_i og HB_i gjør seg spesielt gjeldende for Kjemiske råvarer hvor importprisene er antatt å stige sterkere enn hjemmeprisene fra 1981 til 1982. I tillegg vil virkningen av at importprisene steg mer enn hjemmeprisene fra 1980 til 1981 også ha betydning. Til tross for dette er det i MODAG antatt uforandret importandel, mens den i MODAGIMP viser et betydelig fall fra 1981 til 1982. På grunn av dette gir MODAGIMP en vesentlig lavere import og en høyere hjemmeproduksjon enn MODAG for denne varen.

For Grafiske produkter er det godt samsvar mellom modellene, mens MODAGIMP gir en sterkere økning i importandelen for Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter enn det som er anslått i MODAG.

Vi har også sammenlignet MODAG og MODAGIMP ved å foreta virkningskjøringer. Her har vi sett på virkningen av h.h.v. 10% høyere importpriser og 10% høyere lønn enn i basiskjøringen for årene 1982-84. Noen resultater av disse kjøringene er gjengitt i tabell 7.2.

Mens importen i MODAG blir lavere på grunn av at økte importpriser medfører lavere realdisponible inntekter og lavere etterspørsel, avtar importen i MODAGIMP enda mer da vi nå får en substitusjonseffekt i tillegg. På grunn av treghetsstrukturen vil denne effekten først slå fullt ut i 1984. Substitusjonseffekten bidrar også til at det private konsum går mindre ned i MODAGIMP enn i MODAG. På grunn av en vridning i etterspørselen mot økt bruk av innenlandsk vareinnsats og investeringsvarer vil den innenlandske produksjonen og sysselsettingen alt i alt øke i MODAGIMP selv om den realdisponible inntekt og konsumet avtar.

Økte lønninger vil for enkelte av produksjonssektorene bli veltet over i økte hjemmepriser. På grunn av at overveltningen er mindre enn 100 prosent, vil den realdisponible inntekt øke. Dette forklarer økningen både i import, privat konsum, produksjon og sysselsetting i MODAG. I MODAGIMP får vi også her en substitusjonseffekt ved at etterspørselen vris bort fra de hjemmeproduserte varene. Derfor får vi høyere import, men lavere privat konsum, produksjon og sysselsetting enn i MODAG. På grunn av at så mange av sektorene har eksogent bestemt hjemmepris i den første versjonen av MODAG, er substitusjonsvirkningen som følge av økt lønn i tabell 7.2 klart undervurdert.

Tabell 7.1. Sammenligning av importandelsendringene i MODAGIMP og MODAG

| Varer | Subst. el.. | Lagparametre | | | p^H | | p^I | | p^H/p^I | | Importandelsendring | | | |
|---|----------------|--------------|------|-----|-------------------|-------------------|-------|------|-----------|-------|---------------------|--------|-------|-------|
| | | T | T-1 | T-2 | 1982 | 1983 | 1982 | 1983 | 1982 | 1983 | MODAGIMP | | MODAG | |
| | | | | | | | | | | | 1982 | 1983 | 1982 | 1983 |
| 13 Fisk | 0 0 | 0 | 0 | 0 | 1,08 | 1,17 | 1,03 | 1,13 | 1,049 | 1,034 | 1* | 1* | 1 | 1 |
| 32 Kull | 0 0 | 0 | 0 | 0 | 1,02 | 1,12 | 1,01 | 1,14 | 1,006 | 0,984 | 1* | 1* | 1 | 1 |
| 33 Andre bergverks- produkter | 1,08 0 | 0,67 | 0,33 | 0 | 1,10 | 1,20 | 1,01 | 1,14 | 1,086 | 1,050 | 1,005 | 1,054 | 1,015 | 1,031 |
| 16 Foredlede jord- bruks- og fiske- produkter | 1,29 0,50 | 0,33 | 0,17 | 0 | 1,07 ^E | 1,18 ^E | 1,03 | 1,13 | 1,042 | 1,045 | 1,052 | 1,083 | 1,039 | 1,060 |
| 17 Drikkevarer og tobakk | 0 0 | 0 | 0 | 0 | 1,08 ^E | 1,18 ^E | 1,04 | 1,14 | 1,033 | 1,036 | 1,032* | 1,051* | 1,032 | 1,051 |
| 18 Tekstil og be- kledning | 1,05 1 | 0 | 0 | 0 | 1,11 | 1,23 | 1,05 | 1,13 | 1,053 | 1,085 | 1,018 | 1,028 | 1,042 | 1,064 |
| 26 Trevarer | 0,83 1 | 0 | 0 | 0 | 1,07 ^E | 1,17 ^E | 1,07 | 1,17 | 1,003 | 0,996 | 1,002 | 0,998 | 1,032 | 1,051 |
| 34 Treforedlings- produkter | 1,03 1 | 0 | 0 | 0 | 1,05 | 1,16 | 1,07 | 1,17 | 0,985 | 0,991 | 0,989 | 0,994 | 1,005 | 1,019 |
| 37 Kjemiske råvarer | 1,96 0,50 | 0,33 | 0,17 | 0 | 1,05 | 1,15 | 1,08 | 1,18 | 0,971 | 0,976 | 0,956 | 0,934 | 0,998 | 1,012 |
| 27 Kjemiske og mine- ralske produkter | 2,12 0,50 | 0,33 | 0,17 | 0 | 1,08 ^E | 1,18 ^E | 1,08 | 1,18 | 0,996 | 1,002 | 1,009 | 1,021 | 1,037 | 1,057 |
| 43 Metaller | 1,30 0,50 | 0,33 | 0,17 | 0 | 1,04 | 1,16 | 1,07 | 1,17 | 0,970 | 0,992 | 0,990 | 0,985 | 1,003 | 1,017 |
| 45 Verkstedsprodukter | 1,50 0,50 | 0,33 | 0,17 | 0 | 1,11 | 1,22 | 1,09 | 1,20 | 1,013 | 1,023 | 1,017 | 1,027 | 1,027 | 1,043 |
| 28 Grafiske produkter | 0,64 0,50 | 0,33 | 0,17 | 0 | 1,10 ^E | 1,21 ^E | 1,06 | 1,17 | 1,038 | 1,037 | 1,023 | 1,036 | 1,024 | 1,041 |

E - Endogent bestemte hjemmepriser

* - Eksogene importandelsendringer

Tabell 7.2. Virkningskjøringer MODAG og MODAGIMP

| Virkning på | Basis- årstall 1981 | Virkning av | | | | | | | |
|--|---------------------------|-----------------------------------|--------|----------|--------|---------------------------------|-------|----------|-------|
| | | 10% økning i importprisene i 1982 | | | | 10% økning i lønssatsene i 1982 | | | |
| | | MODAG | | MODAGIMP | | MODAG | | MODAGIMP | |
| | | Alle år | 1982 | 1983 | 1984 | Alle år | 1982 | 1983 | 1984 |
| Sysselsatte lønsmottakere 1 000 årsverk | 1 495,3 | -8,9 | 1,1 | 5,0 | 10,1 | 10,2 | 8,2 | 7,2 | 6,7 |
| Bruttoproduksjon mill. 1981 kr | 595 247 | -4 379 | 656 | 3 284 | 4 652 | 4 668 | 3 808 | 3 364 | 3 134 |
| Privat konsum mill. 1981 kr | 160 157 | -4 909 | -4 081 | -3 664 | -3 450 | 4 566 | 4 413 | 4 334 | 4 293 |
| Importvolum mill. 1981 kr | 130 505 | -2 206 | -3 214 | -3 753 | -4 022 | 1 682 | 1 846 | 1 938 | 1 983 |

Utleddning av priselastisiteter

Etterspørselsfunksjonene (2.6) og (2.7) kan omformes til (idet vi sløyfer vareindeksene):

$$(I.1) \quad x_H = (1-\delta)x p_H^{-\sigma} [\delta p_I^{1-\sigma} + (1-\delta)p_H^{1-\sigma}]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}$$

$$(I.2) \quad x_I = \delta x p_I^{-\sigma} [\delta p_I^{1-\sigma} + (1-\delta)p_H^{1-\sigma}]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}$$

Importens verdiandel kan skrives på formen

$$(I.3) \quad \alpha = \frac{p_I x_I}{p_I x_I + p_H x_H} = \frac{\delta x p_I^{1-\sigma} [\]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}}{\delta x p_I^{1-\sigma} [\]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} + (1-\delta)x p_H^{1-\sigma} [\]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}} \quad 1)$$

$$= \frac{\delta p_I^{1-\sigma}}{\delta p_I^{1-\sigma} + (1-\delta)p_H^{1-\sigma}} = \frac{\delta}{\delta + (1-\delta)\left(\frac{p_H}{p_I}\right)^{1-\sigma}}$$

Elastisering av (I.1) og (I.2) men hensyn på h.h.v. p^H og p^I gir idet vi benytter (I.3)

$$(I.4) \quad El_{p_H} x_H = \epsilon_{HH} = -\epsilon_{HI} = \frac{\sigma}{1-\sigma} \cdot \frac{\delta \left(\frac{p_I}{p_H}\right)^{1-\sigma} (-1)(1-\sigma)}{\delta \left(\frac{p_I}{p_H}\right)^{1-\sigma} + (1-\delta)}$$

$$= \frac{-\delta\sigma}{\delta + (1-\delta)\left(\frac{p_H}{p_I}\right)^{1-\sigma}} = \underline{\underline{-\alpha\sigma}}$$

$$(I.5) \quad El_{p_I} x_I = \epsilon_{II} = -\epsilon_{IH} = \frac{\sigma}{1-\sigma} \cdot \frac{(1-\delta)\left(\frac{p_H}{p_I}\right)^{1-\sigma} (-1)(1-\sigma)}{\delta + (1-\delta)\left(\frac{p_H}{p_I}\right)^{1-\sigma}} = \underline{\underline{-(1-\alpha)\sigma}}$$

$$1) \quad [\] = [\delta p_I^{1-\sigma} + (1-\delta)p_H^{1-\sigma}]$$

Datagrunnlaget

FISK

| | BASISPRIS FOR IMPORT 1975 = 100 | BASISPRIS FOR HJEMMEPROD 1975 = 100 | HJEMMEPR/ IMPORTPRIS 1975 = 100 | IMPORT INKL TOLL MILL 75-KR | NORSKPROD VARER TIL INNL BRUK MILL 75-KR | IMPORTAND VOLUMANDEL I PROSENT |
|------|---------------------------------------|--|---------------------------------------|-----------------------------------|---|--------------------------------------|
| 1962 | 77.5 | 38.6 | 49.8 | 30.1 | 1686.6 | 1.8 |
| 1963 | 84.4 | 40.9 | 48.5 | 43.2 | 1686.3 | 2.5 |
| 1964 | 110.5 | 40.9 | 37. | 22.4 | 2017.6 | 1.1 |
| 1965 | 71.2 | 43.6 | 61.2 | 48.9 | 2613. | 1.8 |
| 1966 | 88.9 | 45.7 | 51.4 | 33.9 | 2953.2 | 1.1 |
| 1967 | 94.6 | 37.5 | 39.7 | 14.5 | 3221.6 | 0.4 |
| 1968 | 67.5 | 39.3 | 58.2 | 30.8 | 2659.1 | 1.1 |
| 1969 | 86.6 | 49.5 | 57.1 | 28.5 | 2177. | 1.3 |
| 1970 | 91.8 | 63.2 | 68.8 | 32.1 | 2234.5 | 1.4 |
| 1971 | 101.5 | 69.9 | 68.8 | 28.9 | 2272.1 | 1.3 |
| 1972 | 101.3 | 67.8 | 66.9 | 24.3 | 2250.1 | 1.1 |
| 1973 | 112.9 | 91.6 | 81.1 | 26. | 2171. | 1.2 |
| 1974 | 140.5 | 110.9 | 79. | 31. | 2043.3 | 1.5 |
| 1975 | 100. | 100. | 100. | 33. | 1981.1 | 1.6 |
| 1976 | 154.1 | 119.6 | 77.6 | 25.7 | 2336.1 | 1.1 |
| 1977 | 156. | 130.5 | 83.7 | 27.5 | 2449.7 | 1.1 |
| 1978 | 151.8 | 135.6 | 89.3 | 32.6 | 2232.8 | 1.4 |
| 1979 | 185.8 | 139. | 74.8 | 33.7 | 2366.4 | 1.4 |
| 1980 | 156. | 159. | 101.9 | 34. | 2239. | 1.5 |
| 1981 | 156. | 176. | 112.8 | 49. | 2390. | 2. |

KULL

| | BASISPRIS FOR IMPORT 1975 = 100 | BASISPRIS FOR HJEMMEPROD 1975 = 100 | HJEMMEPR/ IMPORTPRIS 1975 = 100 | IMPORT INKL TOLL MILL 75-KR | NORSKPROD VARER TIL INNL BRUK MILL 75-KR | IMPORTAND VOLUMANDEL I PROSENT |
|------|---------------------------------------|--|---------------------------------------|-----------------------------------|---|--------------------------------------|
| 1962 | 35.6 | 31.1 | 87.2 | 75.8 | 46.6 | 61.9 |
| 1963 | 37.8 | 33.1 | 87.5 | 70. | 46.9 | 59.9 |
| 1964 | 40.1 | 47.5 | 118.6 | 88.1 | 54.5 | 61.8 |
| 1965 | 38. | 44.1 | 116.1 | 115.5 | 54.3 | 68. |
| 1966 | 38.9 | 45.9 | 118. | 114.9 | 54. | 68. |
| 1967 | 36.9 | 38.8 | 104.9 | 129.4 | 57.8 | 69.1 |
| 1968 | 35.6 | 39. | 109.5 | 163.7 | 52.4 | 75.8 |
| 1969 | 36.6 | 41.9 | 114.4 | 166.3 | 64.9 | 71.9 |
| 1970 | 45.3 | 53.5 | 118.1 | 142.2 | 65.3 | 68.5 |
| 1971 | 53.6 | 57.4 | 107.1 | 142. | 63.4 | 69.1 |
| 1972 | 55.8 | 68.9 | 123.5 | 130.1 | 53.7 | 70.8 |
| 1973 | 54.3 | 63.5 | 116.9 | 126.3 | 58.9 | 68.2 |
| 1974 | 75.5 | 91.5 | 121.2 | 166.3 | 64.9 | 71.9 |
| 1975 | 100. | 100. | 100. | 142.9 | 67.9 | 67.8 |
| 1976 | 110.7 | 105.7 | 95.5 | 136.7 | 69.9 | 66.2 |
| 1977 | 110.4 | 101.2 | 91.6 | 129. | 60.4 | 68.1 |
| 1978 | 114.9 | 115. | 100.1 | 138.5 | 57.5 | 70.7 |
| 1979 | 121.1 | 124.9 | 103.1 | 204.1 | 44.6 | 82.1 |
| 1980 | 142. | 154. | 108.5 | 226. | 46. | 83.1 |
| 1981 | 175. | 176. | 100.6 | 213. | 51. | 80.7 |

ANDRE BERGVERKSPRODUKTER

| | BASISPRIS FOR IMPORT 1975 = 100 | BASISPRIS FOR HJEMMEPROD 1975 = 100 | HJEMMEPR/ IMPORTPRIS 1975 = 100 | IMPORT INKL TOLL MILL 75-KR | NORSKPROD VARER TIL INNL BRUK MILL 75-KR | IMPORTAND VOLUMANDEL I PROSENT |
|------|---------------------------------------|--|---------------------------------------|-----------------------------------|---|--------------------------------------|
| 1962 | 41.7 | 70.3 | 168.7 | 140.2 | 275.3 | 33.7 |
| 1963 | 42.1 | 73.8 | 175.5 | 177.8 | 302.4 | 37. |
| 1964 | 57.2 | 70.3 | 122.9 | 173.9 | 340.2 | 33.8 |
| 1965 | 64. | 77.1 | 120.6 | 193.9 | 382.5 | 33.6 |
| 1966 | 62.3 | 74.6 | 119.7 | 183.8 | 448. | 29.1 |
| 1967 | 59.1 | 73.2 | 123.9 | 175.8 | 511.9 | 25.6 |
| 1968 | 54.8 | 75.6 | 137.9 | 248.7 | 508.3 | 32.9 |
| 1969 | 57.2 | 85. | 148.5 | 249.3 | 598.8 | 29.4 |
| 1970 | 65.1 | 78.6 | 120.6 | 331.8 | 641.8 | 34.1 |
| 1971 | 72.3 | 81. | 112.1 | 250.1 | 692.1 | 26.5 |
| 1972 | 73.3 | 80.4 | 109.7 | 300.9 | 735.7 | 29. |
| 1973 | 79.5 | 83.6 | 105.2 | 321.9 | 806. | 28.5 |
| 1974 | 103.2 | 88.9 | 86.1 | 311. | 991.7 | 23.9 |
| 1975 | 100. | 100. | 100. | 298.9 | 1001.2 | 23. |
| 1976 | 99.9 | 102.5 | 102.6 | 309.1 | 1042. | 22.9 |
| 1977 | 100.4 | 112.1 | 111.7 | 291.4 | 1055. | 21.6 |
| 1978 | 92.8 | 117. | 126.2 | 316.6 | 946.3 | 25.1 |
| 1979 | 108.9 | 126.9 | 116.5 | 375.9 | 985.5 | 27.6 |
| 1980 | 124. | 141. | 113.7 | 366. | 1022. | 26.4 |
| 1981 | 141. | 165. | 117. | 382. | 893. | 30. |

FOREDLEDE JORDBRUKS- OG FISKEPRODUKTER

| | BASISPRIS FOR IMPORT 1975 = 100 | BASISPRIS FOR HJEMMEPROD 1975 = 100 | HJEMMEPR/ IMPORTPRIS 1975 = 100 | IMPORT INKL TOLL MILL 75-KR | NORSKPROD VARER TIL INNLE BRUK MILL 75-KR | IMPORTAND VOLUMAND I PROSENT |
|------|---------------------------------------|--|---------------------------------------|-----------------------------------|--|------------------------------------|
| 1962 | 57.4 | 50.8 | 88.6 | 737.7 | 10332.5 | 6.7 |
| 1963 | 60.2 | 50.3 | 83.7 | 795.9 | 10477.9 | 7.1 |
| 1964 | 63. | 54. | 85.7 | 870.2 | 10712.8 | 7.5 |
| 1965 | 64.9 | 54.6 | 84.2 | 772.7 | 11786.6 | 6.2 |
| 1966 | 66.4 | 55.9 | 84.1 | 886.4 | 12623. | 6.6 |
| 1967 | 64.4 | 55.6 | 86.4 | 902.5 | 12644.4 | 6.7 |
| 1968 | 61. | 59.1 | 97. | 971.7 | 12549.3 | 7.2 |
| 1969 | 62.2 | 62.4 | 100.4 | 1006.4 | 12564. | 7.4 |
| 1970 | 71.2 | 65.9 | 92.5 | 1109.5 | 13162.1 | 7.8 |
| 1971 | 71.7 | 70.6 | 98.4 | 1135.2 | 13553.1 | 7.7 |
| 1972 | 72.5 | 72.8 | 100.4 | 1256.2 | 14030.3 | 8.2 |
| 1973 | 89.1 | 78.5 | 88.1 | 1191.4 | 14275.8 | 7.7 |
| 1974 | 103.8 | 87.7 | 84.5 | 1271. | 15715. | 7.5 |
| 1975 | 100. | 100. | 100. | 1132. | 14927.9 | 7. |
| 1976 | 104.6 | 108.8 | 104. | 1491.3 | 15928.2 | 8.6 |
| 1977 | 117.9 | 120.8 | 102.4 | 1454.9 | 16270. | 8.2 |
| 1978 | 125. | 129.3 | 103.4 | 1466.6 | 16379.6 | 8.2 |
| 1979 | 136.7 | 132.4 | 96.8 | 1475.9 | 16841. | 8.1 |
| 1980 | 146. | 144. | 98.6 | 1686. | 17773. | 8.7 |
| 1981 | 160. | 167. | 104.4 | 1448. | 17159. | 7.8 |

DRIKKEVARER OG TOBAKK

| | BASISPRIS FOR IMPORT 1975 = 100 | BASISPRIS FOR HJEMMEPROD 1975 = 100 | HJEMMEPR/ IMPORTPRIS 1975 = 100 | IMPORT INKL TOLL MILL 75-KR | NORSKPROD VARER TIL INNL BRUK MILL 75-KR | IMPORTAND VOLUMANDEL I PROSENT |
|------|---------------------------------------|--|---------------------------------------|-----------------------------------|---|--------------------------------------|
| 1962 | 92.2 | 52.6 | 57.1 | 76.4 | 812.3 | 8.6 |
| 1963 | 81. | 51.4 | 63.5 | 88.6 | 838.4 | 9.6 |
| 1964 | 78.7 | 53.1 | 67.5 | 99. | 830.2 | 10.7 |
| 1965 | 78.4 | 51.7 | 66. | 118.9 | 862.5 | 12.1 |
| 1966 | 76.4 | 53.3 | 69.7 | 149.3 | 890.6 | 14.4 |
| 1967 | 77.6 | 57.5 | 74. | 154. | 907.5 | 14.5 |
| 1968 | 78.7 | 57.9 | 73.6 | 163.1 | 962.4 | 14.5 |
| 1969 | 80.1 | 61.3 | 76.5 | 177.4 | 1039.5 | 14.6 |
| 1970 | 81.3 | 68.1 | 83.7 | 184.5 | 1031. | 15.2 |
| 1971 | 84.8 | 66.3 | 78.2 | 191. | 1077.6 | 15.1 |
| 1972 | 89.6 | 67.6 | 75.5 | 205.4 | 1089.8 | 15.9 |
| 1973 | 95.4 | 75.8 | 79.5 | 215.9 | 1114.3 | 16.2 |
| 1974 | 98.4 | 84. | 85.4 | 223.4 | 1110.8 | 16.7 |
| 1975 | 100. | 100. | 100. | 240.7 | 1154.1 | 17.3 |
| 1976 | 99.1 | 106.8 | 107.8 | 270. | 1193.5 | 18.4 |
| 1977 | 111.7 | 121.2 | 108.5 | 282.2 | 1125.7 | 20. |
| 1978 | 121. | 139.9 | 115.6 | 261.9 | 1093.8 | 19.3 |
| 1979 | 133.5 | 133.2 | 99.7 | 330.1 | 1098. | 23.1 |
| 1980 | 143. | 127. | 88.8 | 303. | 1254. | 19.5 |
| 1981 | 157. | 155. | 98.7 | 294. | 1237. | 19.2 |

TEKSTIL OG BEKLEDNING

| | BASISPRIS FOR IMPORT 1975 = 100 | BASISPRIS FOR HJEMMEPROD 1975 = 100 | HJEMMEPR/ IMPORTPRIS 1975 = 100 | IMPORT INKL TOLL MILL 75-KR | NORSKPROD VARER TIL INNLE BRUK MILL 75-KR | IMPORTAND VOLUMANDEL I PROSENT |
|------|---------------------------------------|--|---------------------------------------|-----------------------------------|--|--------------------------------------|
| 1962 | 76.2 | 64.9 | 85.1 | 1499. | 2960.7 | 33.6 |
| 1963 | 76.6 | 65.6 | 85.7 | 1618.2 | 3022.2 | 34.9 |
| 1964 | 77.2 | 66.7 | 86.4 | 1804.4 | 3165.8 | 36.3 |
| 1965 | 77. | 69. | 89.6 | 1884. | 3057. | 38.1 |
| 1966 | 75.8 | 68.3 | 90.2 | 2060. | 3212.1 | 39.1 |
| 1967 | 72.6 | 68.6 | 94.5 | 2354. | 3222.1 | 42.2 |
| 1968 | 70.2 | 69.6 | 99.2 | 2474.2 | 2984.2 | 45.3 |
| 1969 | 73.3 | 71.9 | 98.2 | 2694.8 | 3007.5 | 49. |
| 1970 | 75.6 | 73.6 | 97.3 | 3075.5 | 2938.1 | 51.1 |
| 1971 | 78.8 | 76.3 | 96.9 | 3245.2 | 2903.4 | 52.8 |
| 1972 | 81.8 | 81.3 | 99.3 | 3418.9 | 2821.8 | 54.8 |
| 1973 | 85.9 | 84.6 | 98.5 | 3505.5 | 2764.1 | 55.9 |
| 1974 | 95.8 | 93.1 | 97.1 | 3627.4 | 2763. | 56.8 |
| 1975 | 100. | 100. | 100. | 3802. | 2574.6 | 59.6 |
| 1976 | 105.4 | 108.5 | 102.9 | 4355.1 | 2606. | 62.6 |
| 1977 | 114. | 120.8 | 106. | 4874.2 | 2609.8 | 65.1 |
| 1978 | 125.3 | 128.3 | 102.4 | 4399. | 2343.6 | 65.2 |
| 1979 | 137.9 | 128.2 | 92.9 | 4601. | 2476.1 | 65. |
| 1980 | 152. | 146. | 96.1 | 4911. | 2361. | 67.5 |
| 1981 | 156. | 156. | 100. | 4830. | 2213. | 68.6 |

TREVARER

| | BASISPRIS FOR IMPORT 1975 = 100 | BASISPRIS FOR HJEMMEPROD 1975 = 100 | HJEMMEPR/ IMPORTPRIS 1975 = 100 | IMPORT INKL TOLL MILL 75-KR | NORSKPROD VARER TIL INNLEBRUK MILL 75-KR | IMPORTAND VOLUMAND I PROSENT |
|------|---------------------------------------|--|---------------------------------------|-----------------------------------|---|------------------------------------|
| 1962 | 57.4 | 54.9 | 95.6 | 284.3 | 2676.4 | 9.6 |
| 1963 | 56.8 | 53.7 | 94.4 | 298. | 2881.7 | 9.4 |
| 1964 | 59.5 | 55.8 | 93.8 | 312.8 | 3177.3 | 9. |
| 1965 | 65. | 59.5 | 91.6 | 316.6 | 3360.3 | 8.6 |
| 1966 | 65.4 | 60.7 | 92.7 | 398.5 | 3473. | 10.3 |
| 1967 | 64.7 | 60.5 | 93.6 | 472.7 | 3888.8 | 10.8 |
| 1968 | 65.3 | 60.8 | 93.2 | 503.5 | 4092.3 | 11. |
| 1969 | 67.7 | 62.7 | 92.6 | 594.8 | 4714.4 | 11.2 |
| 1970 | 70.5 | 67.6 | 95.9 | 736.1 | 4795.9 | 13.3 |
| 1971 | 73.7 | 71.8 | 97.5 | 776.6 | 5073.6 | 13.3 |
| 1972 | 74.7 | 72. | 96.4 | 873.5 | 5537.1 | 13.6 |
| 1973 | 80.7 | 75.2 | 93.2 | 950. | 5921.4 | 13.8 |
| 1974 | 93.3 | 86.5 | 92.7 | 1043.7 | 6464.8 | 13.9 |
| 1975 | 100. | 100. | 100. | 1075.2 | 6338.3 | 14.5 |
| 1976 | 109. | 107.5 | 98.6 | 1205. | 6645.7 | 15.3 |
| 1977 | 117.8 | 113.6 | 96.4 | 1382.4 | 7157.2 | 16.2 |
| 1978 | 126. | 116.8 | 92.7 | 1404.6 | 7268.7 | 16.2 |
| 1979 | 139.5 | 119.5 | 85.7 | 1389.9 | 7272.9 | 16. |
| 1980 | 155. | 132. | 85.2 | 1492. | 7423. | 16.7 |
| 1981 | 164. | 150. | 91.5 | 1586. | 7220. | 18. |

TREFOREDLINGSPRODUKTER

| | BASISPRIS FOR IMPORT 1975 = 100 | BASISPRIS FOR HJEMMEPROD 1975 = 100 | HJEMMEPR/ IMPORTPRIS 1975 = 100 | IMPORT INKL TOLL MILL 75-KR | NORSKPROD VARER TIL INNLEDEL MILL 75-KR | IMPORTAND VOLUMANDEL I PROSENT |
|------|---------------------------------------|--|---------------------------------------|-----------------------------------|--|--------------------------------------|
| 1962 | 62. | 50.1 | 80.8 | 176.8 | 2505.1 | 6.6 |
| 1963 | 61.2 | 50. | 81.7 | 216.9 | 2695.4 | 7.4 |
| 1964 | 64.3 | 49.8 | 77.6 | 232.7 | 2926.7 | 7.4 |
| 1965 | 67.5 | 51.4 | 76.1 | 253. | 3078.4 | 7.6 |
| 1966 | 64.1 | 50.2 | 78.4 | 334.2 | 3266.9 | 9.3 |
| 1967 | 62.1 | 53. | 85.5 | 428.2 | 3216.5 | 11.7 |
| 1968 | 60.7 | 52.5 | 86.5 | 517.6 | 3389.7 | 13.2 |
| 1969 | 60.4 | 53. | 87.8 | 644.3 | 3570.6 | 15.3 |
| 1970 | 65.1 | 58.6 | 89.9 | 690.8 | 3693.6 | 15.8 |
| 1971 | 67.4 | 63.1 | 93.7 | 664.4 | 3560.9 | 15.7 |
| 1972 | 63.5 | 66. | 103.9 | 892.6 | 3390.4 | 20.8 |
| 1973 | 65.3 | 68.6 | 104.9 | 1087.1 | 3518.7 | 23.6 |
| 1974 | 92.7 | 91. | 98.1 | 1086.6 | 3622.2 | 23.1 |
| 1975 | 100. | 100. | 100. | 1049.3 | 3732. | 21.9 |
| 1976 | 100.1 | 108.9 | 108.8 | 1099.4 | 3092.9 | 26.2 |
| 1977 | 100.4 | 112.5 | 112. | 1131.9 | 3018.8 | 27.3 |
| 1978 | 99.9 | 105.7 | 105.9 | 1326.9 | 3046.3 | 30.3 |
| 1979 | 108.7 | 106.3 | 97.8 | 1517.8 | 3369.5 | 31.1 |
| 1980 | 129. | 111. | 86. | 1592. | 4002. | 28.5 |
| 1981 | 140. | 123. | 87.9 | 1530. | 4239. | 26.5 |

KJEMISKE RAARARER

| | BASISPRIS FOR IMPORT 1975 = 100 | BASISPRIS FOR HJEMMEPROD 1975 = 100 | HJEMMEPR/ IMPORTPRIS 1975 = 100 | IMPORT INKL TOLL MILL 75-KR | NORSKPROD VARER TIL INNLEBRUK MILL 75-KR | IMPORTAND VOLUMANDEL I PROSENT |
|------|---------------------------------------|--|---------------------------------------|-----------------------------------|---|--------------------------------------|
| 1962 | 71. | 63. | 88.7 | 748.8 | 720.7 | 51. |
| 1963 | 69.5 | 58.9 | 84.7 | 816.7 | 716.3 | 53.3 |
| 1964 | 69.7 | 58.1 | 83.4 | 1000.7 | 789.9 | 55.9 |
| 1965 | 71.5 | 59.4 | 83.2 | 1146.1 | 858.2 | 57.2 |
| 1966 | 69.8 | 60.4 | 86.5 | 1245.2 | 941.8 | 56.9 |
| 1967 | 68.4 | 63.4 | 92.6 | 1327.1 | 1018.3 | 56.6 |
| 1968 | 65.3 | 61.1 | 93.5 | 1636.6 | 1140.3 | 58.9 |
| 1969 | 66.5 | 64.4 | 96.9 | 1847.6 | 1126.4 | 62.1 |
| 1970 | 70.1 | 68.1 | 97.1 | 1978.3 | 980.5 | 66.9 |
| 1971 | 70.7 | 69.2 | 97.9 | 2082.8 | 1089.7 | 65.7 |
| 1972 | 68.1 | 71.1 | 104.4 | 2110.1 | 868.8 | 70.8 |
| 1973 | 68. | 83.8 | 123.3 | 2472.3 | 880.1 | 73.7 |
| 1974 | 97. | 79.8 | 82.3 | 2555.6 | 1028.3 | 71.3 |
| 1975 | 100. | 100. | 100. | 2254.5 | 1153.7 | 66.1 |
| 1976 | 98.3 | 117.4 | 119.4 | 2634. | 1106.3 | 70.4 |
| 1977 | 105.5 | 127.4 | 120.8 | 2602.1 | 1028.1 | 71.7 |
| 1978 | 105.9 | 125.2 | 118.3 | 2587.9 | 1201.1 | 68.3 |
| 1979 | 124.5 | 112.7 | 90.6 | 2740.9 | 2499.2 | 52.3 |
| 1980 | 147. | 131. | 89.1 | 2901. | 2212. | 56.7 |
| 1981 | 166. | 131. | 78.9 | 2519. | 2580. | 49.4 |

KJEMISKE OG MINERALSKE PRODUKTER

| | BASISPRIS FOR IMPORT 1975 = 100 | BASISPRIS FOR HJEMMEPROD 1975 = 100 | HJEMMEPR/ IMPORTPRIS 1975 = 100 | IMPORT INKL TOLL MILL 75-KR | NORSKPROD VARER TIL INNLE BRUK MILL 75-KR | IMPORTAND VOLUMAND I PROSENT |
|------|---------------------------------------|--|---------------------------------------|-----------------------------------|--|------------------------------------|
| 1962 | 64.5 | 51.7 | 80.2 | 1956.6 | 3279. | 37.4 |
| 1963 | 63.4 | 52.4 | 82.6 | 2149.9 | 3462.9 | 38.3 |
| 1964 | 65.1 | 53.9 | 82.8 | 2366.5 | 3679.6 | 39.1 |
| 1965 | 66.6 | 54.6 | 82. | 2571.3 | 3932.3 | 39.5 |
| 1966 | 66.9 | 54.9 | 82.1 | 2899.1 | 4229.6 | 40.7 |
| 1967 | 66.4 | 55.8 | 84. | 3211.6 | 4557.8 | 41.3 |
| 1968 | 63.9 | 57.4 | 89.9 | 3543. | 4803.4 | 42.4 |
| 1969 | 65. | 58.7 | 90.2 | 4103.9 | 5130.4 | 44.4 |
| 1970 | 68.6 | 63.2 | 92.2 | 4603.5 | 5356. | 46.2 |
| 1971 | 74.2 | 66.8 | 90.1 | 4766.7 | 5770. | 45.2 |
| 1972 | 75.9 | 71.2 | 93.7 | 4755.2 | 5941.2 | 44.5 |
| 1973 | 78.2 | 74.1 | 94.7 | 5275.1 | 6143.6 | 46.2 |
| 1974 | 92.2 | 88.4 | 95.9 | 5784.8 | 6599.9 | 46.7 |
| 1975 | 100. | 100. | 100. | 5952.7 | 6298.8 | 48.6 |
| 1976 | 103. | 109.3 | 106.2 | 6529. | 6607.8 | 49.7 |
| 1977 | 109.7 | 120.9 | 110.3 | 7402.2 | 6607.7 | 52.8 |
| 1978 | 118.4 | 125.9 | 106.3 | 7426.8 | 6583.5 | 53. |
| 1979 | 120.9 | 138.1 | 114.2 | 8404.5 | 6434.8 | 56.6 |
| 1980 | 135. | 145. | 107.4 | 8724. | 7201. | 54.8 |
| 1981 | 143. | 164. | 114.7 | 8643. | 6355. | 57.6 |

METALLER

| | BASISPRIS FOR IMPORT 1975 = 100 | BASISPRIS FOR HJEMMEPROD 1975 = 100 | HJEMMEPR/ IMPORTPRIS 1975 = 100 | IMPORT INKL TOLL MILL 75-KR | NORSKPROD VARER TIL INNLE BRUK MILL 75-KR | IMPORTAND VOLUMANDEL I PROSENT |
|------|---------------------------------------|--|---------------------------------------|-----------------------------------|--|--------------------------------------|
| 1962 | 50.9 | 42. | 82.6 | 2642.5 | 1950. | 57.5 |
| 1963 | 49.4 | 38.3 | 77.5 | 2603.4 | 1788.9 | 59.3 |
| 1964 | 52.7 | 35.3 | 67. | 2906.6 | 1627. | 64.1 |
| 1965 | 54.1 | 44.2 | 81.6 | 3144.9 | 2099.1 | 60. |
| 1966 | 55.3 | 38.9 | 70.5 | 3345.5 | 1983. | 62.8 |
| 1967 | 56. | 38.6 | 68.9 | 3340.1 | 2413.2 | 58.1 |
| 1968 | 56.4 | 41.5 | 73.5 | 3647.1 | 2234.8 | 62. |
| 1969 | 61.9 | 41.5 | 67. | 4000.2 | 2158.4 | 65. |
| 1970 | 72.6 | 51.9 | 71.4 | 4689.5 | 2479.9 | 65.4 |
| 1971 | 70.2 | 49. | 69.8 | 4642.4 | 3070.9 | 60.2 |
| 1972 | 69.8 | 58.9 | 84.4 | 4499.9 | 1845.6 | 70.9 |
| 1973 | 74.5 | 81. | 108.7 | 4928.2 | 1664.2 | 74.8 |
| 1974 | 93.5 | 92.7 | 99.1 | 5769.7 | 2173.3 | 72.6 |
| 1975 | 100. | 100. | 100. | 5111.2 | 2843.4 | 64.3 |
| 1976 | 101.4 | 99.8 | 98.4 | 4789.5 | 1713.6 | 73.6 |
| 1977 | 104. | 112.5 | 108.2 | 4424.4 | 2082.8 | 68. |
| 1978 | 105.6 | 96.9 | 91.7 | 4092.4 | 798.8 | 83.7 |
| 1979 | 124. | 126.1 | 101.7 | 4406.1 | 1848.1 | 70.5 |
| 1980 | 141. | 156. | 110.6 | 5326. | 1947. | 73.2 |
| 1981 | 146. | 149. | 102.1 | 4799. | 1924. | 71.4 |

VERKSTEDPRODUKTER

| | BASISPRIS FOR IMPORT 1975 = 100 | BASISPRIS FOR HJEMMEPROD 1975 = 100 | HJEMMEPR/ IMPORTPRIS 1975 = 100 | IMPORT INKL TOLL MILL 75-KR | NORSKPROD VARER TIL INNLE BRUK MILL 75-KR | IMPORTAND VOLUMANDEL I PROSENT |
|------|---------------------------------------|--|---------------------------------------|-----------------------------------|--|--------------------------------------|
| 1962 | 59.6 | 45.6 | 76.6 | 4032.1 | 7033.1 | 36.4 |
| 1963 | 60.1 | 46.7 | 77.8 | 4178.1 | 7562.5 | 35.6 |
| 1964 | 61.9 | 47.9 | 77.5 | 4541.7 | 8082.1 | 36. |
| 1965 | 63.8 | 49.5 | 77.6 | 4911. | 8564.3 | 36.4 |
| 1966 | 66.1 | 51. | 77.1 | 5330.9 | 9216. | 36.6 |
| 1967 | 65.7 | 50.7 | 77.2 | 6106.9 | 9920.8 | 38.1 |
| 1968 | 65.2 | 52.9 | 81. | 5862.4 | 9604. | 37.9 |
| 1969 | 66.7 | 57.6 | 86.5 | 6828.3 | 10026.9 | 40.5 |
| 1970 | 72.4 | 63.9 | 88.2 | 8005.3 | 10868. | 42.4 |
| 1971 | 77.1 | 66.4 | 86.1 | 8482.4 | 11180. | 43.1 |
| 1972 | 79.9 | 69.5 | 87. | 8128.7 | 11679.8 | 41. |
| 1973 | 79. | 77.3 | 97.8 | 9251.6 | 12053.9 | 43.4 |
| 1974 | 87.1 | 90.3 | 103.7 | 11303.1 | 13635.6 | 45.3 |
| 1975 | 100. | 100. | 100. | 13147.6 | 14373.7 | 47.8 |
| 1976 | 109.2 | 111.4 | 102. | 13617.4 | 14809.4 | 47.9 |
| 1977 | 117.3 | 121.4 | 103.4 | 15008. | 15270. | 49.6 |
| 1978 | 128. | 126.8 | 99. | 13242. | 16597.2 | 44.4 |
| 1979 | 136.7 | 135.7 | 99.3 | 13038.1 | 17238.7 | 43.1 |
| 1980 | 147. | 152. | 103.4 | 15230. | 15990. | 48.8 |
| 1981 | 154. | 162. | 105.2 | 16103. | 17008. | 48.6 |

GRAFISKE PRODUKTER

| | BASISPRIS FOR IMPORT 1975 = 100 | BASISPRIS FOR HJEMMEPROD 1975 = 100 | HJEMMEPR/ IMPORTPRIS 1975 = 100 | IMPORT INKL TOLL MILL 75-KR | NORSKPROD VARER TIL INNLE BRUK MILL 75-KR | IMPORTAND VOLUMANDEL I PROSENT |
|------|---------------------------------------|--|---------------------------------------|-----------------------------------|--|--------------------------------------|
| 1962 | 56.2 | 35.9 | 63.9 | 70.3 | 3368.6 | 2. |
| 1963 | 51.5 | 37.9 | 73.6 | 82.9 | 3338.2 | 2.4 |
| 1964 | 52. | 39.2 | 75.4 | 96.5 | 3538.5 | 2.7 |
| 1965 | 53.8 | 41.9 | 77.7 | 118.5 | 3549.7 | 3.2 |
| 1966 | 59.6 | 44.2 | 74.1 | 135. | 3612.2 | 3.6 |
| 1967 | 58.7 | 46.4 | 79. | 131.1 | 3796.7 | 3.3 |
| 1968 | 55.3 | 50. | 90.4 | 147.8 | 3932.4 | 3.6 |
| 1969 | 60.8 | 54.6 | 89.8 | 168.9 | 3987.5 | 4.1 |
| 1970 | 71.4 | 59.7 | 83.6 | 181.5 | 3746.2 | 4.6 |
| 1971 | 79.7 | 63.9 | 80.2 | 206.3 | 3901.2 | 5. |
| 1972 | 80.6 | 70.2 | 87. | 235.4 | 3929.3 | 5.7 |
| 1973 | 78.4 | 78.2 | 99.8 | 257.3 | 3925.5 | 6.2 |
| 1974 | 85.9 | 86.8 | 101. | 280.8 | 4083. | 6.4 |
| 1975 | 100. | 100. | 100. | 293.4 | 4216.5 | 6.5 |
| 1976 | 106.1 | 114.4 | 107.8 | 341.8 | 4298.8 | 7.4 |
| 1977 | 102.5 | 130.9 | 127.7 | 454.2 | 4517.3 | 9.1 |
| 1978 | 96.4 | 142.6 | 147.9 | 587.4 | 4629.6 | 11.3 |
| 1979 | 103.7 | 146.7 | 141.5 | 614.2 | 4795.8 | 11.4 |
| 1980 | 113. | 158. | 139.8 | 637. | 4973. | 11.4 |
| 1981 | 120. | 180. | 150. | 648. | 4860. | 11.8 |

KONKURRERENDE IMPORTVARER TOTALT

| | BASISPRIS FOR IMPORT 1975 = 100 | BASISPRIS FOR HJEMMEPROD 1975 = 100 | HJEMMEPR/ IMPORTPRIS 1975 = 100 | IMPORT INKL TOLL MILL 75-KR | NORSKPROD VARER TIL INNLEDELSE MILL 75-KR | IMPORTAND VOLUMANDEL I PROSENT |
|------|---------------------------------------|--|---------------------------------------|-----------------------------------|--|--------------------------------------|
| 1962 | 60.9 | 49.3 | 81. | 12470.5 | 37646.8 | 24.9 |
| 1963 | 60.9 | 49.6 | 81.4 | 13139.5 | 38820.1 | 25.3 |
| 1964 | 63. | 51.1 | 81.2 | 14515.6 | 40942.2 | 26.2 |
| 1965 | 64.5 | 52.8 | 81.9 | 15595.3 | 44198.2 | 26.1 |
| 1966 | 65.4 | 53.6 | 82. | 17116.5 | 46903.4 | 26.7 |
| 1967 | 64.8 | 53.3 | 82.3 | 18747.9 | 49377.2 | 27.5 |
| 1968 | 63.3 | 55.6 | 87.8 | 19910. | 48912.7 | 28.9 |
| 1969 | 65.8 | 59.2 | 90. | 22710.7 | 50166.3 | 31.2 |
| 1970 | 71.5 | 64.2 | 89.9 | 25760.8 | 51992.8 | 33.1 |
| 1971 | 74.4 | 67.5 | 90.7 | 26614.1 | 54208. | 32.9 |
| 1972 | 75.7 | 70.9 | 93.7 | 26831.3 | 54173.7 | 33.1 |
| 1973 | 78. | 77.7 | 99.6 | 29608.7 | 55297.3 | 34.9 |
| 1974 | 92. | 89.4 | 97.2 | 33454.3 | 60295.6 | 35.7 |
| 1975 | 100. | 100. | 100. | 34533.4 | 60663.2 | 36.3 |
| 1976 | 105.3 | 109.9 | 104.4 | 36804. | 61450.2 | 37.5 |
| 1977 | 112.4 | 120.5 | 107.2 | 39464.4 | 63252.5 | 38.4 |
| 1978 | 119.7 | 126.4 | 105.6 | 37283.2 | 63178.8 | 37.1 |
| 1979 | 129.3 | 131.2 | 101.4 | 39132.2 | 67270.6 | 36.8 |
| 1980 | 143.3 | 143.9 | 100.4 | 43428. | 68443. | 38.8 |
| 1981 | 151.4 | 159.7 | 105.5 | 43044. | 68129. | 38.7 |

Restleddsstrukturen ved laggede høyresidevariable

Som påpekt i kapittel 4 kan det ta en viss tid før endringer i prisforholdet slår ut i endret kvantumssammensetning. Dette kan begrunnes ved:

- 1) Forventningstilpasning (Adaptive expectations)
- 2) Delvis tilpasning (Partial adjustments).

Formålet med dette avsnittet er å vise at vi i begge tilfelle kan representere tidslaget ved å benytte laggede høyresidevariable. Restleddsstrukturen blir imidlertid forskjellig i de to tilfellene.

I tilfellet med forventningstilpasning kan (4.1) skrives (idet vi sløyfer vareindeksen i):

$$(III.1) \quad x_t = a_0 + \sigma p_t^* + \varepsilon_t$$

$$\text{der } x_t = \log \left(\frac{x_t^H}{x_t^I} \right),$$

p_t^* uttrykker logartimen til det forventede prisforhold, og restleddet ε_t oppfyller (4.4) og er ukorrelert med de høyreside-variable.

For enkelthets skyld antar vi at forventningsdannelsen kan være av følgende form:

$$(III.2) \quad p_t^* = \gamma p_{t-1}^* + (1-\gamma)p_t \quad 0 < \gamma < 1$$

der γ gir uttrykk for hvor trege etterspørerne er når det gjelder å justere sine forventninger. Ved innsetting for p_{t-1}^* i (III.2) samt å sette (III.2) inn i (III.1) kan denne skrives:

$$(III.3) \quad x_t = a_0 + \sigma(1-\gamma) \sum_{s=0}^{\infty} \gamma^s p_{t-s} + \varepsilon_t$$

Vi ser her at dersom lagget i importrelasjonene skyldes forventningstilpasning, vil restleddet opptre i sin opprinnelige form.

Ved delvis tilpasning kan (4.1) skrives på formen:

$$(III.4) \quad x_t^* = a_0 + \sigma p_t + \varepsilon_t$$

der x_t^* uttrykker logaritmen til det ønskede forhold mellom hjemmeproduisert og importert kvantum. Det realiserte forhold kan for eksempel tenkes bestemt ved:

$$(III.5) \quad x_t = \lambda x_t^* + (1-\lambda)x_{t-1} \quad 0 < \lambda < 1$$

$$\text{dvs } x_t - x_{t-1} = \lambda(x_t^* - x_{t-1}^*)$$

λ uttrykker den andel av den ønskede endring som realiseres i inneværende periode.

(III.4) innsatt i (III.5) gir idet vi eliminerer x_{t-1} :

$$(III.6) \quad x_t = a_0 + \sigma\lambda \sum_{s=0}^{\infty} (1-\lambda)^s p_{t-s} + \lambda \sum_{s=0}^{\infty} (1-\lambda)^s \varepsilon_{t-s}$$

Restleddet i (III.6) er gitt ved:

$$(III.7) \quad u_t = \lambda \sum_{s=0}^{\infty} (1-\lambda)^s \varepsilon_{t-s}$$

Dersom vi nå regner ut $E(u_t, u_{t-1})$, får vi at

$$(III.8) \quad E(u_t \cdot u_{t-1}) = \lambda^2 \frac{1-\lambda}{1-(1-\lambda)^2} \tau^2$$

$$\text{der } \tau^2 = E(\varepsilon_t^2)$$

Når vi ser bort fra restleddene, er (III.3) og (III.6) identiske i formen. Restleddsstrukturen er imidlertid vesensforskjellig. Dersom lagget skyldes delvis tilpasning og ligningen vi estimerer er skrevet på formen (III.6), kan vi vente autokorrelasjon i restleddene.

Drøfting av oppsummeringsbetingelsen

Dette avsnittet bygger i stor grad på Frenger (1983). Der er det vist at ut fra den nyklassiske produksjonsteorien i kapittel 2 vil det ikke være riktig å la importkoeffisienten og hjemmekoeffisienten til en vare summere seg til 1. I Nasjonalregnskapet, som MODAG bygger på, har en pålagt oppsummeringsbetingelsen. Formålet med dette avsnittet er derfor å drøfte hvor alvorlig denne tilnærmelsen kan være.

Med notasjonen fra kapittel 2 kan vi definere henholdsvis import- og hjemmeandelen ved:

$$(IV.1) \quad M_{ij}^I = \frac{x_{ij}^I}{x_{ij}^H + x_{ij}^I} \quad \text{og}$$

$$(IV.2) \quad M_{ij}^H = \frac{x_{ij}^H}{x_{ij}^H + x_{ij}^I} = 1 - M_{ij}^I$$

Ut fra etterspørselsfunksjonene (6.4) og (6.5) kan vi definere henholdsvis import- og hjemmekoeffisienten ved:

$$(IV.3) \quad m_{ij}^I = \frac{x_{ij}^I}{x_{ij}^I} = \delta_{ij} D_{ij}^I$$

$$(IV.4) \quad m_{ij}^H = \frac{x_{ij}^H}{x_{ij}^H} = (1 - \delta_{ij}) D_{ij}^H$$

der D_{ij}^H og D_{ij}^I er gitt ved henholdsvis (6.6) og (6.7).

Siden x_{ij} er CES-aggregatet definert ved (2.4), vil den vanligvis avvike fra $x_{ij}^H + x_{ij}^I$. I basisåret vil imidlertid $D_{ij}^I = D_{ij}^H = 1$ slik at

$$m_{ij}^H = M_{ij}^H = 1 - \delta_{ij}$$

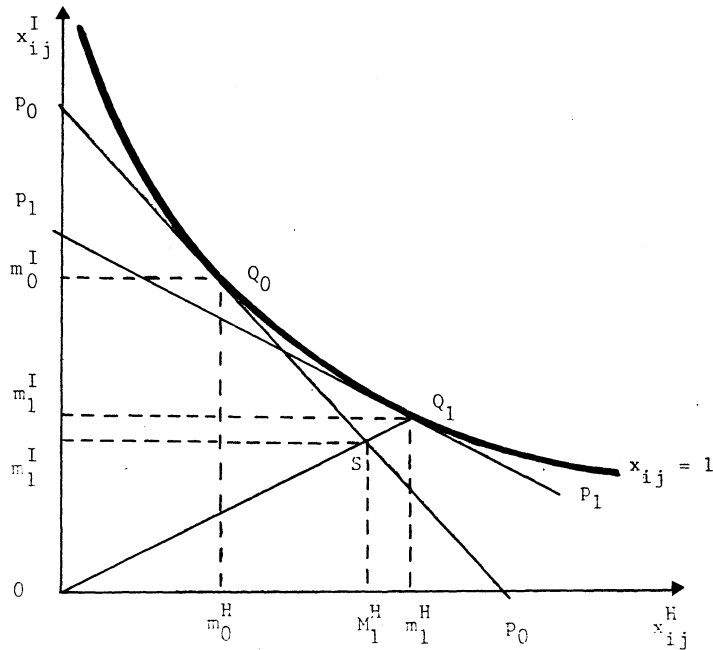
$$m_{ij}^I = M_{ij}^I = \delta_{ij}$$

og $x_{ij} = x_{ij}^H + x_{ij}^I$

De to begrepene vil altså være sammenfallende i basisåret.

I en vilkårlig periode hvor $p_i^H \neq p_i^I$ har vi i at $M_{ij}^I \leq m_{ij}^I$ og $M_{ij}^H \leq m_{ij}^H$. Det har med isokvantenes krumning å gjøre.

m_{ij}^I / M_{ij}^I vil være større jo større σ_{ij} er, dvs. jo svakere krumningen er, og større jo mer prisforholdet p_i^H / p_i^I har endret seg ut fra basisåret. Vi kan belyse dette ved en figur.



Figur IV.1

I figur IV.1 har vi tegnet isokvanten for $x_{ij}^I = 1$. Tilpasningspunktet i basisåret vil være gitt ved Q_0 hvor helningen på isokvanten er lik helningen på kostnadslinja p_0-p_0 lik 1. I basisåret har vi at $m_0^I = M_0^I$, $m_0^H = M_0^H$ og $m_0^H + m_0^I = 1$.

Vi antar nå at importprisen øker og at de nye relative priser er gitt ved helningen på linja p_1-p_1 . Tilpasningen vil da finne sted i Q_1 og etterspørselen vil være gitt ved m_1^H og m_1^I . På grunn av at Q_1 ligger til høyre for linja p_0-p_0 , som representerer settet av punkter hvor $x_{ij}^H + x_{ij}^I = 1$, ser vi at $m_1^H + m_1^I > 1$. Sammenhengen mellom h.h.v. hjemmeandelen og importandelen og m_1^H og m_1^I følger av (IV.1) - (IV.4).

$$(IV.5) \quad M_1^H = \frac{m_1^H}{m_1^H + m_1^I} = \beta_1 m_1^H$$

$$(IV.6) \quad M_1^I = \frac{m_1^I}{m_1^H + m_1^I} = \beta_1 m_1^I$$

der

$$(IV.7) \quad \beta_1 = \frac{1}{m_1^H + m_1^I} < 1$$

(M_1^H, M_1^I) må følgelig ligge langs linja OQ_1 , og siden $M_1^H + M_1^I = 1$, må den nye hjemme- og importandelen være gitt ved punktet S som ligger på linja p_0-p_0 .

Jo mer prisforholdet har endret seg og jo større σ er, jo større vil avstanden mellom Q_1 og Q_0 være. Vi ser da at avstanden mellom Q_1 og S også vil være desto større. Siden

$$\frac{m_1^H}{M_1^H} = \frac{m_1^I}{M_1^I} = \frac{OQ_1}{OS},$$

vil disse forholdstallene også være desto større. Årsaken til dette er at import og hjemmeprodusert vare ikke er perfekte substitutter. Til høyre for basispunktet Q_0 vil det kreves mer enn én enhet hjemmeprodusert for å erstatte én enhet import for at produksjonen skal opprettholdes. Når da $m^H + m^I = 1$ i basispunktet, vil $m^I + m^H > 1$ i den nye situasjonen. Eller omvendt: Dersom vi fortsatt skulle ha $m^H + m^I = 1$ i den nye situasjonen, dvs. hvis tilpasningen hadde funnet sted langs linja p_0-p_0 , ville vi få en lavere produksjon enn før. Vi har nå erstattet én enhet import med én enhet hjemmeprodusert men dette er ikke tilstrekkelig til å opprettholde produksjonen. Jo lenger til høyre for Q_0 vi befinner oss, desto større økning i hjemmeprodusert innsats må til for å erstatte én enhet import.

Vi vil nå kort drøfte hvordan det slår ut i en simultan modell at vi pålegger oppsummeringsbetingelsen¹⁾.

Varebalansen for hjemmeproduserte varer kan uttrykkes ved (jfr. (6.4)):

$$(IV.8) \quad y_i = \sum_{j=1}^m m_{ij}^H a_{ij} y_j + m_{is}^H x_{is}$$

der

$$a_{ij} = \frac{x_{ij}}{y_j} \quad \text{uttrykker total innsats av vare i pr. enhet produksjon i aktivitet j}$$

y_j uttrykker bruttoproduksjonen i aktivitet j.

m_{is}^H = uttrykker hjemmeandelen av vare i i sluttleveransene

x_{is} = total innsats av vare i til sluttlevering

Varebalanseligningene for importerte varer vil være gitt ved (Jfr. (6.5)):

$$(IV.9) \quad x_i^I = \sum_{j=1}^m x_{ij}^I + x_{is}^I = \sum_{j=1}^m m_{ij}^I a_{ij} y_j + m_{is}^I x_{is}$$

Når oppsummeringsbetingelsen pålegges vil det si det samme som å erstatte hjemme- og importkoeffisientene definert i (IV.3) og (IV.4) med hjemme- og importandelene definert i (IV.1) og (IV.2). Notasjonsmessig betegner vi løsningen som framkommer ved oppsummering ved å sette en \sim over de endogene variable.

1) For en mer presis drøfting, se Frenger (1983).

Av (IV.5) og (IV.7) går det fram at $M_{ij}^H \leq m_{ij}^H$. Det kan da vises at $\tilde{y}_i \leq y_i$ gitt at prisene i de to løsningene er de samme. Det som skjer kan oppsummeres i 4 effekter. For det første er behovet for sluttleveranser av varer mindre ved at $M_{is}^H \leq m_{is}^H$. Dette innebærer mindre produksjon. Behovet for sluttleveringer av andre varer blir også mindre, noe som tilsier mindre vareinnsats til de øvrige produksjonssektorer. For det tredje vil det være mindre behov for vareinnsats fra sektor i pr. enhets produksjon i de øvrige sektorer. Sektor i trenger også mindre vareinnsats pr. enhets produksjon. Dette tilsier mindre leveranser fra innsatsprodusentene som igjen medfører mindre leveranser fra sektor i til disse. Alle disse effektene drar i retning av mindre produksjon av vare i, når vi pålegger oppsummeringsbetingelsen. Vi kan på en måte si at nasjonalregnskapssystemet er mer produktivt enn virkeligheten da alle innsats- og sluttleveringskoeffisienter er mindre.

Det kan også vises at $\tilde{x}_i^I \leq x_i^I$. Det skyldes både at $M_{ij}^I \leq m_{ij}^I$ ($j=1, \dots, m, s$) og at $\tilde{y}_i \leq y_i$.

I resonnementene ovenfor antok vi at prisene var de samme i de to tilfellene. Det er imidlertid ikke riktig i en modell som MODAG A da en stor del av hjemmeprisene bestemmes endogent ved at det blant annet tas hensyn til utviklingen i kostnadene. Dette vil vri forholdet mellom hjemmepriser og importpriser, noe som igjen kan påvirke kvantumssida.

Kostnadene pr. enhet innsats av vare i til aktivitet j kan uttrykkes ved (jfr. (6.9))

$$(IV.10) \quad c_{ij} = q_{ij}/\lambda_{ij} = m_{ij}^H p_i^H + m_{ij}^I p_i^I$$

Dersom vi antar full kostnadsovervelting, kan den simultane prismodellen skrives¹⁾:

$$(IV.11) \quad p_j^H = \sum_i a_{ij} [m_{ij}^H p_i^H + m_{ij}^I p_i^I]$$

Av det som er sagt foran kan det vises at $\tilde{p}_j^H \leq p_j^H$. Dette vil bidra til å vri etterspørselen over mot den hjemmeproduserte varen når vi krever at import- og hjemmekoeffisientene skal summere seg til 1.

Vi kan nå gi følgende oppsummering:

Effektene fra prissida og kvantumssida vil virke i hver sin retning når det gjelder hjemmeproduksjon. Det er derfor usikkert hvordan størrelsen på denne vil bli i nasjonalregnskapssystemet sammenlignet med det prinsipielt riktige opplegget. For importen vil derimot virkningene både fra prismodellen og kvantumsmodellen trekke ned slik at vi får undervurdert importert kvantum dersom vi pålegger oppsummeringsbetingelsen. Hjemmeprisene vil også bli undervurdert.

Spørsmålet er nå hvor stor feil en gjør ved å kreve at importandelen og hjemmeandelen skal summere seg til 1. For å finne det ut måtte en lage 2 versjoner av modellen, sette inn de estimerte verdier på parametrene og gjøre antakelser om de eksogene størrelsene. Hver av modellene måtte så løses simultant, og en kunne sammenligne resultatene for de endogene størrelsene. Dette har vi ikke gjort. I stedet har vi prøvd å anslå størrelsesordenen på feilen ved et enkelt regneeksempel. Feilen skyldes at M_{ij}^H benyttes istedenfor m_{ij}^H og M_{ij}^I istedenfor m_{ij}^I . Derfor har vi for ulike verdier av σ_i og p_i^H/p_i^I sett på forholdene

$$\frac{1}{m_{ij}^H + m_{ij}^I} = \frac{M_{ij}^H}{m_{ij}^H} = \frac{M_{ij}^I}{m_{ij}^I} = \frac{D_{ij}^I}{D_{ij}^I}$$

der D_{ij}^I er gitt ved (6.7), og \tilde{D}_{ij}^I følger fra (6.10).

1) I MODAG A antas hjemmeprisene å være avhengig av både variable enhetskostnader, konkurransepris og kapasitetsutnyttelse, men det endrer ikke noe på konklusjonen i dette avsnittet at vi for enkelthets skyld antar full kostnadsovervelting.

Som vi har påpekt foran vil feilen være desto større jo mer prisene har endret seg og jo større substitusjonselastisiteten er.

Tabell IV.1: \hat{D}_{ij}^I/D_{ij}^I , $\delta_{ij} = 0,5$

| σ_{ij} \ P_i^H/P_i^I | 1,5 | 2 |
|-------------------------------|-------|-------|
| 1,2 | 0,994 | 0,993 |
| 1,5 | 0,970 | 0,961 |

Den største substitusjonselastisiteten vi har estimert er av størrelsesorden 2. Med en prisvridning på 50% vil vi da få et avvik på ca. 4% ved å pålegge oppsummeringsbetingelsen. Nå er det lite trolig at vi får en så sterk prisvridning over den begrensede tidsperioden som MODAG opererer på. Det at importprisene har stor direkte betydning for fastsettelsen av hjemmeprisene trekker i samme retning.

Hvis prisvridningen hadde vært 20%, noe som er mer realistisk, ville feilen bare blitt 0,7%. Nå må vi være litt forsiktige med å dra alt for bastante konklusjoner ut i fra dette da dette på en måte bare er partielle virkninger som kan komme i et annet lys når vi betrakter en simultan modell. Men selv om de partielle effektene delvis kan forsterke hverandre, vil det være sterke modererende krefter i og med at det bare er for et fåtall av varene at prisene vil vri seg så mye som 20%. Selv om anslaget er nokså usikkert, tror jeg ikke at feilen vi gjør ved å pålegge oppsummeringsbetingelsen vil være mye større enn 1%. Feilen vil antakelig være størst når det gjelder importen. For hjemmeproduert kvantum har vi foran vist at feilene delvis vil motvirke hverandre.

Spesielle forhold vedrørende implementeringen

V.1. Trender

For fire av de varene hvor vi har vedtatt å implementere importandelsligninger i MODAG fikk vi under estimeringen en signifikant trend. Spørsmålet er nå om vi skal ta med trenden i de implementerte relasjoner. Et viktig argument som taler i mot dette er at styringsmulighetene vil bli mindre. Dersom importandelene øker trendmessig, vil det være liten vits i å føre en økonomisk politikk som tar sikte på å forbedre konkurranseevnen. Da det er grunn til å tro at en god del av de utelatte faktorer som trenden tar vare på under estimeringen i realiteten lar seg påvirke av økonomisk politikk, er det mer hensiktsmessig å korrigere for disse faktorene eksogent enn å låse virkningen av dem fast i et trendledd.

(5.1) er ekvivalent med å skrive importandelen (2.8) på formen:

$$(V.1) \quad M = \frac{x^I}{x^H + x^I} = \frac{\delta}{\delta + (1-\delta)\left(\frac{p^I}{p^H}\right)^\sigma e^{a_3 t}}$$

Vi ser her at M vil nærme seg 1 assymptotisk ettersom tiden går.

På grunnlag av drøftingen foran har vi valgt å ikke implementere trender i importandelsrelasjonene i MODAG.

V.2. Skal modellen gå gjennom basisåret?

I formlene (6.1) - (6.3) har vi benyttet de observerte importandelene i basisåret. Dette er ikke helt riktig da prisene inngår med lag. Ifølge teorien skulle vi ha benyttet importandelene i det året hvor det veiede prisforhold var lik 1. Ettersom vi ikke kan observere et slikt år, har vi løst problemet ved å innføre en korreksjonsfaktor d_i^I i (6.10) slik at $D_i^I = 1$ i basisåret. (6.10) kan derfor skrives

$$(V.2) \quad D_i^I = d_i^I / \left[\delta_i + (1-\delta_i) \left(\frac{p_i^H}{p_i^I} \right)^{-\sigma_i} \right]$$

Vi ser her at ved å sette $\sigma_i = 0$ og $d_i^I = 1$ er vi tilbake til grunnversjonen av MODAG.

Det å pålegge modellen å gå gjennom basisåret medfører imidlertid visse svakheter

- i) Vi gir fullstendig avkall på den estimerte $\hat{\delta}_i = \frac{1}{1 + e^{\hat{\alpha}_{0i}}}$ (jfr. (4.1))
- ii) Vi kan ha tilfeldige utslag også i basisåret. Derfor kan det være drøyt å kreve at restleddet skal være 0.
- iii) Dersom vi tror at vi har et tilfeldig utslag i basisåret, nødvendiggjør dette en eksogen korreksjon av importandelen for de framtidige år modellen skal benyttes på.

For å få til en fullstendig økonometrisk modell måtte vi ha erstattet δ_{ij} og δ_i med $\hat{\delta}_i$ i formelene foran samtidig som vi skulle ha sløyfet d_i^I . I og med at vi anser den tilleggsinformasjon som ligger i δ_{ij} som verdifull, vil vi ikke gi avkall på den. Ettersom δ_{ij} ikke kan estimeres, vil det derfor være umulig å få til en fullstendig økonometrisk spesifisering av modellen.

Et rimelig kompromiss vil være å korrigere basisårskoeffisientene δ_{ij} og δ_i med leddet

$$\hat{d}_i^I = \hat{\delta}_i / \delta_i$$

samtidig som vi beholder den observerte fordelingen over de mottakende sektorer. Denne vil i realiteten også ha stokastikk over seg. Svakheterne ii) og iii) vil derfor fortsatt i en viss grad gjøre seg gjeldende. Men betydningen vil ikke være så stor som i formlene (6.1) - (6.3) samt (6.10) da nivået i gjennomsnitt er riktig. Denne framgangsmåten har også den fordel at vi benytter all tilgjengelig informasjon, både δ_{ij} , δ_i og $\hat{\delta}_i$.

Den importandel som framkommer fra de dataene vi har brukt under estimeringen er definert ved (jfr. drøftingen i avsnitt 3.1):

$$(V.3) \quad \delta_i^* = \frac{I_i}{I_i + X_i - A_i}$$

der I_i = total import av vare i

X_i = innenlandsk produksjon av vare i

A_i = total eksport av vare i.

δ_{ij} og δ_i er imidlertid definert ved formeler av typen

$$(V.4) \quad \delta_i = \frac{I_i - IA_i - DSI_i}{I_i + X_i - A_i - (DSI_i + DSH_i)}$$

der IA_i = reeksport av vare i

DSI_i = lagerendring av importert vare i

DSH_i = lagerendring av hjemmeprodusert vare i.

Ettersom datamaterialet ikke gir grunnlag for å skille ut reeksport og importlagerendring, velger vi å tilnærme \hat{d}_i^I med:

$$(V.5) \quad \hat{d}_i^I = \frac{\hat{\delta}_i}{\delta_i} \approx \frac{\hat{\delta}_i^*}{\delta_i^*}$$

der $\hat{\delta}_i^*$ er den verdi på importandelen i det tenkte året hvor prislagget er 1 som framkommer under estimeringen.

I det tilfellet at vi velger å benytte all informasjon fra estimering kan formelen for importandelsendringen skrives:

$$(V.6) \quad D_i^I = \frac{\hat{d}_i^I}{\hat{d}_i^I} / \left[\delta_i \cdot \hat{d}_i + (1 - \delta_i) \cdot \hat{d}_i \left(\frac{p_i^H}{p_i^I} \right)^{-\sigma_i} \right]$$

Etterspørselsligningene og kostnadsligningen blir som i (6.1) - (6.3).

$\hat{\delta}_i^*$ som benyttes til beregning av \hat{d}_i^I er estimatet på importandelen i det året hvor prislagget er 1. Ved skifte av basisår er vi derfor nødt til å reestimere eller oppdatere denne. Ettersom reestimering ikke er mer komplisert enn det vi har gjort i kapittel 5, velger vi å benytte denne framgangsmåten. Dermed får vi også utnyttet informasjonen fra det siste året. Vi vil likevel velge å ta relasjonen som vi har endt opp med i tabell 5.1 for gitt. Gjennomgang av testskjemaet i figur 5.1, som kan medføre at vi skifter relasjon, sparker ut varer eller tar inn nye, vil bare bli foretatt forholdsvis sjelden.

Under reestimeringen må vi uttrykke alle tidsseriene i basisårets priser. Med det nåværende system hvor vi benytter fjoråret som basisår samtidig som vi får tall i faste priser først etter ytterligere ett år, vil en slik framgangsmåte ikke være mulig. Inntil videre må vi derfor benytte (V.2) og la modellen gå gjennom basisåret. Egentlig trenger vi prisutviklingen fra året før til basisåret også i denne formelen, men her vil vi kunne nøye oss med et rimelig anslag på samme måte som når modellen skal benyttes framover.

Teknisk dokumentasjon av importandelsmodellen.Endringer i prismodellen

I ligningene (4.2), (4.3), (4.4), (4.6) og (4.7) i Cappelen, Garaas og Longva (1981) erstattes leddene

$$(VI.1) (\Lambda_{rHij} BH_i + \Lambda_{rIij} ((BI_i - BH_i) HB_i + BH_i)) \text{ med}$$

med

$$(VI.2) \Lambda_{rij} [(1 - FI_{rij} DI_i) BH_i + FI_{rij} DI_i BI_i]$$

i = 13, 16, 17, 18, 26, 27, 28, 32, 33, 34, 37, 43, 45 i VARELISTE

j = PSEKTORLISTE, CAKTLISTE, JAKTLISTE

r = M, C, J

(VI.1) erstattes med

$$(VI.3) \Lambda_{rij} [(1 - FI_{rij} DIE_i) BH_i + FI_{rij} DIE_i BI_i]$$

i = VARELISTE ÷ 13, 16, 17, 18, 26, 27, 28, 32, 33, 34, 37, 43, 45

(VI.3) er prinsipielt den samme som (VI.1)

HB_i er omdøpt til DIE_i .

Sammenhengen mellom koeffisientene Λ_{rHij} , Λ_{rIij} , Λ_{rij} og FI_{rij} er som følger:

$$\Lambda_{rHij} = \Lambda_{rij} (1 - FI_{rij}), \Lambda_{rIij} = \Lambda_{rij} FI_{rij}$$

FI_{rij} het før M_{rij} og uttrykker importandelen i basisåret. (VI.1) er erstattet med (VI.3) da det er lettere å forstå innholdet i den siste.

I (VI.2) innfører vi en ny variabel DI_i som uttrykker importandelen i et vilkårlig år i forhold til importandelen i basisåret. D_i^I er gitt ved:

$$(VI.4) DI_i = DID_i \cdot DIE_i / \left\{ FI_i + (1 - FI_i) \left[\prod_{s=0}^2 \left(\frac{BH_{i,t-s}}{BI_{i,t-s}} \right)^{\theta_{Iis}} \right]^{-\sigma_{Ii}} \right\}$$

i = 13, 16, 17, 18, 26, 27, 28, 32, 33, 34, 37, 43, 45 i VARELISTE

DID_i er en korreksjonsfaktor som er beregnet slik at $DI_i = 1$ i basisåret

FI_i er gjennomsnittlig importandel i basisåret

σ_{Ii} er substitusjonelastisiteten

θ_{Iis} er lag-parametre som uttrykker den betydning årets, fjorårets og forfjors prisforhold har å si for årets kvantumssammensetning.

Importmodellen

(4.15) i Cappelen et.al. skrives på formen

$$(VI.5) \sum_{j=IAKTLISTE} \Lambda_{Iij} I_j - IA_i - DS_{Ii} = [\sum_{j=PSEKTORLISTE} (\Lambda_{Mij} FI_{Mij} M_j + \Lambda_{Fij} FI_{Fij} F_j) \\ + \sum_{i=CAKTLISTE} \Lambda_{Cij} FI_{Cij} (C_j - C_{Kj}) + \sum_{j=JAKTLISTE} \Lambda_{Jij} FI_{Jij} J_j] DI_i$$

$i = 13, 16, 17, 18, 26, 27, 28, 32, 33, 34, 37, 43, 45$ i VARELISTE

For $i = 68, 74, 81, 82, 84$ skrives (4.15) som (VI.5) bortsett fra at DI_i erstattes med DIE_i .

For presentasjonsformål har vi erstattet Λ_{Irij} med $\Lambda_{rij} FI_{rij}$. HB_i er erstattet med DI_i eller DIE_i . DS_{Bi} er omdøpt til DS_{Ii} . Utenom dette er importmodellen som før. Den eneste reelle forandringen er at DI_i er en endogen variabel mens HB_i var eksogen.

Bruk av eksogene styringsparametre

Korreksjonsfaktoren DIE_i settes lik 1 med mindre en ønsker å korrigere importandelene skjønnsmessig. For å komme tilbake til grunnversjonen av MODAG settes $\sigma_{Ii} = 0$ og $DID_i = 1$. Til vanlig benyttes de estimerte/beregnete verdier.

Oppdatering

FI_{rij} , FI_i , og DID_i er basisårsstørrelser og må således oppdateres ved skifte av basisår.

FI_{rij} oppdateres som M_{rij} før.

FI_i oppdateres ved følgende formel:

$$(VI.6) FI_i = \frac{\sum_j \Lambda_{Iij} I_j - IA_i - DS_{Ii}}{\sum_j \Lambda_{Iij} I_j + \sum_j \Lambda_{Xij} X_j - \sum_j \Lambda_{Aij} A_j - (DS_{Ii} + DS_{Hi})}$$

DID_i beregnes ved (VI.4) (med $DIE_i = 1$) slik at $DI_i = 1$ i basisåret.

Nye variable og koeffisienter

| Symbol | Betegnelse | Variabeltype | Liste | Merknad |
|----------------|--|--------------|--|--|
| DI_i | Importandel for vare i i forhold til importandelen i basisåret | Endogen | $i=13, 16, 17, 18, 26, 27, 28, 32, 33, 34, 37, 43, 45$ i VARELISTE | Antall: 13 |
| DIE_i | Eksogen importandelsendring, vare i | Eksogen | $i=VARELISTE$ | Antall: 26 Satt lik 1 hvis ikke noe annet er bestemt |
| σ_{Ii} | Gjennomsnittlig substitusjonselastisitet mellom import og bruk av innenlandsk produksjon av vare i | Eksogen | Som DI_i | Antall: 13 Estimert på grunnlag av tidsseriedata eller satt lik 0 |
| DID_i | Korreksjonsfaktor for importandelsendringen | Eksogen | Som DI_i | Antall: 13 Beregnet slik at $DI_i=1$ i basisåret eller satt lik 1 dersom σ_{Ii} er satt lik 0 |
| FI_{rij} | Importandel for vare i i aktivitet j i basisåret | Koeffisient | $i=VARELISTE$ $j=PSEKTORLISTE$ +CAKTLISTE +JAKTLISTE $r=M,E,F,C,J$ | Beregnet som import av vare i til aktivitet j i forhold til total bruk av vare i i aktivitet j i basisåret |
| FI_i | Gjennomsnittlig importandel for vare i i basisåret | Koeffisient | Som DI_i | Beregnet som total import av vare i i forhold til total innenlandsk anvendelse av vare i i basisåret |
| θ_{Iis} | Lag-parametre for importandelsendringer | Koeffisient | $i=som\ DI_i$ $s=0,1,2$ | Den "beste" lagstrukturen blant alternativene som ble benyttet under estimeringen av σ_{Ii} |

REFERANSER

- Berndt, E.R. og L.R. Christensen (1973): "The Internal Structure of Functional Relationships, Separability, Substitution and Aggregation". Review of Economic Studies 40 (1973), 403-410.
- Bjerkholt, O. og S. Longva (1980): "MODIS IV. A Model for Economic Analysis and National Planning". Samfunnsøkonomiske studier nr. 43. Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
- Cappelen, Å., E. Garaas og S. Longva (1981): "MODAG, en modell for makroøkonomiske analyser". Rapporter 81/30, Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
- Cappelen, Å. og S. Longva (1983a): "MODAG brukt til å analysere pris- og sysselsettingsvirkninger av inntektsoppgjør". Upublisert notat datert 28/9-1983. Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
- Cappelen, Å. og S. Longva (1983b): "MODAG A. En makroøkonomisk årsmodell for analyse og planlegging". Økonomiske analyser 83/2. Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
- Finansdepartementet (1977): Modellutvikling for makroøkonomisk planlegging. Modellutvalgets tilråding om arbeidsprogram for langtidsprogramperioden 1978-1981, datert 28. mars 1977. Planleggingsavdelingen, Finansdepartementet, Oslo.
- 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.
- Fuss, M.A. (1977): "Demand for energy in Canadian manufacturing". Journal of Economics 5 (1977), s. 89-116.
- Førsund, F. (1974): "Studies in the Neo-Classical Theory of Production". Memorandum fra Sosialøkonomisk Institutt, datert 4/2-1974. Universitetet i Oslo.
- Hendry, D.F. (1974): "Stochastic Specification in an Aggregate Demand Model of the United Kingdom". Econometrica 41 (1974).
- Johansen, K. (1980): "Nye estimeringsresultater for importpriselastisiteter". Upublisert notat. Økonomiavdelingen, Finansdepartementet, Oslo.
- Karlstad, S., J. Ouren og M. Reymert: "Dokumentasjon- og brukermanual for databanken med årlige nasjonalregnskapsdata i TROLL". Interne notater 82/37. Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
- Lunde, G. (1981): "Reestimering av parametrene i importandelsmodellen". Upublisert notat datert 30/9-1981. Økonomiavdelingen, Finansdepartementet, Oslo.
- Sargan, J.D. (1964): "Wages and Prices in the United Kingdom: A Study in Econometric Methodology", i Economic Analysis for National Economic Planning, P.E. Hart, G. Mills and J.K. Whitacker, eds. Butterworths Scientific Publications, London, 1964.
- Stølen, N.M. (1979): "Substitusjonsmuligheter mellom energivarer". Rapporter 79/11. Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
- Shepard, R.W. (1953): Cost and Production Functions. N.J. Princeton University Press, Princeton, 1953.
- Wilks, S.S. (1962): Mathematical Statistics. John Wiley & Sons, Inc., New York - London. 402-422.

Trykt 1983

- Nr. 83/1 Naturressurser 1982 Foreløpige nøkkeltall fra ressursregnskapene for energi, mineraler, skog, fisk og areal Sidetall 62 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1837-3
- 83/2 Totalregnskap for fiske- og fangstnæringen 1978 - 1981 Sidetall 39 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-1882-9
- 83/3 Therese Hunstad: Forbruk av fisk og fiskevarer i Norge 1979 En undersøkelse av fiskeforbruket i Norge i 1979 med bakgrunn i materialet fra momskompensasjonsordningen for fisk og fiskevarer Sidetall 25 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-1904-3
- 83/4 Atle Martinsen og Hogne Steinbakk: Planregnskap for Rogaland 1981 - 1992 Hovedresultater Sidetall 42 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-1902-7
- 83/5 Anne Mickelson og Hogne Steinbakk: Planregnskap for Akershus 1981 - 1992 Hovedresultater Sidetall 48 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1903-5
- 83/6 Asbjørn Aaheim: Norske olje- og gassreserver Nåverdiberegninger og inndeling i kostnadsklasser Sidetall 28 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-1911-6
- 83/7 Roar Bergan: Behandlingen av oljevirkksomheten i Byråets makroøkonomiske årsmodeller Sidetall 30 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-1918-3
- 83/8 Arbeid og helse 1982 Sidetall 101 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1927-2
- 83/9 Radio- og fjernsynsundersøkelsen Februar 1983 Sidetall 118 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1928-0
- 83/10 Petter Frenger: On the Use of Laspeyres and Paasche Indices in a Neoclassical Import Model Om bruken av Laspeyres og Paasche indekser i en neoklassisk importmodell Sidetall 49 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1931-0
- 83/11 Øystein Olsen: MODAG-RAPPORT Etterspørselsfunksjoner for arbeidskraft, energi og vareinnsats Sidetall 38 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-1935-3
- 83/12 Karl-Gerhard Hem: Energiundersøkelsen 1980 Sidetall 47 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-1949-3
- 83/13 Jan Byfuglien og Ole Ragnar Langen: Grunnkretser, tettsteder og menigheter Dokumentasjon 1980 Sidetall 57 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1952-3
- 83/14 Even Flaatten: Barnevernsklienter og sosial bakgrunn Sidetall 61 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1989-2
- 83/15 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene 1970 - 1983 Sidetall 77 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1961-2
- 83/16 Erik Biørn og Morten Jensen: Varige goder i et komplett system av konsumerter-spørselsfunksjoner - En modell estimert med norske kvartalsdata Sidetall 93 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1962-0
- 83/17 Ressursregnskap for fisk Sidetall 56 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1967-1
- 83/18 Jon Inge Lian: Fylkenes bruk av helseinstitusjoner Oversikt 1980 og forsøk på framskriving Sidetall 89 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1969-8
- 83/19 Redigert av Kjell Roland og Paal Sand: MODIS IV Dokumentasjonsnotat nr. 17 Endringer i utgave 80-1, 81-1 og 82-1 Sidetall 62 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1974-4
- 83/21 Arne S. Andersen og Rolf Aaberge: Analyse av ulikhet i fordelinger av levekår Sidetall 130 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1988-4
- 83/22 Asbjørn Aaheim: Kostnader ved ulike utbyggingsrekkefølger av vassdragsutbygginger En metodestudie Sidetall 27 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-1986-8
- 83/23 Vidar Otterstad og Hogne Steinbakk: Planrekneskap for Sør-Trøndelag 1981 - 1992 Hovedresultat Sidetall 43 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-1983-3
- 83/24 Otto Carlson: Pasientstatistikk 1981 Statistikk fra Det økonomiske og medisinske informasjonssystem Sidetall 70 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1991-4
- 83/25 Aktuelle skattetal 1983 Current Tax Data Sidetall 46 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-1990-6
- 83/26 Konsumprisindeksen Sidetall 57 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1998-1

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

Trykt 1983

- Nr. 83/27 Erik Biørn: Gross Capital, Net Capital, Capital Service Price, and Depreciation: A Framework for Empirical Analysis Sidetall 69 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1995-7
- 83/30 Erling Siring: To notater om sammenlikning av data fra Fruktbarhetsundersøkelsen 1977 med data fra registre Sidetall 40 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2006-8
- 83/31 Knut Fredrik Strøm: Varestrømmer i engros- og detaljhandel Sidetall 89
Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2008-4
- 83/32 Tor Skoglund og Knut Ø. Sørensen: Regionale strukturendringer belyst ved sysselsettingstall Sidetall 52 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2003-3
- 83/33 Nils Martin Stølen: Importandeler og relative priser En MODAG-rapport Sidetall 62
Pris kr 18,00 ISBN 82-537-2010-6
- 83/34 Totalregnskap for fiske- og fangstnæringen 1979 - 1982 Sidetall 39 Pris kr 12,00
ISBN 82-537-2013-0
- 83/35 Holdninger til norsk utviklingshjelp 1983 Sidetall 81 Pris kr 18,00
ISBN 82-537-2014-9



Pris kr 18,00

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

ISBN 82-537-2010-6
ISSN 0332-8422