

**RAPPORTER**

87/23

**PRISDANNELSE PÅ IMPORTVARER  
EN MODAG-RAPPORT**

AV  
NILS-HENRIK MØRCH VON DER FEHR

STATISTISK SENTRALBYRÅ  
CENTRAL BUREAU OF STATISTICS OF NORWAY

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 87/23

**PRISDANNELSE PÅ IMPORTVARER**  
**EN MODAG – RAPPORT**

AV

NILS-HENRIK MØRCH VON DER FEHR

STATISTISK SENTRALBYRÅ  
OSLO – KONGSVINGER 1987

ISBN 82-537-2569-8  
ISSN 0332-8422

**EMNEGRUPPE**

**59 Andre samfunnsøkonomiske emner**

**ANDRE EMNEORD**

**Importprisdannelse**

**Makroøkonomi**

**Metode**

## FORORD

I de makroøkonomiske modellene KVARTS og MODAG, har importprisene til nå vært forutsatt bare å avhenge av kostnads- og markedsforholdene i utlandet. Dette har lenge vært antatt å være et for snevert utgangspunkt for bestemmelse av importpriser og det har derfor vært arbeidet med også å trekke inn innenlandske forhold.

Denne rapporten er en del av dette arbeidet og presenterer en modell for norske importpriser estimert på årsdata. Modellen er anvendt på varer etter inndelingen i MODAG og de estimerte relasjonene er implementert i en versjon av denne modellen.

Statistisk Sentralbyrå, Oslo 23. desember 1987

Gisle Skancke



## INNHOOLD

	Side
1. Innledning .....	7
2. Andre bidrag på samme felt .....	9
2.1. G.E.J. Llewellyn og M.H. Pesaran .....	9
2.2. I.D. Bond .....	11
3. Teoretisk opplegg .....	13
3.1. Direkte import .....	14
3.2. Import via importør .....	17
3.3. Alternativ modell .....	20
3.4. Forventninger, informasjon og kontrakter .....	21
3.5. Aggregering over enkeltvarer .....	26
3.6. Modellen og dens egenskaper .....	28
4. Data .....	31
4.1. Valutakurser .....	32
4.2. Enhetsomkostninger i utlandet .....	34
4.3. Importpriser og hjemmepriser .....	36
4.4. Importandeler .....	37
4.5. Enhetsomkostninger i norsk produksjon .....	37
4.6. Prisstopp .....	38
5. Estimering og testing .....	39
5.1. Fremgangsmåte ved estimeringen .....	40
5.2. Utvalgte relasjoner .....	41
5.3. Inspeksjon av utvalgte relasjoner .....	45
5.4. Strukturcoeffisienter: Relasjonenes økonomiske egenskaper .....	51
6. Endogene importpriser i MODAG .....	56
6.1. Devaluering .....	57
6.2. Ekspansiv finanspolitikk .....	61
REFERANSER .....	63
Vedlegg A. Vareinndeling i MODAG .....	65
Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå etter 1. januar 1987 (RAPP) .....	67



## 1. INNLEDNING.\*

I Statistisk Sentralbyrås arbeid med kvartalsmodellen KVARTS og årsmodellen MODAG, har man ønsket å endogenisere importprisene, som til nå har vært eksogene i modellene. I tillegg, har man i arbeidet med konjunkturovervåkingen vært interessert i å kvantifisere inflasjonsvirkningene fra utlandet via importprisene.

Dette notatet er en del av dette arbeidet og presenterer en modell for norske importpriser, estimert på årsdata. Modellen er anvendt på varer etter vareinndelingen i MODAG (se vedlegg A), og de estimerte relasjonene er implementert i en versjon av denne modellen.

De mest interessante problemstillingene når det gjelder modellering av importpriser er hvilken vekt som skal tillegges henholdsvis innenlandske faktorer (hjemmepriser) og utenlandske faktorer (omkostninger i produksjonen, valutakurser), og hvorvidt prisligningene er homogene i disse faktorene. Resultatene tyder på at de utenlandske produsentenes omkostninger og de konkurrentpriser de møter på det norske markedet, betyr omtrent like mye for utviklingen i importprisene. Det er heller ikke mulig å forkaste en hypotese om at importprisene er homogene i disse faktorene.

Notatet innledes med en kort gjennomgang av to britiske bidrag på feltet. Selv om deres angrepsmåte er innbyrdes forskjellig, og for såvidt heller ikke lik den som anvendes i dette arbeidet, er våre resultater likevel temmelig like.

Beskrivelsen av vårt arbeid starter i kapittel 3 med en utledning av en teoretisk modell, basert på mikroadferden til utenlandske selgere under monopolistisk konkurranse. I kapittel 4 følger en gjennomgang av datamaterialet. Kapittel 5 omhandler estimering og en beskrivelse av resultatene. I kapittel 6 beskriver vi i korte trekk

---

\* Jeg har hatt stor nytte av å konsultere Ådne Cappelen, som har bidratt med ideer og kritisk veiledning.



prisdelen i MODAG og refererer resultatene fra to virkningskjøringer, hhv. devaluering og ekspansiv finanspolitikk.



Abstrahere, dividere  
referere, desavuere,  
okkupere, attakere,  
komprimere, abnormere,  
kreditere, renovere,  
computere, diskutere,  
delirere, adaptere,  
invertere, aggregere,  
differere, eksplodere,  
arrondere, sublimere,  
estimere, maltraktere,  
assortere, dekantere,  
alludere, abortere,  
komponere, resymere,  
harselere, deprimere,  
simulere, divergere,  
emigrere, inhalere,  
alarmere, konkludere,  
retardere, paginere,  
dekorere, sanksjonere,  
var det mere? -

P U B L I S E R E !

## 2. ANDRE BIDRAG PÅ SAMME FELT.

Vi vil i det følgende kort beskrive to engelske forsøk på å konstruere modeller for importprisdannelse.

### 2.1 G. E. J. Llewellyn og M. H. Pesaran.

I to artikler i Economic Journal, (se Llewellyn (1974) og Llewellyn og Pesaran (1976)) beskrives en modell for bestemmelsen av priser på importerte varer og tjenester til Storbritannia. Hensikten er å analysere effekten på importprisene av prisendringer i inn- og utland samt valutakursendringer.

Via en rekke ad hoc resonnementer ender man opp med følgende modell:

$$P = P_A^a P_B^{(1-a)} ER^{(1-a)} D^b e^{ct}$$

hvor

- P = importpris
- $P_A$  = innenlandsk prisnivå
- $P_B$  = utenlandsk prisnivå
- ER = valutakurs for pund sterling
- D = etterspørselsindikator
- t = tid.

Leddene utenlandsk og innenlandsk prisnivå begrunnes med at importprisen vil påvirkes dels av endringer i utenlandsk omkostningsnivå og dels av at utlendinger opptrer med monopolistisk prisadferd på det engelske marked. Det antas homogenitet av grad 1 i utenlandsk og innenlandsk prisnivå. Valutakursendringer virker på samme måte som differansen i inflasjonsrate innenlands og utenlands fordi det er likegyldig for de utenlandske selgerne om omkostningene stiger n% raskere i utlandet enn i Storbritannia eller om pundet depresierer med n% i forhold til utenlandsk valuta. Jo mer importprisen er bestemt av prisnivået i Storbritannia, jo mindre vil valutakursendringer påvirke importprisen målt i pund. Det argumenteres for at importprisene på primærvarer vil være høyere jo

høyere etterspørselen er. Som indikator for etterspørselen anvendes en industriproduksjonsindeks for hele OECD-området. Trendleddet er ment å representere tilbudssiden. Antagelsen er at økt tilbud virker til å redusere importprisen.

Den avhengige variabelen er Nasjonalregnskapsdeflatoren for totalimport av varer og tjenester. Med utlandet menes de 6 største landene i OECD utenom Storbritannia; USA, Canada, Frankrike, Vest-Tyskland, Italia og Japan. For indeksene for innenlandsk og utenlandsk prisnivå (price of value added) benyttes indikatorer for utviklingen i lønnskostnader pr. produsert enhet i industrien. Indeksen for utlandet er en veiet sum av indeksene for de enkelte land hvor vektene er bestemt utfra to forhold; de enkelte lands betydning for importprisen på råvarer antas å være proporsjonal med størrelsen på deres industrisektor, mens for importprisen på bearbeidede varer er betydningen proporsjonal med importandelen til Storbritannia. De samme vektene er brukt ved konstruksjon av valutakursen. For etterspørselsindikatoren brukes indeksen for samlet industriproduksjon i OECD-landene.

Ligningen ble estimert på loglineær form med P som lagget høyresidevariabel, på kvartalsvise data for perioden 1955 1 til 1973 1 med Cochrane-Orcutts iterative metode. Resultatet ble (t-verdier i parentes):

$$\begin{aligned} \ln P = & 0.26 \ln P_A + 0.42 \ln P_B + 0.41 \ln ER + 0.32 \ln P(-1) \\ & (3.11) \quad (2.85) \quad (7.04) \quad (3.61) \\ & + 0.20 \ln D - 0.0036 t + 0.12 \\ & (3.55) \quad (-4.33) \quad (4.40) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.992, \quad DW = 1.90$$

Det fremgår at de a priori antagelsene ble bekreftet (alle koeffisienter ble estimert fritt): Ligningene er homogene av grad 1 i prisnivå hjemme og ute. Effekten av valutakursendringer og inflasjon ute er like. En ser videre at endringer i innenlandsk prisnivå påvirker importprisen i noe mindre grad enn endringer i utenlandsk prisnivå. Valutakursendringer blir ikke veltet fullstendig over i importprisen; langtidskoeffisienten er  $0.41/(1-0.32) = 0.60$ . Gjennomsnittlig lag er  $0.32/(1-0.32) = 0.47$  kvartaler. Det betyr at

hovedtyngden av effekten på den avhengige variabelen kommer allerede i første kvartal.

## 2.2 I. D. Bond.

Bond (1981) presenterer en modell for priser på importerte bearbeidede varer (manufactured goods). Han er særlig interessert i tre forhold: Den relative betydningen av utenlandske og innenlandske priser for importprisene, lagfordeling og hvorvidt valutakursendringer virker annerledes enn endringer i innenlandske priser.

Bond bygger sin modell på et mikrofundament med bl.a. følgende antagelser:

- importøren er prisfast kvantumstilpasser og påvirker bare importprisen ved et prosentvis påslag,
- den utenlandske produsentens gjennomsnittspris til verden utenom Storbritannia reflekterer hans omkostninger og profittmargin.

Med disse antagelsene blir oppmerksomheten konsentrert om den utenlandske produsenten. Ved å se på hans gjennomsnittspris ellers i verden, blir det unødvendig å forklare hans generelle prisadferd; en kan nøye seg med å se på i hvilken grad han prisdiskriminerer mellom Storbritannia og resten av verden. Med utlandet som utkikksted blir det naturlig å se på priser i utenlandsk valuta (her er valgt dollar) korrigert for tolltariffer etc. (Derfor blir Bonds hypotese at endringer i valutakurs påvirker importprisen på samme måte som endringer i innenlandsk prisnivå, mens Llewellyns, som så på importprisen i pund, var at valutakursendringer virket på samme måte som endringer utenlandsk prisnivå.)

Bond forsøker en rekke modeller og forskjellige indikatorer. Han rapporterer mislykkede forsøk med loglineære modeller og valget har derfor falt på modeller av typen "flexible partial adjustment", dvs. modeller som generelt har formen:

$$\Delta A = \alpha \Delta B_0 - \beta_0 A_{-1} + \beta_1 B_{-1},$$

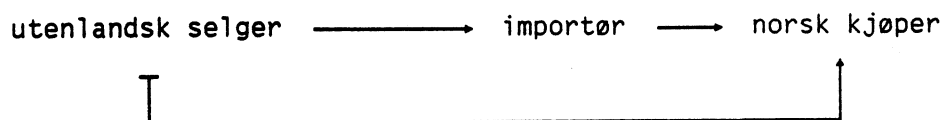
hvor A er en avhengig variabel,  $\alpha$  representerer korttidseffekten og  $\beta_1/\beta_0$  likevektseffekten av den uavhengige variabelen B.  $\beta_0$  er tilpasningshastigheten til likevekt.

For importprisen benyttes en ikke sesongjustert enhetsverdiindeks med 1975-importvekter. Innenlandsprisene er Central Statistical Office sin "wholesale selling price indices for manufacturing output". Dette er en enhetsverdiindeks med 1975-vekter. For utenlandske priser er dels anvendt FN's kvartalsserie for eksport av bearbeidede varer "of developed areas to developed and developing areas", og dels en sammenveiet serie av eksportpriser fra Storbritannias hovedsamhandelsland, hvor vektene er importandeler til Storbritannia. Estimeringsperioden er 1963 til 1978.

Hovedresultatene er at hjemmeprisene har betydning for importprisene og at vekten er ca. 40% (dvs omtrent som Llewellyn). Vekten er større for ferdigvarer enn for mindre bearbeidede varer. Uten at det er mulig å trekke bastante konklusjoner, tyder tallene på at hjemmeprisenes betydning har økt mot slutten av estimeringsperioden. Kortidseffekten av valutakursendringer og hjemmeprisendringer er forskjellige mens langtidseffekten er lik.

### 3. TEORETISK OPPLEGG.

Det importeres en vare fra en utenlandsk produsent/selger til norske kjøpere, eventuelt via importør i Norge. Et forenklet bilde av handelsruten ser slik ut (to tilfeller):



Det som skiller handelsruten for importvarer fra handelsruten for norske varer, og som dermed kan ha betydning for prisdannelsen, er at importvaren kan passere gjennom et ekstra ledd - importør (i tillegg til grossistleddet i alminnelighet). En kan altså skille mellom to priser: Pris på varen levert importør - importpris (cif) betegnet  $p$ , og pris på varen levert fra importøren til det norske marked, dvs. egentlig etterspørre (grossist, detaljist el.lign.), her kalt markedspris betegnet  $np$ . Sammenhengen mellom prisene er

$$(3.1) \quad np = k(\cdot) \cdot p$$

hvor  $k(\cdot)$  = importørens påslagsfaktor.

Det er importprisen som skal forklares i dette notatet. Som vi senere kommer tilbake til, kan det imidlertid også være nødvendig å ha en oppfatning om markedsprisen når importprisdannelsen skal analyseres.

Vi vil i de første avsnittene anta at aktørene har full informasjon om alle relevante forhold i de markedene hvor de opererer. Vi forutsetter at dette også gjelder fremtiden og at de tilpasser seg rasjonelt til de endringer som måtte oppstå. Tilpasningen antas å være momentan.

#### 3.1 Direkte import.

Vi ser i første omgang bort fra importørleddet. Begrunnelsen for at det er en rimelig tilnærming, kan være direkte import, eller at importørleddet bare påvirker markedsprisen ved et fast, prosentvis

påslag på importpris, slik at innenlandsk markedspris bestemmes av utenlandsk selger. Påslagsfaktoren i (3.1) kan isåfall oppfattes som en konstant, og det er likegyldig om en fokuserer på importprisen eller markedsprisen.

Den utenlandske selger/produsent antas å opptre som prisdiskriminerende monopolist på de to markedene Norge (N) og verdensmarkedet (V). På hvert marked antas etterspørselen å avhenge negativt av produktprisen og positivt av prisen på konkurrerende varer:

$$x_V = f_V(p_V, p^V), \quad f_{V1} < 0, f_{V2} > 0.$$

$$x_N = f_N(p_N, p^N), \quad f_{N1} < 0, f_{N2} > 0.$$

hvor  $x_i$  = omsatt volum på marked  $i$ ,  $i=N, V$ .  
 $p_i$  = produktpris marked  $i$  målt i markedets valuta,  
 $i=N, V$ .  
 $p^i$  = konkurransepris marked  $i$  målt i markedets  
 valuta,  $i=N, V$ .

Med de forutsetninger som er gjort om funksjonsformene, kan dette alternativt formuleres som:

$$p_V = F_V(x_V, p^V), \quad F_{V1} < 0, F_{V2} > 0.$$

$$p_N = F_N(x_N, p^N), \quad F_{N1} < 0, F_{N2} > 0.$$

Den pris den utenlandske selgeren oppnår for varen på hhv. verdensmarkedet og det norske marked, vil altså være lavere jo større det omsatte volum er, og jo lavere konkurrentenes priser er.

Den utenlandske selgeren antas å opptre som profittmaksimerer:

$$\max_{x_V, x_N} \pi(x_V, x_N) = p_V \cdot v_S^V \cdot x_V + p_N \cdot v_S^N \cdot x_N - c(x_V + x_N)$$

hvor  $v_S^i$  = kursen på valuta  $i$ , målt i den utenlandske selgerens lokale valuta (slik at  $\pi$  og  $c$  er

målt i selgerens valuta),  $i=N,V$ .  
 $c(\cdot)$  = variable omkostninger.

Førsteordensbetingelser for maksimum blir:

$$\frac{d\pi}{dx_V} = p_V \cdot v_S^V + x_V \cdot \frac{dp_V}{dx_V} \cdot v_S^V - c_x = 0.$$

$$\frac{d\pi}{dx_N} = p_N \cdot v_S^N + x_N \cdot \frac{dp_N}{dx_N} \cdot v_S^N - c_x = 0.$$

som kan omformes til:

$$p_V \cdot v_S^V = [1 + (El(x_V; p_V))^{-1}]^{-1} \cdot c_x$$

$$(3.2) \quad p_N \cdot v_S^N = [1 + (El(x_N; p_N))^{-1}]^{-1} \cdot c_x$$

Det fremgår at prisen i de to markedene vil avhenge av priselastisitetene i hvert av markedene samt marginalomkostningen i produksjonen. Det blir, på grunn av sistnevnte effekt, en forbindelse mellom de to markedene slik at prisen i hvert av markedene vil avhenge gjensidig av forholdene i det andre markedet. Gjør en imidlertid en forutsetning om konstant marginalomkostning i produksjonen, brytes denne forbindelsen, og en får:

$$p_N \cdot v_S^N = [1 + (El(x_N; p_N))^{-1}]^{-1} \cdot c$$

eller

$$(3.3) \quad p = [1 + (El(x; p))^{-1}]^{-1} \cdot c \cdot v = m \cdot c \cdot v, \quad m \equiv [1 + (El(x; p))^{-1}]^{-1}$$

hvor  $p$  = importprisen, målt i norske kroner.  
 $x$  = importvolum.  
 $c$  = enhetsomkostning i produksjonen, målt i utenlandsk valuta.  
 $v$  = kurs på selgerens valuta, målt i norske kroner.  
 $m$  = påslagsfaktor eller "mark-up"-faktor.

I tilfellet med konstant marginalomkostning blir altså importprisen bestemt som en mark-up på enhetsomkostningen i produksjonen, og denne



mark-up-faktoren avhenger igjen av priselastisiteten, eller mer generelt, prisen på importvaren og prisen på konkurrerende varer.

Vi antar videre at etterspørselen etter importvaren på det norske marked er en funksjon bare av det relative forholdet mellom importprisen og konkurrentprisen. (Det betyr at vi ser bort fra at etterspørselen kan variere mellom import og hjemmeproduksjon f.eks. på grunn av forskjellige inntektselastisiteter.):

$$x = f\left(\frac{P_N}{p}\right) = f(q), \quad q \equiv \frac{P_N}{p}$$

$$El(x;p) = -f'\left(\frac{P_N}{p}\right) \cdot \left[f\left(\frac{P_N}{p}\right)\right]^{-1} \cdot \left(\frac{P_N}{p}\right) = -\frac{f'}{f} q = g(q)$$

Det følger da at etterspørselsetelastisiteten, og dermed mark-up-faktoren, også er en funksjon av dette prisforholdet. Videre er den deriverte av etterspørselsetelastisiteten, og dermed av mark-up-faktoren, positiv mhp. den relative prisen:

$$(3.4) \quad \frac{dEl(x;p)}{dq} = -\frac{f[f''q+f'] - f'^2q}{f^2} = \frac{1}{q} \left[\frac{f'}{f} q\right] \left[\frac{f'}{f} q - 1\right] - \frac{f''}{f} q$$

$$(3.5) \quad \frac{dm}{dq} = [1 + (El(x;p))^{-1}]^{-2} \cdot (El(x;p))^{-2} \cdot \frac{dEl(x;p)}{dq}$$

Fra (3.3) følger det at for at mark-up-faktoren skal være positiv, må elastisiteten være større enn 1 i tallverdi. Dermed vil begge hakeparentesene på høyre side av (3.4) være positive. Fra 2. ordensbetingelsen for profittmaksimum følger det at  $f''$  er negativ. Hele uttrykket blir derfor positivt. Videre ser en at fortegnet på den deriverte av mark-up-faktoren er det samme som fortegnet på den deriverte av elastisiteten.

Ved å omskrive (3.5), får en

$$\frac{dm}{dq} = (1 + g(q))^{-2} \cdot \frac{dg}{dq}$$

Mark-up-faktoren vil med andre ord være mindre følsom for endringer i det relative prisforholdet jo mer elastisk etterspørselen er.

Ved å tilnærme mark-up-funksjonen med en potensfunksjon slik at mark-

up-faktorens elastisitet med hensyn på forholdet mellom importpris og konkurransepris er konstant, får man:

$$(3.6) \quad p = m\left(\frac{p_N}{p}\right) \cdot c \cdot v = A\left(\frac{p_N}{p}\right)^\alpha \cdot c \cdot v$$

Vi vil holde muligheten åpen for at det kan ha forekommet endringer i mark-up-faktoren over tid. Det kan begrunnes med at priselastisiteten har endret seg f.eks. fordi det har kommet flere konkurrenter i markedet (dvs. høyere priselastisitet) eller fordi produktdifferensieringen har økt (lavere priselastisitet). Vi modellerer dette ved å la  $A$  være en funksjon av tiden:

$$A = A(t) = \bar{A} \cdot e^{\varphi t}$$

Under de innledende estimeringene forsøkte vi med en 2. gradsfunksjon i  $t$ . Dette bedret føyningen, men de estimerte resultatene ga relasjonene urimelige egenskaper utenfor sampelet, og ble derfor droppet.

Løser (3.6) og får:

$$\begin{aligned} p &= A \left(1 - \frac{\alpha}{1+\alpha}\right) \cdot \frac{\alpha}{p_N^{1+\alpha}} \cdot c \left(1 - \frac{\alpha}{1+\alpha}\right) \cdot v \left(1 - \frac{\alpha}{1+\alpha}\right) \\ &= B \cdot p_N^a \cdot c^{1-a} \cdot v^{1-a}, \quad a \equiv \frac{\alpha}{1+\alpha} \end{aligned}$$

Importprisen avhenger altså av konkurranseprisen, enhetsomkostningen og valutakurs. Elastisiteten med hensyn på enhetsomkostningen og valutakursen er lik, og importprisen er homogen av grad 1 i konkurrentpriser og enhetsomkostning (evt. valutakurs).

### 3.2 Import via importør

Det ble i foregående avsnitt sett bort fra et evt. importørledd. Det ble begrunnet med at importøren bare påvirker importprisen med et fast påslag på importprisen, eller at det er direkteimport. Går imidlertid importen via importør, og denne opptre med monopolistisk prisadferd på det norske markedet, vil dette ha innflydelse også på importprisdannelsen. Vi vil i det følgende vise at en likevel, ved å

pålegge ytterligere forutsetninger, kan komme frem til samme modell som i forrige kapittel.

Situasjonen med en utenlandsk selger på den ene siden og en norsk importør på den andre, er et eksempel på markedsformen bilateralt monopol. Dette er en markedsform som under generelle forutsetninger ikke har entydig løsning (se Gravelle og Rees (1981)). For å avgrense settet av mulige løsninger er det derfor nødvendig å pålegge relativt rigorøse antagelser.

Som nevnt forutsettes nå importøren å opptre som profittmaksimerende monopolist. Hvis en videre antar at utgifter til kjøp av importvaren er importørens eneste variable omkostning, og en ser bort fra evt. faste omkostninger, er importørens overskudd i utenlandsk valuta bestemt ved:

$$\pi^I = np(x) \cdot x - p \cdot x.$$

Den utenlandske selgerens overskudd er, under forutsetning av konstant marginalomkostning, lik:

$$\pi^U = \frac{1}{v} \cdot p \cdot x - c \cdot x.$$

Det spesielle med markedsformen bilateralt monopol i forhold til f.eks. monopol og monopsoni, er at siden ingen av partene vil oppfatte importprisen som en parameter, eksisterer det ingen entydig sammenheng mellom omsatt volum og pris. Disse må derfor hver for seg, fastlegges av kjøper og selger ved forhandlinger.

Vi vil anta at siden begge parter ønsker å maksimere sin profitt, vil løsningen for hhv. importpris og importvolum maksimere den totale profitten, dvs. summen av overskuddene (her målt i norske kroner). Hvis så ikke var tilfelle kunne jo handelen gjøres om, slik at minst en av handelspartnerene fikk større overskudd. En har nå at

$$\begin{aligned} \pi^I + v \cdot \pi^U &= np(x) \cdot x - p \cdot x + p \cdot x - v \cdot c \cdot x \\ &= np(x) \cdot x - v \cdot c \cdot x. \end{aligned}$$

Det fremgår at løsningen for maksimalt overskudd er uavhengig av importprisen og bare avhenger av omsatt volum av importvaren. Importprisen påvirker altså ikke den samlede profitten, men avgjør fordelingen av den mellom importøren og den utenlandske selgeren.

Nødvendig betingelse for maksimum av det totale overskuddet er:

$$\frac{d(\pi^I + v \cdot \pi^U)}{dx} = np' \cdot x + np - v \cdot c = 0.$$

Ved å gjøre samme forutsetninger om formen på etterspørselsfunksjonen som i forrige kapittel, får en videre:

$$\begin{aligned} np &= [1 + (El(x; np))^{-1}]^{-1} \cdot v \cdot c \\ &= m \left( \frac{p_N}{np} \right) \cdot v \cdot c \\ &= A \left( \frac{p_N}{np} \right)^\alpha \cdot v \cdot c \\ &= A \frac{1}{1+\alpha} \cdot p_N \frac{\alpha}{1+\alpha} \cdot (v \cdot c) \left( 1 - \frac{\alpha}{1+\alpha} \right) \\ &= B \cdot p_N^a \cdot (v \cdot c)^{1-a} \end{aligned}$$

Omsatt volum av importvaren, og dermed markedsprisen  $np$ , kan altså med de forutsetninger som er gjort, bestemmes entydig. Importprisen er derimot ubestemt. De eneste bindende skrankene det i utgangspunktet er rimelig å pålegge, er at begge handelspartnerene skal ha positivt overskudd:

$$\pi^I = np \cdot x - p \cdot x = (np - p) \cdot x \geq 0.$$

$$\pi^U = \frac{1}{v} \cdot p \cdot x - c \cdot x = \frac{1}{v} \cdot (p - v \cdot c) \cdot x \geq 0.$$

Det gir:

$$v \cdot c \leq p \leq np.$$

Importprisen er altså bestemt ved

$$p = np^{\beta} \cdot (v \cdot c)^{1-\beta}, \quad 0 \leq \beta \leq 1.$$

Hvis en nå forutsetter at fordelingsnøkkelen  $\beta$  er konstant over tid, får en ved innsetting:

$$\begin{aligned} p &= B^{\beta} \cdot p_N^{a\beta} \cdot (v \cdot c)^{\beta - a\beta + 1 - \beta} \\ &= K \cdot p_N^{a\beta} \cdot (v \cdot c)^{1 - a\beta} \\ &= K \cdot p_N^b \cdot c^{1-b} \cdot v^{1-b}. \end{aligned}$$

Det fremgår at dette er en tilsvarende modell som den som ble utledet i forrige kapittel, da under forutsetning av å se bort fra importørleddet. Ved å pålegge ytterligere antagelser, er det altså mulig å sannsynliggjøre at modellen kan brukes også når en tar i betraktning at importøren er et ekstra mellomledd, som kommer i tillegg til de mellomledd norske varer må passere gjennom, og at importøren opptrer med monopolistisk prisadferd.

Når det er sagt, er det viktig å være klar over at eksistensen av et importørledd og det motsetningsforhold som finnes mellom den utenlandske selgeren og importøren om fordeling av overskudd og tap kan være en viktig kilde til asymmetri og ustabilitet over tid i relasjonene. Behandlingen av slike problemer i teoretisk og ikke minst i empirisk, økonomisk forskning gir imidlertid ikke entydige løsninger eller modeller og vi har heller ikke forsøkt å analysere disse forholdene nærmere.

### 3.3 Alternativ modell.

I avsnitt 3.1. antok vi, for å bli kvitt reperkusjoner fra verdensmarkedet, at marginalomkostningen i produksjonen er konstant og lik gjennomsnittsomkostningen. For bearbeidede varer mener vi at dette er en forenkling som kan forsvares, men den er antagelig mer tvilsom for mindre bearbeidede varer, f.eks. råvarer.

Gjør en imidlertid en antagelse om frikonkurransen på verdensmarkedet (eventuelt at påslagsfaktoren er konstant) kan prisen på verdensmarkedet brukes som indikator for marginalomkostningen. Innsatt i (3.2) gir det:

$$p_N \cdot v_S^N = [1 + (E1(x_N; p_N))^{-1}]^{-1} \cdot \frac{1}{K} \cdot p_V \cdot v_S^V$$

hvor  $K$  = påslagsfaktoren på verdensmarkedet (= 1 ved frikonkurransen).

Med notasjonen i (3.3) får en da:

$$p = \frac{1}{K} [1 + (E1(x; p))^{-1}]^{-1} \cdot p_V \cdot v$$

hvor  $p_V$  = verdensmarkedspris målt i "verdensmarkedsvaluta".

Verdensmarkedsprisen overtar altså omkostningenes rolle. Til tross for forutsetningen om frikonkurransen (eller konstant påslagsfaktor) på verdensmarkedet, holder vi muligheten åpen for en fallende etterspørselskurve på det norske marked og prisdiskriminering i forhold til verdensmarkedet. Dette må isåfall begrunnes med spesielle transportomkostninger til Norge (f.eks. på grunn av vår perifere, geografiske beliggenhet), eller spesielle norske markedsreguleringer som gjør at indifferensen lov ikke gjelder.

### 3.4 Forventninger, informasjon og kontrakter.

Det ble i de foregående kapitler forutsatt full informasjon, rasjonelle forventninger og momentan tilpasning. Dette er åpenbart meget strenge forutsetninger og det er nødvendig å se på konsekvensene av å lette på dem.

Et første moment er den konservatisme i prisadferd som følger av ønsket om å unngå stadige prisendringer. Prisendringer er beheftet med omkostninger både av rent teknisk art (rettelser av prislister o.l.) og i form av belastninger i kundeforhold. Dette trekker i retning av at mindre endringer i kostnads- eller markedsforhold som ventes å være av forbigående karakter, ikke slår ut i prisendringer, og at prisendringene vil være forskutt, i den forstand at selgeren "samler opp" mindre endringer, og bare forandrer prisen når den oppsamlede mengde er tilstrekkelig stor.

Dette innebærer at forventningene har betydning. Som en følge av omkostningene ved prisendringer vil bare valutakursbevegelser,

kostnadsendringer eller prisendringer på konkurrentvarer som forventes å være varige, bli tatt hensyn til. Det betyr også at en kan få importprisendringer initiert, ikke av faktiske, men av forventede endringer i eksogene forhold. Resultatet er at det ikke blir synkronisering av importprisendringene og det som forårsaket disse, eller hvis forventningene var gale; til bevegelser i importprisen uten synlige årsaker.

Når det gjelder endringer i importprisen som følge av valutakursbevegelser, vil oppgjørsv valuta for importen kunne ha betydning. Hvis oppgjørsv valutaen er norske kroner, dvs. at importprisen er fastsatt i norske kroner, vil valutakursbevegelser ikke påvirke importprisen målt i norske kroner direkte. Bare kursendringer som forventes å være varige vil evt. føre til at importprisen reforhandles. Er derimot oppgjørsv valutaen en annen enn norske kroner, vil det motsatte være tilfelle. Kortsiktige bevegelser vil slå direkte ut i importprisen, mens bare forventet varige kursendringer vil motvirkes ved justering av importprisen målt i utenlandsk valuta.

Tilgangen på informasjon vil være avgjørende for hvor raskt importprisen forandres som følge av endringer i eksogene forhold. Dette er av særlig betydning hvis varens markedspris bestemmes utifra markedsforhold og konkurrentvarenes pris. Importøren, evt. den utenlandske selger, vil åpenbart ikke ha evne til å følge med i alle de endringer som forekommer i markedet. Det vil kunne ta tid før endringene blir så tydelige at selgeren oppfatter signalene. Dette medfører at det vil være avstand i tid mellom markedsendringer og importprisendringene. Dette er et argument for at valutakursendringer og omkostningsendringer slår raskere ut i importprisen enn prisen på konkurrentvarer fordi de førstnevnte er lettere observerbare for prissetterne. En skulle isåfall observere forskjellige lagfordelinger for disse variabelene.

I avsnitt 3.2. ble det forutsatt at importprisen ble bestemt ved forhandlinger mellom utenlandsk selger og importør. I den grad slike forhandlinger bare forekommer med jevne mellomrom, og prisfastsettelsen gjelder for lengere kontraksperioder, vil dette gi ytterligere tidsavstand mellom de forhold som initierer importprisendringer og selve prisendringene.

### 3.4.1 Omkostninger ved prisendringer.

Vi vil i dette kapittelet modifisere modellen slik at vi får tatt hensyn til at det kan forekomme omkostninger ved å endre importprisen.

Det er vanlig å innføre en slik partial-adjustment-mekanisme ved en to-trinns metode. (Se f.eks. Nickell (1985) og Pagan (1985).) Først finner en "optimal pris" ved f.eks. profittmaksimering, uten å ta hensyn til tilpasningsomkostningene. Deretter minimeres en omkostningsfunksjon, hvori inngår et ledd som tar hensyn til avvik fra den "optimale pris" og et ledd som tar hensyn til omkostningene ved prisendringen. Ved siden av at dette ikke nødvendigvis er noen god beskrivelse av hvordan tilpasningen faktisk foregår, er det heller ikke åpenbart at resultatet blir det samme som ved en en-trinns tilpasning. Vi vil derfor benytte sistnevnte metode.

En mulig ytterligere utvidelse ville være å dynamisere modellen ved å la maksimanden være et neddiskontert profittuttrykk for fremtidige perioder. Da periodelengden her er ett år, mener vi det kan forsvares at beslutningshorisonten for prissetting er en periode, og vi vil derfor ikke utvide modellen ytterligere.

Vi reformulerer modellen slik at omkostningene ved prisendring inngår eksplisitt i profittuttrykket. Ved å beholde forutsetningen om konstant gjennomsnittsomkostning er det unødvendig å trekke inn den utenlandske selgerens adferd på andre markeder. Problemet blir da (profitten er her målt i norske kroner):

$$\max \pi = p(x) \cdot x - v \cdot c \cdot x - b' \cdot [\Delta \ln p - \alpha]^2.$$

hvor  $b' \cdot [\Delta \ln p - \alpha]^2$  angir at det koster noe å foreta prisendringer som avviker fra en "normal" prisstigningstakt  $\alpha$ . Fordi leddet er kvadratisk får en at avvik behandles symmetrisk; det koster like mye enten en er over eller under normalprisstigningstakten. Førsteordensbetingelsen er

$$\frac{d\pi}{dx} = \left( \frac{dp}{dx} \cdot x + p \right) - v \cdot c - b[\Delta \ln p - \alpha] \cdot \frac{1}{p} \cdot \frac{dp}{dx} = 0$$

Det gir



$$p \left\{ 1 + \frac{dp}{dx} \cdot \frac{x}{p} - b[\Delta \ln p - \alpha] \cdot \frac{1}{p \cdot x} \cdot \frac{dp}{dx} \cdot \frac{x}{p} \right\} = v \cdot c$$

$$p = \frac{1}{1 + \frac{1}{E\Gamma(x;p)} \left\{ 1 - b \left[ \ln \left( \frac{p}{p-1} \right) - \alpha \right] \cdot \frac{1}{p(x) \cdot x} \right\}} \cdot v \cdot c$$

$$= m \left( \frac{p_N}{p}, \frac{p}{p-1} \right) \cdot v \cdot c, \quad \text{når } x = f \left( \frac{p_N}{p} \right).$$

Har nå at

$$\begin{aligned} \frac{dm}{d\left(\frac{p_N}{p}\right)} &= \frac{m^2}{p \cdot x \cdot |E\Gamma(x;p)|} \left\{ \frac{1}{|E\Gamma(x;p)|} \cdot \frac{dE\Gamma(x;p)}{d\left(\frac{p_N}{p}\right)} \cdot [px - b(\Delta \ln p - \alpha)] \right. \\ &\quad \left. + \frac{b}{x} \cdot [\Delta \ln p - \alpha] [E\Gamma(x;p) + 1] \cdot \frac{dx}{d\left(\frac{p_N}{p}\right)} \right\} > 0 \end{aligned}$$

$$\frac{dm}{d\left(\frac{p}{p-1}\right)} = m^2 \cdot \frac{1}{E\Gamma(x;p)} \cdot \frac{b}{p \cdot x} \cdot \frac{1}{\left(\frac{p}{p-1}\right)} < 0$$

Det følger av de forutsetningene som er gjort, at den deriverte av mark-up-funksjonen mhp. prisforholdet mellom importprisen i inneværende og i forrige periode er negativ. Når det gjelder den deriverte mhp. forholdet mellom importprisen og prisen på konkurrentvarene, er forholdet mer komplisert. Det første leddet i hakeparentesen angir virkningen via skiftet i etterspørselsfunksjonen, og er positivt. Det andre leddet gir uttrykk for virkningen av tilpasningsomkostningene og kan være positivt eller negativt, men er i alle fall, sannsynligvis, lite. Under forutsetning av at det første leddet dominerer blir derfor hele uttrykket positivt. Vi tilnærmer mark-up-funksjonen med en potensfunksjon slik at:

$$p = m \left( \frac{p_N}{p}, \frac{p}{p-1} \right) \cdot v \cdot c$$

$$\Rightarrow p = A \cdot \left( \frac{p_N}{p} \right)^\beta \cdot \left( \frac{p-1}{p} \right)^\gamma \cdot v \cdot c.$$

$$= B \cdot p_N^{\frac{\beta}{1+\beta}} \cdot \left( \frac{p-1}{p} \right)^{\frac{\gamma}{1+\beta}} \cdot (v \cdot c)^{1 - \frac{\beta}{1+\beta}}$$

$$\begin{aligned}
 &= B \cdot p_N^a \cdot (v \cdot c)^{1-a} \cdot \left(\frac{p-1}{p}\right)^b \\
 \Rightarrow \quad p &= K \cdot p_N^{\frac{a}{1+b}} \cdot (v \cdot c)^{\frac{1-a}{1+b}} \cdot p_{-1}^{1 - \frac{1}{1+b}} \\
 &= K \cdot p_N^{a\lambda} \cdot c^{(1-a)\lambda} \cdot v^{(1-a)\lambda} \cdot p_{-1}^{1-\lambda}
 \end{aligned}$$

Momentanelastisitetene reduseres altså med faktoren  $\lambda$ . På lang sikt opprettholdes imidlertid de tidligere nevnte egenskaper (spesielt homogeniteten).

### 3.4.2 Forventninger.

Alle de størrelser som inngår til bestemmelse av importprisene kan oppfattes som forventede. Dette gjelder både norske hjemmepriser, omkostninger i utlandet og valutakurser. For å gjøre modellen operasjonell må derfor forventningsdannelsen modelleres.

Vi vil imidlertid omgå dette problemet ved å anta at planleggingshorisonten er kortere enn periodelengden for de data modellen skal estimeres på. I og med at modellen skal estimeres på årsdata, mener vi at denne antagelsen kan forsvares.

Konklusjonen blir altså at forventningsverdien for variablene settes lik de realiserte verdier.

### 3.4.3 Valutakursendringer.

Vi har antatt at tilpasningen til ønsket pris skjer via en partial-adjustment mekanisme med geometrisk avtagende vekter. Dette kan være en rimelig antagelse for tilpasning til endrede omkostninger og priser på konkurrentvarer. Valutakursbevegelser kan derimot gi andre typer utslag i importprisen. Hvis en importkontrakt er oppgjort i utenlandsk valuta vil valutakursendringer slå direkte ut i importprisen. En kan derfor få elastisiteter med hensyn på valutakursen nær 1 på kort sikt og lavere langtidselastisitet enn momentanelastisitet, såkalt "over-shooting". For å ta hensyn til denne effekten innfører vi et nytt ledd:

$$p = K \cdot p_N^{\lambda a} \cdot c^{\lambda(1-a)} \cdot v^{\lambda(1-a)} \cdot \left(\frac{v'}{v-1}\right)^{\sigma} \cdot p_{-1}^{1-\lambda}$$

hvor  $v'$  = kursen på oppgjørsv valutaen (som ikke behøver å være den samme som eksportlandets valuta), målt i norske kroner.

Her vil en altså få over-shooting i forhold til langtidsløsningen hvis  $\sigma > 0$ . På lang sikt blir imidlertid virkningen på importprisen av en valutakursendring den samme som ved en endring i enhetsomkostningen i utlandet. Størrelsen på  $\sigma$  vil anhenge av oppgjørsv valuta og kontraktstidens lengde:

- $\sigma = 0$  hvis kontraktstiden er kort eller oppgjørsv valutaen er norske kroner,
- $\sigma + \lambda(1-a) \leq 1$  hvis oppgjørsv valutaen er den samme som eksportlandets valuta, og
- $\sigma \leq 1$  hvis oppgjørsv valutaen er en annen enn eksportlandets valuta.

### 3.5 Aggregering over enkeltvarer.

Aggregerer en nå over alle mikroimportvarene, får man en modell for aggregert importpris. Det tilsvarer å summere alle mikroetterspørselsfunksjonene som de utenlandske produsentene står overfor. Modellen for aggregert importpris blir (alle aggregerte størrelser blir geometriske gjennomsnitt):

$$P = K \cdot p_N^{\lambda a} \cdot c^{\lambda(1-a)} \cdot v^{\lambda(1-a)} \cdot \left(\frac{v'}{v-1}\right)^{\sigma} \cdot p_{-1}^{(1-\lambda)}$$

$$\text{hvor } \ln P \stackrel{\text{def}}{=} \sum_i \beta_i \ln p_i$$

$$\ln C \stackrel{\text{def}}{=} \sum_i \beta_i \frac{\lambda_i(1-a_i)}{\lambda(1-a)} \ln \left( c_i \cdot \left(\frac{v_i}{v}\right)^* \right)$$

$$\ln V \stackrel{\text{def}}{=} \sum_i \beta_i \frac{\lambda_i(1-a_i)}{\lambda(1-a)} \ln v_i$$

$$\ln V' \stackrel{\text{def}}{=} \sum_i \beta_i \frac{\sigma_i}{\sigma} \ln v'_i$$

$$\begin{aligned} \ln P_N &\stackrel{\text{def}}{=} \sum_i \beta_i \frac{\lambda_i a_i}{\lambda a} \ln p_{Ni} = \sum_i \beta_i \frac{\lambda_i a_i}{\lambda a} \sum_j \delta_{ij} \ln p_j \\ &= \sum_j \left( \sum_i \beta_i \frac{\lambda_i a_i}{\lambda a} \delta_{ij} \right) \ln p_j \end{aligned}$$

$$\sum_i \beta_i = 1$$

$$\sum_j \delta_{ij} = 1$$

$$\sum_j \left( \sum_i \beta_i \lambda_i a_i \delta_{ij} \right) = \sum_i \beta_i \lambda_i a_i \left( \sum_j \delta_{ij} \right) = \sum_i \beta_i \lambda_i a_i \stackrel{\text{def}}{=} \lambda a$$

$$\sum_i \beta_i (1 - \lambda_i) \stackrel{\text{def}}{=} 1 - \lambda$$

$$\sum_i \beta_i \lambda_i (1 - a_i) = \lambda (1 - a)$$

$$\sum_i \beta_i \sigma_i \stackrel{\text{def}}{=} \sigma$$

\*) For å kunne veie sammen omkostningsleddene fra ulike land må de måles i felles valuta, her "utenlandsk valuta".

Her er  $\beta_i$  importvare i's andel av totalimporten av varegruppen, mens  $\delta_{ij}$  er produsent j's vekt i konkurranseprisen til importvare i. Det fremgår at en forskyvning i varesammensetningen kan gi ustabilitet i koeffisientene.

Konkurranseprisindeksen,  $P_N$ , er et aggregat av prisene på enkeltvarer på det norske markedet. Med andre ord er den et aggregat av importprisene og prisene på varer fra norske leverandører, hjemmeprisene:

$$\begin{aligned} \ln P_N &= \sum_j \left( \sum_i \beta_i \frac{\lambda_i a_i}{\lambda a} \delta_{ij} \right) \ln p_j \\ &= \sum_{jI} \left( \sum_i \beta_i \frac{\lambda_i a_i}{\lambda a} \delta_{ij} \right) \ln p_j^I + \sum_{jH} \left( \sum_i \beta_i \frac{\lambda_i a_i}{\lambda a} \delta_{ij} \right) \ln p_j^H \\ &= \gamma \ln P + (1 - \gamma) \ln P^H \end{aligned}$$

hvor:

$$\sum_i \beta_i \frac{\lambda_i a_i}{\lambda a} \sum_{jI} \delta_{ij} \stackrel{\text{def}}{=} \gamma$$

$p^H$  = prisindeks for hjemmeprisen.

Her kan  $\gamma$  tolkes som en importandel. Hvis spesielt

$\sum_{j=1}^n \delta_{ij}$  er uavhengig av  $i$ ,  $i=1,2,\dots,n$ ,

får en

$$\sum_{j=1}^n \delta_{ij} = \gamma.$$

Hvis den samlede vekten de utenlandske produsentene legger på hhv. importpriser og norske hjemmepriiser er lik for alle, blir den vekten som legges på importprisene lik  $\gamma$  og den som legges på hjemmeprisene lik  $1-\gamma$ . (Vi vil senere spesielt anta at  $\gamma$  er lik importvarenes gjennomsnittlige markedsandel på det norske markedet.)

Innsatt gir dette:

$$P = K \cdot [p^\gamma \cdot p^{H(1-\gamma)}]^\lambda \cdot C^{\lambda(1-a)} \cdot V^{\lambda(1-a)} \cdot \left(\frac{V'}{V}\right)^\sigma \cdot P_{-1}^{(1-\lambda)}$$

Det kan omformes til:

$$P = [K \cdot p^{H\lambda a(1-\gamma)} \cdot C^{\lambda(1-a)} \cdot V^{\lambda(1-a)} \cdot \left(\frac{V'}{V}\right)^\sigma \cdot P_{-1}^{(1-\lambda)}]^\frac{1}{1-\lambda\gamma}$$

hvor  $K = \bar{K} \cdot e^{\varphi t}$

### 3.6 Modellen og dens egenskaper

På logaritmeform kan modellen skrives som:

$$\ln P_t = \frac{1}{1-\lambda\gamma} [k + \varphi t + \lambda a(1-\gamma) \ln p_t^H + \lambda(1-a) \ln C_t + \lambda(1-a) \ln V_t + \sigma(\ln V_t - \ln V_{t-1}) + (1-\lambda) \ln P_{t-1}]$$

hvor

- $P$  = importprisindeks
- $p^H$  = hjemmeprisindeks
- $C$  = indeks over unit-cost i utlandet
- $V$  = valutakurvindeks

Modellens egenskaper kan beskrives ved:

$$\text{Momentanelastisiteter: } E\pi^M(P;P^H) = \frac{\lambda a(1-\gamma)}{1-\lambda a\gamma} \leq 1$$

$$E\pi^M(P;C) = \frac{\lambda(1-a)}{1-\lambda a\gamma} \leq 1$$

$$E\pi^M(P;V) = \begin{cases} \frac{\lambda(1-a)}{1-\lambda a\gamma} \leq 1 & \text{når } V \neq V' \\ \frac{\lambda(1-a)+\sigma}{1-\lambda a\gamma} \leq 1 & \text{ellers} \end{cases}$$

$$E\pi^M(P;V') = \begin{cases} \sigma \leq 1 & \text{når } V \neq V' \\ \frac{\lambda(1-a)+\sigma}{1-\lambda a\gamma} \leq 1 & \text{ellers} \end{cases}$$

$$E\pi^M(P;V'_t | V'_t = V'_{t-1}) = E\pi^M(P;C) \\ \text{når } V = V'$$

$$\text{Langtidselastisiteter: } E\pi^L(P;P^H) = \frac{a(1-\gamma)}{(1-a\gamma)} \leq 1$$

$$E\pi^L(P;C) = E\pi^L(P;V) = \frac{(1-a)}{(1-a\gamma)} \leq 1$$

Videre:

$$E\pi^M(P;P^H) \leq E\pi^L(P;P^H)$$

$$E\pi^M(P;C) \leq E\pi^L(P;C)$$

$$E\pi^M(P;P^H) + E\pi^M(P;C) = \frac{\lambda a(1-\gamma) + \lambda(1-a)}{1-\lambda a\gamma} = \lambda \cdot \frac{1-a\gamma}{1-\lambda a\gamma} \leq 1$$

$$E\pi^L(P;P^H) + E\pi^L(P;C) = \frac{a(1-\gamma) + (1-a)}{(1-a\gamma)} = \frac{(1-a\gamma)}{(1-a\gamma)} = 1$$

Momentanelastisitetene er alle mindre eller lik 1. Valutakursen kan gi over-shooting, men det må pålegges et krav om at korttidselastisiteten ikke er større enn 1. På lang sikt er elastisiteten mhp. utenlandske omkostninger og valutakurs like.

Momentanelastisitetene er mindre enn langtidselastisitetene (evt. unntatt elastisiteten mhp. valutakurs), men også de sistnevnte er mindre enn eller lik 1.

På kort sikt er homogeniteten mhp. hjemmepriser og utenlandske omkostninger mindre enn 1, men på lang sikt er det homogenitet av grad 1.

#### 4. DATA.

"Når databasen er som galest,  
blir økonometriarbeidet originalest."

Fritt etter fader I.

De variablene vi ønsker tallserier, for er "enhetsomkostninger i utlandet", "kurs på utenlandsk valuta", "pris på hjemmeproduserte varer som konkurrerer med import"; "pris på importvarer" og "importandeler". I tillegg har vi behov for to instrumentvariabler; "enhetsomkostning i produksjon av norske varer som konkurrerer med import" og "prisreguleringsindeks".

Det er særlig tre forhold som har vanskeliggjort konstruksjonen av disse seriene:

- i) Tilgjengelighet av data,
- ii) aggregeringsnivå, og
- iii) prognosemuligheter.

Det er først og fremst når det gjelder omkostningstall fra utlandet at det har vært vanskelig å skaffe detaljerte tall. Her har vi derfor vært henvist til å bruke tall for mer aggregerte sektorer og så anta at disse gir en rimelig god beskrivelse av hva som har skjedd i undersektorene. Mangelen på data har også ført til aggregeringsproblemer, særlig for valutakursene. Vi var bl.a. ute etter aggregerte serier for "oppgjørsv valuta", men på grunn av manglende informasjon om vektene har vi vært nødt til å arbeide med en, sannsynligvis, grov tilnærming.

Muligheten for å lage gode prognoser for modelleksogene data står til en viss grad i motsetning til de to førstnevnte ønskene om detaljert nivå og riktig aggregering. For å få gode estimeringsresultater må dataene selvfølgelig ligge så nært som mulig opp til de krav som teorien setter. Det betyr imidlertid at antall serier det skal gis prognoser for blåses opp, samtidig som det er vanskelig å få gode prognoser for svært detaljerte serier. Prognosekravet trekker derfor i retning av få og aggregerte serier. Den viktigste konsekvensen av dette for vårt arbeid, er at vi for hver vare har valgt ut bare de



viktigste opphavsland for norsk import.

Nedenfor følger en nærmere beskrivelse av de ulike dataseriene.

#### 4.1 Valutakurser.

Fra aggregeringen i kapittel 3.4. følger det at vi for hver MODAG-vare, trenger data for to valutakurser; "utenlandsk eksportvaluta" og "utenlandsk oppgjørsvaluta":

$$\ln V = \sum_i \beta_i \frac{\lambda_i (1-a_i)}{\lambda(1-a)} \ln v_i = \sum_j \varrho_j \ln v_j$$

$$\ln V' = \sum_i \beta_i \frac{\sigma_i}{\sigma} \ln v'_i = \sum_j \varphi_j \ln v_j$$

Vektene  $\varrho_j$  avhenger av andelen av vareaggregatet som kommer fra land  $j$  og momentanelastisiteten til importprisen mhp. enhetsomkostningen for varer som kommer fra land  $j$ , i forhold til den tilsvarende momentanelastisiteten for vareaggregatet sett under ett. Vektene  $\varphi_j$  avhenger derimot av andelen av vareaggregatet som er oppgjort i valuta  $j$  samt forholdet mellom "over-shooting-faktoren" for varer oppgjort i valuta  $j$ , i forhold til "over-shooting-faktoren" for vareaggregatet sett under ett.  $\varrho_j$  og  $\varphi_j$  vil derfor generelt ikke være like.

Vi mangler imidlertid endel sentrale opplysninger for å kunne konstruere disse to seriene. Vi har ikke informasjon om mikroelastisitetene og mikro-"over-shooting-faktorene". Hvis en imidlertid antar at disse ikke varierer særlig mellom ulike mikrovarer, er ikke dette noe alvorlig problem. Verre er det at det ikke har vært mulig å få oversikt over hvor store deler av importen som gjøres opp i ulike valutaer. Vi har derfor vært henvist til å lage en felles valutakurs, med vekter lik importandelene fra ulike land:

$$V = \sum_j \alpha_j v_j$$

hvor  $V$  = valutakurs.

$\alpha_j$  = andelen av total import som kommer fra land  $j$ .

$v_j$  = norske kroner pr. enhet av land  $j$ 's valuta.

Vi opererer med aritmetiske gjennomsnitt selv om det fra det

teoretiske opplegget følger at det skulle vært geometriske. Ifølge Cramer (1971) betyr dette imidlertid lite. Kursen på "utenlandsk valuta" vil være varespesifikk for å ta hensyn til ulik fordeling av eksportland mellom varene.

Tabell 4.1. Importandeler på land og vare. Prosent.

		D	F	S	B	F	I	N	S	V.	C	J	U	Ø	C	U	T
		a	i	v	e	r	t	e	t	-	a	a	S	v	O	-	T
		m	l	r	g	n	l	e	r	y	a	a	i	E	a	a	a
		a	a	i	i	k	i	r	b	s	d	n	g	C	n	l	l
		r	n	g	a	r	a	l	r	k	a			O	d		t
		k	d	e		i	a	i	l				O	N			
						e	k	e	n	d			E	C			
										d			D				
12 Skogbruk	70	1	1	91	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	5	100
	80	3	2	73	0	1	1	1	1	2	0	0	1	0	3	12	100
	V	0	0	82	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	82
14 Nær/Nyt.	70	17	1	8	1	5	3	7	10	3	2	0	12	15	3	13	100
	80	16	3	12	1	4	2	7	9	7	4	0	7	17	2	9	100
	V	16	0	10	0	5	0	7	10	5	0	0	9	0	0	0	62
18 Tekstil	70	18	4	16	2	2	4	3	16	9	0	1	1	14	3	6	100
	80	13	11	11	2	3	6	2	14	9	0	0	2	13	2	10	100
	V	16	7	14	0	0	0	0	15	9	0	0	0	0	0	0	61
26 Trevarer	70	12	8	52	1	1	1	0	1	7	1	2	3	1	2	8	100
	80	14	9	56	0	1	2	1	1	4	0	1	2	1	3	6	100
	V	13	8	54	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	75
27 Kjem/Min	70	10	1	15	3	3	2	4	20	18	0	3	9	8	2	2	100
	80	8	2	16	4	5	3	4	17	17	0	4	10	6	1	3	100
	V	9	0	15	0	0	0	0	18	18	0	0	10	0	0	0	70
28 Grafisk	70	17	2	34	1	2	3	3	14	12	0	1	7	4	0	0	100
	80	13	12	32	2	2	3	3	11	12	0	1	4	3	1	1	100
	V	15	7	33	0	0	0	0	12	12	0	0	0	0	0	0	79
31 Bergverk	70	0	0	29	2	0	3	2	21	4	4	0	11	15	7	2	100
	80	0	0	19	4	4	1	2	15	7	0	0	22	10	11	5	100
	V	0	0	24	0	0	0	0	18	5	2	0	17	0	0	0	64
34 Treforedl.	70	4	19	54	2	2	0	1	6	6	0	0	3	2	0	1	100
	80	4	22	46	2	1	0	2	3	6	0	0	2	3	0	9	100
	V	0	20	50	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	70
37 Kjem. råv.	70	1	0	6	3	6	2	5	10	14	1	0	12	3	1	36	100
	80	2	1	9	3	5	3	7	9	16	1	0	4	11	2	25	100
	V	0	0	7	0	6	0	6	10	15	0	0	8	0	0	0	52
43 Metall	70	2	2	14	6	4	0	4	12	13	32	3	2	1	4	1	100
	80	3	4	19	5	5	1	4	12	19	18	2	2	4	2	1	100
	V	0	0	17	0	0	0	0	12	16	25	0	0	0	0	0	70
45 Verksted	70	7	2	26	2	2	3	3	14	24	1	2	8	5	1	0	100
	80	6	4	22	3	4	3	2	10	23	0	5	11	5	1	1	100
	V	0	0	24	0	0	0	0	12	24	0	0	9	0	0	0	69
50 Skip/Pl.f.	70	3	5	31	1	2	1	2	7	19	0	21	1	2	2	3	100
	80	4	3	16	1	1	1	1	7	11	2	22	5	2	14	10	100
	V	0	0	24	0	0	0	0	7	15	0	21	0	0	0	0	67

Ideelt sett burde vektene  $\alpha_{kj}$ , andelen av total import av vare k som kommer fra land j, være variable over tid for å reflektere vridninger i handelsmønsteret. Nå viser det seg imidlertid at norsk import fordelt på land og vare har vært rimelig stabil over den perioden som vi har betraktet (se von der Fehr (1985)). Med støtte i dette faktum,

og for å slippe en stor datajobb, har vi latt andelene være gjennomsnitt av andelene i 1970 og 1980. Disse er hentet fra Lund og Reymert (1982), og er vist i tabell 4.1. sammen med de valgte andelene (V).

Av forenklingmessige hensyn har vi satt  $\alpha_V = 0$  hvis  $\bar{\alpha}_{1970-1980} \leq \text{ca. } 5\%$  (avhengig av tilgangen på lønnsdata, se neste kapittel). Dermed er altså bare de viktigste landene for hver vare med. Det er uklart hvor stor betydning denne feilkilden har.

#### 4.2 Enhetsomkostninger i utlandet.

Aggregeringen i kapittel 3.4. leder frem til følgende varespesifikke indeks for "enhetsomkostninger i utlandet, målt i utenlandsk valuta":

$$\ln C = \sum_i \beta_i \frac{\lambda_i (1-a_i)}{\lambda (1-a)} \ln \left( c_i \frac{V_i}{V} \right)$$

Vektene avhenger altså av de enkelte mikrovarernes andel av totalimporten av vareaggregatet, samt forholdet mellom mikromomentan-elasticitetene og den tilsvarende aggregerte elasticiteten. På grunn av manglende kunnskap om de sistnevnte forhold har vi vært henvist til å anta at det er konstant over enkeltvarer:

$$\lambda_i (1-a_i) = \lambda (1-a) , \text{ for alle } i.$$

Indeksene er derfor konstruert som:

$$C = \frac{1}{V_k} \sum_j \alpha_j c_j V_j$$

hvor  $\alpha_{kj}$ 'ene er de samme vektene som for konstruksjonen av valutakursene.

Med rimelig arbeidsinnsats på datasiden, har det ikke vært mulig å grave frem gode, sektorvise enhetsomkostningstall for de ulike landene. Vi har derfor anvendt følgende enhetsomkostningsfunksjoner for hvert land og hver vare:

$$c = Kw^\alpha e^{\tau t}$$

hvor  $w = \text{lønnsindeks}$ .

t = tid.

Lønnsindeksene er timelønnsindekser etter sektor og er hentet hovedsakelig fra OECD's Historical Statistics (HS), "hourly wage rates" (hwr) . For endel sektorer var ikke statistikken i HS detaljert nok, og vi har derfor komplettert denne med tall for de nordiske landene hentet fra Nordisk Statistisk Årbok (NSÅ), "wages in manufacturing and construction" (wmc) . Timelønnsindeksene fremkommer i det alt vesentlige som totale lønnsutgifter dividert på utførte timeverk. I tabell 4.2 er det vist hvilke serier som er brukt i de ulike sektorene, se forøvrig vedlegg A.

Tabell 4.2. Timelønnsindekser.

12 Skogbruk	Sverige: wmc, Wood, menn, NSÅ.
14 Nær/Nyt.	hwr, food, beverages and tobacco, HS. Danmark, Sverige: Delvis komplettert med wmc, food, menn, NSÅ.
18 Tekstil	hwr, textiles, HS. Danmark, Sverige: Delvis komplettert med wmc, textiles, menn, NSÅ.
26 Trevarer	wmc, wood, menn, NSÅ.
27 Kjem/Min.	hwr, chemicals, HS. Danmark: 1981-83, hwr, manufacturing, HS. Danmark, Sverige: Delvis komplettert med wmc, manufact., menn, NSÅ.
28 Grafisk	V.-Tyskland, Storbrit: hwr, manufacturing, HS. Danmark, Sverige, Finland: wmc, printing/publishing, menn, NSÅ.
31 Bergverk	hwr, basic metals, HS.
34 Tref. edl.	wmc, paper/paper products, menn, NSÅ.
37 Kjem. råv.	hwr, chemicals, HS. Sverige: Delvis komplettert med wmc, manufact., menn, NSÅ.
43 Metaller	hwr, basic metals, HS.
45 Verksted	hwr, metal products, machinery and equipment, HS.
50 Skip/pl.f.	hwr, metal products, machinery and equipment, HS.

Under de innledende rundene med estimering ble det klart at omkostningsfunksjonene basert på bare timelønn hadde problemer med å forklare en del kraftige prishopp. I det vi antok at dette hadde sammenheng med skift i omkostningsfunksjonene som følge av bl.a. prisendringer for råvarer, utvidet vi omkostningsfunksjonene til:

$$c = \bar{K} Q^{\delta} X^{\varphi} w^{(1-\delta-\varphi)} e^{\tau t}$$

hvor Q = oljeprisindeks,

X = annen råvareprisindeks.

Omkostningsfunksjonen er, i overensstemmelse med forutsetningen om konstant gjennomsnittsomkostning, forutsatt homogen av grad en i de spesifiserte faktorprisene. Utfra en frikonkurransantagelse om råvaremarkedene, har vi anvendt samme indeks for alle land. Følgende priser er brukt i en eller flere sektorer:

Oljeprisindeksen er en US dollar pr. fat prisindeks for Saudi Arabisk olje  $34.0^0$ - $34.9^0$ , hentet fra Søbye (1986). Indeksen gir tall for utgangen av året.

Landbruksvareprisindeksen er hentet fra IMF's Financial Statistics (FS). Den er et veiet snitt av grossistpriser i dollar. Den består av 16.7% bomull, 5.2% huder, 0.4% jute, 45.1% tømmer, 11.2% naturgummi, 0.4% sisal, 10.7% tobakk og 10.3% ull.

Jordbruksvareprisindeksen er hentet fra FS. Den er et veiet snitt av 0.9% bananer, 20.7% korntyper (mais, ris og hvete), 6.3% kjøttvarer, 11.8 % matoljer, og 3.2 % sukker.

Metallprisen er også hentet fra FS og består av 20.5% aluminium, 26.4% kobber, 18.6% jernmalm, 5.0% bly, 8.2% nikkel, 5.5% fosfatmalm, 9.5% tinn og 6.3% sink.

I tillegg til disse er det med en hvetepreisindeks og en tobakksprisindeks, begge basert på priser notert i USA.

Summa sumarum, kommer vi frem til følgende aggregerte omkostningsfunksjon for hver vare:

$$\ln C = K + q_0 \cdot \ln\left(Q \frac{V_{\$}}{V}\right) + q_x \cdot \ln\left(X \frac{V_{\$}}{V}\right) + (1 - q_0 - q_x) \cdot W + \tau \cdot t$$

$$\text{hvor } W = \frac{1}{V} \sum_j \alpha_j w_j v_j$$

$$V_{\$} = \text{kursen på dollar, målt i norske kroner.}$$

#### 4.3 Importpriser og hjemmepriser.

Importprisindeksene er i likhet med hjemmeprisindeksene, omkostningsindeksene for norsk produksjon og importandelene, hentet fra databanken AARDAT (se Bergan (1986)), som igjen bygger på tall fra det

norske nasjonalregnskapet. Indeksene fremkommer ved å dividere tallene i løpende og faste priser med hverandre. Ettersom tallseriene er i basisverdi, dvs. ekskl. netto avgifter, vil prisindeksene være basisprisindekser. Dette er en tilnærming til det som teoriopplegget krever, idet en må anta at det er kjøperpriser som bestemmer aktørenes adferd (se Stølen (1983)).

Forholdet mellom basispriser og kjøperpriser er gitt ved moms, vareavgifter og varesubsidier samt handelsavansen. Satsene vil være de samme for import og hjemmeproduksjon av hver enkeltvare, men de kan (bortsett fra for moms) variere mellom varer. Dersom varene inngår med ulik vekt i import og hjemmeproduksjon, kan vridninger i varesammensetningen eller satsendringer vri prisforholdet mellom import og hjemmeproduksjon målt i kjøperpriser. Bruker en basispriser, vil denne effekten ikke fanges opp.

Til tross for denne innvendingen har vi valgt å benytte basispriser. Den viktigste grunnen er at de estimerte ligningene skal implementeres i makromodellen MODAG, og der er prisbegrepet basispriser. Et viktig tilleggsmoment er den datajobben som ville kreves for å etablere tallserier med kjøperpriser.

#### **4.4 Importandeler.**

Importandelene er definert som volumet av importen dividert på volumet av total varetilgang til det norske markedet (dvs. import pluss den delen av hjemmeproduksjonen som leveres til det norske markedet).

#### **4.5 Enhetsomkostninger i norsk produksjon.**

Prisindeksen for variable enhetsomkostninger i norsk produksjon, er definert som summen av vareinnsats i alt og lønnsomkostninger, dividert med bruttoproduksjonen i sektoren. Seriene for vareinnsats er målt i løpende netto kjøperpriser, dvs. kjøperpriser fratrukket refunderbar moms. Bruttoproduksjonen er målt i faste selgerpriser.

Ideelt sett skulle bare omkostninger for varer produsert for hjemmemarkedet og produksjon for hjemmemarkedet, vært grunnlag for beregning av omkostningsprisindeksen. Nasjonalregnskapet skiller

imidlertid ikke mellom vareinnsats til produksjon for hjemmemarkedet og til produksjon for eksport. Vi har derfor ikke fått slike tall. En må av den grunn være oppmerksom på at en forskyvning av varesammensetningen, mellom hjemmelieferanser og eksport, kan gi opphav til endringer i de variable enhetsomkostningene i hjemmemarkedsproduksjonen, som ikke fanges opp i den aggregerte indeksen vi opererer med.

#### **4.6 Prisstopp.**

Ved estimering av ligninger for hjemmeprisene i MODAG, har en funnet at pris- og avansereguleringer, basert på to serier for hhv. innfasingen og utfasingen av reguleringene (se Cappelen (1985)), kan bidra til å forklare prisbevegelser for noen av MODAG-varene. For de varene hvor en fant at prisreguleringene inngikk med signifikant koeffisient, har vi anvendt prisstoppseriene som ett av instrumentene for hjemmeprisen.

## 5. ESTIMERING OG TESTING.

"... den som leter, skal finne ..."

Luk. 11.10.

På logaritmeform kan modellen skrives:

$$(5.1) \quad \ln P_t = \frac{1}{1-\lambda a \gamma} \{ k + \varphi \cdot t + \lambda a (1-\gamma) \ln P_t^H + \lambda (1-a) [k + q_q \ln Q_t + q_x \ln X_t + (1-q_q - q_x) \ln W_t + \tau \cdot t] + \lambda (1-a) \ln V_t + \sigma (\ln V_t - \ln V_{t-1}) + (1-\lambda) \ln P_{t-1} \} + u_t$$

hvor  $u_t$  er et stokastisk restledd.

(I sektorene 11 Jordbruk og 43 Metaller ga den alternative modellen beskrevet i kapittel 3.3. best føyning, og den er derfor valgt. Her er derfor  $q_x = 1$ ,  $k = q_q = \tau = 0$ .) Dette kan også skrives som:

$$(5.2) \quad \ln P_t = c \cdot k + (c \cdot l - c \cdot v) \ln P_t^H + c \cdot q \cdot \ln Q_t + c \cdot x \cdot \ln X_t + (1 - c \cdot q - c \cdot x) \cdot \ln W_t + c \cdot t \cdot \tau + c \cdot v \cdot \ln V_t + c \cdot s (\ln V_t - \ln V_{t-1}) + (1 - c \cdot l) \ln P_{t-1} + u_t$$

$$\text{hvor } a = \frac{c \cdot l - c \cdot v}{c \cdot l - \gamma \cdot c \cdot v}$$

$$\lambda = \frac{c \cdot l}{1 - a \cdot \gamma (1 - c \cdot l)}$$

$$q_a = \frac{c \cdot a}{c \cdot v}, \quad q_q = \frac{c \cdot q}{c \cdot v}, \quad q_m = \frac{c \cdot m}{c \cdot v}, \quad q_w = \frac{c \cdot w}{c \cdot v}$$

$$v = \varphi + \lambda (1-a) \tau = c \cdot t \cdot (1 - \lambda a \gamma)$$

$$\sigma = c \cdot s \cdot (1 - \gamma a \lambda)$$

For at modellen skal bli lineær i koeffisientene, må vi altså forutsette at importandelen  $\gamma$  er konstant over tid. Denne forutsetningen er ikke fullstendig oppfylt i estimeringsperioden, men for å kunne bruke enkle estimeringsmetoder, har vi likevel holdt fast på den. Dette kan gi opphav til ustabilitet i koeffisientene over



tid.

Vi har antatt at restleddene er uavhengig normalfordelte og ikke korrelert med de andre høyresidevariablene:

$$u_t \sim N(0, \sigma_u)$$

$$E(u_s \cdot u_t) \neq 0 \text{ når } s \neq t$$

$$E(u_t \cdot X_t) = 0 \text{ hvor } X_t = \text{en av høyresidevariablene}$$

Den siste antagelsen er antagelig tvilsom når det gjelder hjemmeprisen. Vi har derfor ikke estimert ligningen med vanlig minste kvaderaters metode (OLS), men har benyttet instrument-variabelmetoden (IV). Som instrumenter for hjemmeprisen har vi brukt lagget hjemmepris, enhetsomkostning i norsk produksjon og prisreguleringsvariabelen.

### 5.1 Fremgangsmåte ved estimeringen.

Vi har med utgangspunkt i den generelle ligningen "fisket" frem en relasjon med "rimelige" koeffisienter for hver sektor. Med "rimelige" koeffisienter mener vi følgende:

- Vi har ikke akseptert gale fortegn, dvs. at vi har forlangt:

$$0 < c.l \leq 1$$

$$c.v, c.q, c.x, c.s \geq 0.$$

- Vi har krevd at koeffisientene skal være rimelig presist bestemt, dvs. ha små standardavvik. I praksis har det betydd t-verdier større enn 2 i tallverdi, men for de sektorene hvor det har vært store problemer med multikollinearitet, har vi akseptert noe lavere t-verdier.

- For at fortegnet foran hjemmeprisen skulle være ikke-negativt har vi pålagt restriksjonen

$$c.l - c.v \geq 0.$$

- Vi har videre forlangt at den direkte momentanelastisiteten mhp. valutakursendringer ikke skal være større enn 1, dvs:

$$c.v + c.s \leq 1.$$

Den relasjonen som ble resultatet av denne "utplukkingen" har vi så undersøkt nærmere. Vi har holdt den opp mot den generelle ligningen uten restriksjoner, vi har undersøkt om homogenitetskravet kan opprettholdes og vi har undersøkt dens stabilitet over tid.

## 5.2 Utvalgte relasjoner.

Resultatet av "fiskingen" er vist i tabell 5.1. t-verdier står i parentes under de respektive koeffisienter.

Følgende regresjonsstatistikk er presentert i tabellen:

- Det estimerte standardavviket,  $SER = \sqrt{(SSR/(n-k))}$ , hvor n er antall observasjoner og k er antall koeffisienter. Fordi modellen er log-lineær kan SER tolkes som en tilnærming til den gjennomsnittlige prosentvise feilen for den estimerte venstresidevariabelen.
- "Condition number",  $COND = \max u / \min u$ , hvor max u og min u er hhv. største og minste egenverdi til matriseproduktet av den transponerte av instrumentmatrisen og instrumentmatrisen selv. COND er et mål på multikollinearitet i instrumentmatrisen. (For de sektorene hvor hjemmeprisen ikke inngår, og estimeringsmetoden følgelig er vanlig OLS, er COND relatert til datamatrisen.)
- Durbin-Watson observatoren,  $DW = SRD/SSR$ , hvor SRD er kvadratsummen av avviket mellom to påfølgende restledd. DW er et mål for 1. ordens autokorrelasjon i restleddene. Testen er ikke gyldig med lagget endogen venstresidevariabel som forklaringsvariabel og derfor har vi også med
- Lagrange-Multiplier-F-test observatoren,  $LMFT = (n-k)(SSR_A - SSR_B) / SSR_B$ , hvor  $SSR_A$  er summen av de kvadererte restleddene fra OLS og  $SSR_B$  er summen av de kvadererte restleddene når restleddet fra OLS er inkludert som forklaringsvariabel. LMFT er en test for 1.ordens autokorrelasjon i restleddene (men kan generaliseres).

For en nærmere omtale av LMFT se Harvey (1981) og Kiviet (1986). For de øvrige testobservatorene se f.eks. Johnston (1984).

Som det fremgår av tabell 5.1, faller resultatene rent føyningsmessig, målt ved SER, i tre grupper. I fire av sektorene, 18 Tekstil, 26 Trevarer, 27 Kjemiske og mineralske produkter og 45

Tabell 5.1. Estimerte koeffisienter i redusert ligning. Estimeringsperiode 1965-83. IV-metoden.

Sektor	c.k	c.v	c.l	c.w	c.q	c.x	c.t1	c.s	SER	COND	DW	LMFT
1) 11 Jordbruk	.1492 (3.68)	.6025 (8.30)	.9570 (9.29)	.	.	2) = c.v	-.0116 (4.21)	=1-c.v	.043	261	1.98	.01
1) 12 Skogbruk	-.0306 (2.24)	.0919 (1.62)	1.	= c.v	.	.	0.	0.	.046	31	1.04	4.42
31 Bergverk	.0755 = c.l (4.33)	.	.4361 = c.l (2.84)	.	.	.	0.	0.	.074	1	1.31	4.53
16 Nærings.	.3419 (2.05)	.5533 (2.44)	1.	= c.v- c.q-c.	.1063 (2.58)	3) .1948 (2.60)	-.0197 (2.30)	0.	.037	216	1.63	.26
17 Nytelse.	.5958 = c.l (8.71)	1.	= c.v -c.x	.	.	4) .1556 (2.53)	-.0324 (9.63)	0.	.040	15	1.35	1.64
18 Tekstil	.1867 (2.86)	.2408 (3.59)	.5107 (4.51)	= c.v- c.q-c.	.0318 (1.80)	5) .0558 (1.71)	-.0087 (2.42)	.4529 (3.42)	.016	241	1.92	.19
1) 26 Trevarer	.0192 (1.01)	.1510 (2.38)	.4829 (4.26)	= c.v- c.q-c.	.0284 (2.81)	5) .0785 (2.11)	0.	0.	.024	144	1.57	.57
1) 34 Tref.edl	.6289 (2.55)	.4738 (1.78)	.5948 (5.05)	= c.v -c.q	.1887 (3.97)	.	-.0331 (2.52)	0.	.051	509	1.73	.03
37 Kjem.råv	.8067 = c.l (7.07)	.	.6115 = c.v- -c.q	.2599 (5.79)	.	.	-.0434 =1-c.v (6.45)	.	.052	20	2.02	.01
27 Kjem/Min	.5317 (5.31)	.4366 (3.07)	.9700 (5.79)	= c.v -c.q	.0582 (2.10)	.	-.0298 (5.19)	0.	.023	209	2.33	2.48
1) 43 Metaller	.0404 (2.49)	.2496 (3.77)	.4877 (4.24)	.	.	6) =c.v	0.	0.	.050	66	1.00	5.01
45 Verkst.	.2951 (7.66)	.2671 (2.81)	.6411 (9.77)	= c.v -c.q	.0330 (2.14)	.	-.0155 =1-c.v (6.98)	.	.016	404	2.04	1.65
50 Skip/pl.	.5772 (3.62)	.3309 (1.91)	.7665 (3.70)	= c.v -c.q	.0704 (1.33)	.	-.0249 =1-c.v (2.95)	.	.058	302	1.36	2.04
28 Grafisk	.3591 = c.l (2.40)	.	.4220 = c.v (2.07)	.	.	.	-.0164 (2.05)	0.	.063	21	1.21	7.20

1) Est. periode 1963-83 2) Hveteprisindeks 3) Jordbruksvareprisindeks 4) Tobakksprisindeks  
5) Landbruksvareprisindeks 6) Metallprisindeks

Verkstedsprodukter, må føyningen kunne karakteriseres som meget god, og SER ligger mellom 1.6 og 2.4 prosent. For tre av sektorene, 31 Bergverk, 50 Skip og plattformer og 28 Grafisk, er derimot SER godt over 5 prosent. For 31 Bergverk er hovedproblemet at lønn er eneste omkostningskomponent og at vi mangler data for verdensmarkedsprisen for bergverksprodukter og dermed er avskåret fra å forsøke den alternative modellen som er brukt for sektorene 11 Jorbruksvarer og 43 Metaller. For sektor 50 Skip og plattformer er den teoretiske modellen antagelig ikke så velegnet, tatt i betraktning de store enhetene som omsettes i denne sektoren. Det er mer uklart hvorfor 28 Grafisk faller så dårlig ut.

I mange av sektorene er det store problemer med multikollinearitet, målt ved "condition number" til instrumentmatrisen. Vi har med "øymåls"-metoden, anvendt på restleddene, bedømt at heteroskedastisitet ikke er noe problem.

Med lagget endogen venstresidevariabel som forklaringsvariabel, er Durbin-Watson testen ikke gyldig som indikator for autokorrelasjon. En mulighet er å bruke Durbins h-test, men den er komplisert å beregne og heller ikke gyldig i små sample. Vi har derfor brukt Harvey's "goodness of fit F-test" (se Harvey (1981)). Ifølge Kiviet (1986) er denne testen å foretrekke blant en rekke alternativer pga. sin enkelhet og sin robusthet i små sample. Nå er denne testen utledet ved estimering med minste kvadraters metode (OLS), men som det fremgår ved sammenligning av tabell 5.1. og 5.2., er resultatene med vanlig OLS og med instrument-variabelmetoden praktisk talt identiske. Årsaken til det er nok først og fremst den store andelen av forklart varians ved estimering av hjemmeprisen på instrumentene (se tabell 5.3). Vi har derfor anvendt Harvey's test ved OLS-estimering og tatt denne som en indikasjon på autokorrelasjon også ved IV-estimering.

Observatoren er presentert som LMFT i tabell 5.1. Ikke for noen av relasjonene kan en nullhypotese om ingen autokorrelasjon forkastes på 1 prosent signifikansnivå. For to av sektorene (43 Metaller og 28 Grafisk) får vi forkastning på 5 prosent nivå, mens observatoren i 12 Skogbruk og 31 Bergverk er nær forkastningsgrensen. Vi har ikke forsøkt å reestimere for disse sektorene under hensyntagen til autokorrelasjon.

Tabell 5.2. Estimerte koeffisienter i redusert ligning. Estimeringsperiode 1965-83. OLS.

Sektor	c.k	c.v	c.l	c.w	c.q	c.x	c.t1	c.s	SER	COND	DW
1) 11 Jordbruk	.1524 (3.96)	.5805 (13.2)	.9413 (9.73)	.	.	2) = c.v	-.0116 (4.32)	=1-c.v	.042	9	2.00
1) 12 Skogbruk	-.0413 (3.26)	.0269 (0.54)	1.	= c.v	.	.	0.	0.	.044	2	1.10
31 Bergverk	.0755 = c.l (4.33)	.	.4361 = c.l (2.84)	.	.	.	0.	0.	.074	1	1.31
16 Nærings.	.3665 (2.22)	.6975 (2.67)	1.	= c.v- c.q-c.x	.1104 (2.69)	3) .1910 (2.56)	-.0210 (2.47)	0.	.037	49	1.65
17 Nytelse.	.5958 = c.l (8.71)	1.	.	= c.v -c.x	.	4) .1556 (2.53)	-.0324 (9.63)	0.	.040	15	1.35
18 Tekstil	.1769 (2.76)	.2186 (3.39)	.5634 (5.31)	= c.v- c.q-c.x	.0347 (2.00)	5) .0539 (1.67)	-.0085 (2.38)	.4677 (3.59)	.016	48	1.75
1) 26 Trevarer	.0214 (1.16)	.1561 (2.49)	.4688 (4.26)	= c.v- c.q-c.x	.0279 (2.78)	5) .0804 (2.17)	0.	0.	.024	10	1.61
1) 34 Tref.edl	.7285 (3.16)	.5864 (2.37)	.6104 (5.25)	= c.v -c.q	.2011 (4.37)	.	-.0382 (3.11)	0.	.051	51	1.89
37 Kjem.råv	.8067 = c.l (7.07)	.	.6115 = c.v- -c.q	.	.2599 (5.79)	.	-.0434 =1-c.v (6.45)	.	.052	20	2.02
27 Kjem/Min	.5446 (5.56)	.4930 (3.67)	.8899 (5.73)	= c.v -c.q	.0683 (2.60)	.	-.0298 (5.30)	0.	.022	45	2.42
1) 43 Metaller	.0393 (2.44)	.2358 (3.70)	.4505 (4.28)	.	= .	.	0.	0.	.050	6	1.05
45 Verkst.	.2959 (7.72)	.2726 (2.97)	.6390 (9.85)	= c.v -c.q	.0336 (2.20)	.	-.0155 =1-c.v (7.00)	.	.016	22	2.04
50 Skip/pl.	.5623 (3.64)	.4036 (2.49)	.6509 (3.46)	= c.v -c.q	.0856 (1.70)	.	-.0244 =1-c.v (2.99)	.	.056	28	1.43
28 Grafisk	.3591 = c.l (2.40)	.	.4220 = c.v (2.07)	.	.	.	-.0164 (2.05)	0.	.063	21	1.21

1) Est. periode 1963-83 2) Hveteprisindeks 3) Jordbruksvareprisindeks 4) Tobakksprisindeks  
5) Landbruksvareprisindeks

Forøvrig fremgår det av tabell 5.1 at selvom Durbin-Watson testen teoretisk sett ikke er gyldig, gir observatoren i praksis en god indikasjon på autokorrelasjon. Bare i de sektorene hvor Harvey's LMFT-observator er nær eller over forkastningsgrensen, for en nullhypotese om ingen autokorrelasjon, er også Durbin-Watson observatoren det.

### 5.3 Inspeksjon av de utvalgte relasjonene.

Vi har undersøkt om de utvalgte relasjonene, pålagt de restriksjonene som ble omtalt i kapittel 5.1., kan aksepteres i forhold til relasjonene uten restriksjoner. For dette formålet har vi benyttet følgende F-test (se Stewart og Wallis (1981)):

Forkast  $H_0$ : Restriksjonene kan aksepteres

$$\text{hvis } F = \frac{(SSR_A - SSR_B)/d}{SSR_B/(n-k)} \geq F_{d,n-k}^{0.05}$$

hvor  $SSR_A$  = sum av kvadrerte restledd fra estimering med restriksjoner

$SSR_B$  = tilsvarende, uten restriksjoner

$d$  = antall restriksjoner

$n$  = antall observasjoner

$k$  = antall koeffisienter i relasjonen uten restriksjoner.

$F_{d,n-k}^{0.05}$  = forkastningsgrensen på 5%-nivået for Fisherfordelingen med  $d$  og  $n-k$  frihetsgrader.

Denne testen er utledet for OLS, men pga. det som tidligere er nevnt om likheten mellom OLS og IV ved estimeringen, har vi antatt at testen er (tilnærmet) gyldig også ved IV-estimering. F-observatoren er presentert i tabell 5.4. hvor resultatene av fri estimering er vist.

Ikke for noen av sektorene leder testen til forkastning på 1 eller 2.5 prosents signifikansnivå, men observatoren er over forkastningsgrensen på 5 prosents nivå for sektorene 12 Skogbruk, 43 Metaller og 45 Verksted. I sektor 12 Skogbruk ble c.l godt over 1 ved fri estimering

Tabell 5.3. Hjemmeprisen estimert på instrumentene. Estimeringsperiode 1965-83. OLS.

Sektor	CONST	$\ln P_{t-1}$	$\ln W_t$	$\ln Q_t$	$\ln X_t$	t	$\ln V_t$	$\Delta \ln V_t$	$\ln P_{t-1}^H$	$\ln C_t^N$	PRISS	$R^2$	DW
1) 11 Jordbruk	-.21 (10.5)	.11 (2.5)	.	.	2) -.06 (2.7)	.02 (4.7)	-.27 (4.6)	.21 (1.6)	.34 (2.3)	.38 (2.5)	.	.9990	2.08
1) 12 Skogbruk	.05 (1.1)	.	.15 (1.2)	.	.	.	-.15 (.3)	.	.45 (1.6)	.33 (.9)	.	.9629	1.16
31 Bergverk	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
16 Nærings.	-.63 (5.6)	.	-.33 (3.4)	-.01 (.8)	3) -.06 (2.5)	.04 (6.1)	-.48 (3.5)	.	.12 (1.1)	.83 (7.2)	-.03 (2.7)	.9998	2.01
17 Nytelse.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
18 Tekstil	-.29 (1.6)	.83 (2.6)	-.29 (2.1)	-.04 (1.5)	5) .05 (1.3)	.02 (1.6)	-.89 (3.1)	.73 (3.0)	-.58 (1.9)	.76 (2.5)	-.02 (1.4)	.9990	2.29
1) 26 Trevarer	-.03 (1.8)	-.19 (2.1)	.08 (3.3)	-.01 (.4)	5) -.04 (1.3)	.	-.08 (.7)	.	-.09 (.6)	1.06 (5.7)	.	.9992	1.55
1) 34 Tref.edl	1.69 (1.9)	-.42 (4.3)	1.13 (2.1)	-.03 (.9)	.	-.09 (1.9)	-.41 (1.1)	.	-.01 (0.0)	.70 (3.2)	.	.9955	1.60
37 Kjem.råv	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
27 Kjem/Min	.51 (2.4)	.29 (1.7)	.53 (3.6)	-.00 (.0)	.	-.03 (2.2)	.12 (.9)	.	-.17 (.9)	.60 (3.7)	.	.9992	2.90
1) 43 Metaller	.09 (1.0)	.30 (.5)	.	.	6) .29 (1.3)	.	.09 (.3)	.	.16 (.7)	.68 (1.0)	.	.9777	1.82
45 Verkst.	-.11 (.2)	.24 (.7)	.04 (.1)	.04 (1.1)	.	-.00 (.0)	-.22 (.5)	.37 (.9)	-.23 (.6)	.83 (2.4)	.09 (2.1)	.9991	1.92
50 Skip/pl.	1.12 (.3)	.01 (.0)	-.04 (.3)	-.25 (.4)	.	.00 (.0)	.04 (.1)	-1.08 (1.3)	.24 (1.0)	1.22 (1.8)	.	.9956	2.37
28 Grafisk	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.

1) Est. periode 1963-83 2) Hveteprisindeks 3) Jordbruksvareprisindeks 4) Tobakksprisindeks  
5) Landbruksvareprisindeks \*) Dummy for 1965-69 (regimeskifte)

Tabell 5.4. Estimerte koeffisienter i redusert ligning. Estimeringsperiode 1965-83. IV-metoden.

Sektor	c.k	c.v	c.l	c.w	c.q	c.x	c.t	c.s	SER	COND	DW	F
1) 11 Jordbruk	.1598 (3.04)	.5442 (10.2)	.8905 (8.03)	.	.	2) = c.v	-.0113 (3.60)	.2424 (1.43)	.041	97	2.10	(1,16) 1.21
1) 12 Skogbruk	-.1225 (3.39)	-.0780 (1.19)	1.3621 = c.v (10.2)	.	.	.	.0043 (1.87)	.8879 (2.46)	.037	247	1.50	(3,16) 3.92
31 Bergverk	-.2355 (.93)	-.0578 (.12)	.5656 = c.l (2.48)	.	.	.	.0172 (1.24)	-.9335 (1.18)	.083	245	1.51	(3,14) .32
16 Nærings.	.5987 (2.52)	.7989 (3.08)	1.3160 = c.v- (5.44)	.1791 c.q-c.x	(2.84)	3) .2008 (2.55)	-.0349 (2.60)	.6920 (1.66)	.035	269	2.00	(2,12) 1.63
17 Nytelse.	.1241 (.67)	.2234 (.69)	.2230 = c.v (.80)	-c.x	.	4) .0366 (.52)	-.0035 (.32)	-.0009 (.00)	.032	350	2.06	(3,13) 3.18
18 Tekstil	.1867 (2.86)	.2408 (3.59)	.5107 = c.v- (4.51)	.0318 c.q-c.x	(1.80)	5) .0558 (1.71)	-.0087 (2.42)	.4529 (3.42)	.016	241	1.92	.
1) 26 Trevarer	.0086 (.08)	.1386 (1.36)	.5032 = c.v- (3.94)	.0303 c.q-c.x	(1.14)	5) .0851 (1.78)	.0010 (.17)	.3038 (1.03)	.024	486	1.74	(2,14) .58
1) 34 Tref.edl	.7179 (2.70)	.5747 (1.99)	.6156 = c.v (4.93)	-c.q	(4.01)	.	-.0381 (2.62)	-.1896 (.36)	.052	521	1.83	(1,15) .20
37 Kjem.råv	.9796 (5.50)	.8774 (4.23)	.5931 = c.v- (4.88)	.2663 -c.q	(5.25)	.	-.0521 (5.18)	.2189 (.41)	.051	242	2.19	(2,13) 1.20
27 Kjem/Min	.5625 (5.13)	.4687 (3.15)	.9772 = c.v (5.79)	.0661 -c.q	(2.22)	.	-.0314 (5.04)	.1405 (.72)	.023	252	2.24	(1,13) .65
1) 43 Metaller	-.0905 (1.20)	.3058 (4.25)	.3862 (3.52)	.	.	6) = c.v	.0084 (1.88)	-.3443 (3.52)	.044	103	1.73	(2,16) 3.85
45 Verkst.	.3912 (5.95)	.2352 (1.81)	.5821 = c.v- (7.98)	.0528 c.q-c.x	(2.79)	6) -.0935 (2.76)	-.0208 (5.54)	.7500 (4.88)	.014	586	2.49	(2,12) 3.90
50 Skip/pl.	.4526 (1.28)	.2386 (.83)	.6805 = c.v- (2.38)	.0387 c.q-c.x	(.46)	6) .0024 (.01)	-.0182 (.94)	.4081 (.74)	.062	327	1.54	(2,12) .68
28 Grafisk	.2919 (1.54)	.5309 (1.48)	.3359 = c.v (1.30)	.	.	.	-.0115 (1.02)	.2169 (.31)	.066	188	1.20	(2,14) .16

1) Est. periode 1963-83 2) Hveteprisindeks 3) Jordbruksvareprisindeks 4) Tobakksprisindeks  
5) Landbruksvareprisindeks 6) Metallprisindeks



Tabell 5.5. Estimerte koeffisienter i redusert ligning uten homogenitetsrestriksjon.  
Estimeringsperiode 1965-83. IV-metoden.

Sektor	c.k	c.v	c.l	c.b	c.w	c.q	c.x	c.t1	c.s	R <sup>2</sup>	SER	DW	F
1) 11 Jordbruk	.5181 (2.02)	.7627 (5.43)	1.0889 (7.07)	.6404 (2.83)	.	.	2) =c.v	-.0321 (2.22)	=1-c.v	.92	.052	2.06	(1,16) < 0
1) 12 Skogbruk	-.0345 (2.04)	.1062 (1.56)	1.	.8796 (10.0)	=c.v	.	.	0.	0.	.99	.049	1.00	(1,18) < 0
31 Bergverk	.0858 (3.01)	.3462 (1.39)	.4313 (2.27)	.1495 (.42)	=c.l	.	.	0.	0.	.32	.079	1.29	(1,15) .0
16 Nærings.	1.2554 (2.93)	1.0798 (3.51)	1.	.7077 (3.04)	=c.v-	.0155 c.q-c.x (.28)	3) .3501 (3.67)	-.0711 (2.98)	0.	.99	.033	2.25	(1,13) 4.56
17 Nytelse.	.0572 (.25)	.8364 (5.65)	1.	-.1886 (1.28)	=c.v	.	4) .1850 (3.29)	-.0020 (.16)	0.	.99	.035	1.80	(1,14) 6.21
18 Tekstil	-.1143 (.82)	.1018 (1.21)	.4729 (4.60)	.1190 (.83)	=c.v-	.0663 c.q-c.x (3.08)	5) .0510 (1.73)	.0080 (1.03)	.6489 (4.49)	.92	.015	2.43	(1,11) 3.89
1) 26 Trevarer	.0224 (1.05)	.1607 (2.29)	.4710 (3.91)	.2813 (1.43)	=c.v-	.0396 c.q-c.x (1.24)	5) .0669 (1.35)	0.	0.	.73	.024	1.59	(1,15) .23
1) 34 Tref.edl	-.1255 (.28)	-.0236 (.07)	.6340 (5.68)	.2010 (1.02)	=c.v	.2069 -c.q (4.57)	.	.0074 (.31)	0.	.77	.048	1.80	(1,15) 3.41
37 Kjem.råv	-.1777 (.22)	.1714 (.33)	.5522 (5.56)	-.3941 (1.89)	=c.v-	.3064 -c.q (5.72)	.	.0114 (.26)	=1-c.v	.84	.050	2.28	(1,13) 2.85
27 Kjem/Min	.5810 (2.25)	.4627 (2.39)	.9804 (5.41)	.5485 (2.36)	=c.v	.0563 -c.q (1.87)	.	-.0325 (2.24)	0.	.79	.024	2.30	(1,13) .0
1) 43 Metaller	.0169 (.36)	.1767 (1.15)	.6658 (1.89)	.3794 (1.41)	.	.	6) =c.v	0.	0.	.46	.055	.98	(1,17) < 0
45 Verkst.	.8227 (3.12)	.4998 (2.55)	.6322 (7.80)	.5399 (4.00)	=c.v	-.0018 -c.q (.07)	.	-.0443 (3.07)	.3711 (1.66)	.89	.015	2.06	(1,12) 3.96
50 Skip/pl.	-.1811 (.16)	.0563 (.13)	.8401 (3.71)	.2606 (.76)	=c.v	.1299 -c.q (1.31)	.	.0169 (.28)	=1-c.v	.59	.056	1.29	(1,13) 1.95
28 Grafisk	-.5986 (.90)	.3476 (.97)	.4639 (2.00)	-.4637 (1.25)	=c.v	.	.	.0372 (1.02)	0.	.31	.063	1.31	(1,14) 1.84

1) Est. periode 1963-83 2) Hveteprisindeks 3) Jordbruksvareprisindeks 4) Tobakksprisindeks  
5) Landbruksvareprisindeks 6) Metallprisindeks

og føyningen ble betraktelig dårligere når restriksjonen  $c.l=1$  ble pålagt. I 45 Verksted kunne en forvente at metallprisen ville ha forklaringskraft, men fortegnet ble galt. Ved utelatelse av denne variabelen ble imidlertid føyningen dårligere. En mulighet hadde vært å forsøke med lag på metallprisen, men vi har ikke forfulgt denne tankegangen. Som nevnt tidligere er sektor 43 Metaller problematisk.

Ved utelatelse av usignifikante variable forandret estimatene på de gjenværende koeffisientene seg i alle sektorene. For de fleste sektorene var imidlertid endringene innenfor ett standardavvik. Til tross for problemer i noen av sektorene, har vi valgt å opprettholde restriksjonene i alle sektorene.

Vi har dernest undersøkt om den pålagte homogeniteten i konkurransepriser og omkostninger er forsvarlig ved å sammenligne den valgte relasjonen med en relasjon hvor koeffisienten foran hjemmeprisen ble estimerert fritt. Vi har valgt å benytte samme test som i forrige avsnitt. Resultatene er presentert i tabell 5.5 sammen med de estimerte koeffisientene.

Ikke for noen av sektorene kan en, med den beskrevne F-testen, forkaste hypotesen på 1 prosents signifikansnivå. I sektor 17 Nyttelsesmidler er imidlertid testobservatoren signifikant på 5 prosents nivå. For noen av sektorene endrer imidlertid estimatene på  $c.l$  og  $c.v$  seg og blir i enkelte tilfeller også usignifikante. Tildels får vi også gale fortegn. Problemene er særlig store i sektorene 34 Treforedling og 50 Skip og plattformer.

Til tross for disse vanskelighetene, har vi valgt å akseptere homogenitetsrestriksjonen med støtte i det faktum at denne restriksjonen synes meget rimelig a priori og at testen ikke gir forkastning.

Til sist har vi sjekket relasjonenes stabilitet over tid ved å sammenligne estimeringer over hele perioden med estimeringer over perioden 1970-83. Vi har anvendt samme F-test som ved de andre testene, men hvor nå:

Tabell 5.6. Estimerte koeffisienter i redusert ligning. Estimeringsperiode 1970-83. IV-metoden.

Sektor	c.k	c.v	c.l	c.w	c.q	c.x	c.t1	c.s	SER	DW	F
11 Jordbruk	.1600 (2.66)	.5794 (9.83)	.9583 (7.63)	.	.	2) = c.v	-.0120 (3.08)	=1-c.v	.049	2.37	(7,10) .39
12 Skogbruk	-.0133 (.68)	.3383 (1.44)	1.	= c.v	.	.	0.	0.	.051	1.24	(7,12) .53
31 Bergverk	.0910 (4.83)	= c.l	.4643 (2.35)	= c.l	.	.	0.	0.	.070	1.45	(5,12) 1.39
16. Nærings.	.2117 (1.14)	.4423 (1.59)	1.	= c.v-	.0657 (1.27)	3) .2176 (2.79)	-.013 (1.33)	0.	.035	1.41	(5,9) 1.20
17 Nytelse.	.6173 (8.02)	= c.l	1.	= c.v	.	4) .1730 (2.32)	-.0341 (8.79)	0.	.041	1.43	(5,11) .79
18 Tekstil	.2378 (3.76)	.1452 (1.54)	.3982 (3.50)	= c.v-	.0723 (3.10)	5) .0782 (2.53)	-.0108 (3.18)	.7445 (3.42)	.014	2.82	(5,7) 1.80
26 Trevarer	.0291 (1.36)	.1808 (1.59)	.4314 (3.01)	= c.v-	.0289 (2.40)	5) .0787 (1.79)	0.	0.	.024	1.68	(7,9) .97
34 Tref.edl	.9169 (2.57)	.2820 (.85)	.3163 (1.32)	= c.v	.3084 (3.21)	.	-.0474 (2.57)	0.	.058	2.10	(7,9) .53
37 Kjem.råv	.8697 (4.94)	= c.l	.5459 (2.79)	= c.v-	.2894 (4.10)	.	-.0464 (4.86)	=1-c.v	.061	2.08	(5,10) .18
27 Kjem/Min	.5788 (4.15)	.6091 (2.50)	1.3881 (3.46)	= c.v	.0285 (.70)	.	-.0342 (3.98)	0.	.027	1.79	(5,9) .13
43 Metaller	.0330 (2.59)	.3773 (5.93)	.5405 (5.87)	.	.	6) =c.v	0.	0.	.038	1.57	(7,11) 2.87
45 Verkst.	.2628 (2.61)	.3189 (1.30)	.7357 (2.45)	= c.v	.0155 (.31)	.	-.0141 (3.10)	=1-c.v	.018	1.86	(5,9) .51
50 Skip/pl.	.6527 (2.99)	.0867 (.25)	.6401 (2.12)	= c.v	.1161 (1.35)	.	-.0294 (2.49)	=1-c.v	.071	1.36	(5,9) .03
28 Grafisk	.5205 (2.92)	= c.l	.4988 (2.37)	= c.v	.	.	-.0258 (2.65)	0.	.057	1.10	(5,11) 1.61

1) Est. periode 1963-83 2) Hveteprisindeks 3) Jordbruksvareprisindeks 4) Tobakksprisindeks  
5) Landbruksvareprisindeks 6) Metallprisindeks

$SSR_A$  = Summen av kvadrerte restledd, hele perioden.  
 $SSR_B$  = Tilsvarende, siste del av perioden.  
 $d$  = Antall observasjoner som er utelatt i B.  
 $n$  = Antall observasjoner i B.

Ikke for noen av sektorene er det mulig, med denne testen, å forkaste en hypotese om at det ikke har forekommet strukturelle skift, hverken på 1 eller 5 prosents signifikansnivå. For de fleste sektorene er det bare ubetydelige endringer i verdien på koeffisientene mellom de to estimeringsperiodene. I sektorene 18 Tekstil, 34 Treforedling og 50 Skip og plattformer blir koeffisienten foran omkostningene lavere, og i 34 og 50 usignifikant. I sektorene 12 Skogbruk og 27 Kjemiske og mineralske produkter øker den derimot ganske mye.

#### **5.4 Strukturkoeffisienter: Relasjonenes økonomiske egenskaper.**

I denne delen skal vi kommentere nærmere de valgte relasjonenes estimerte, økonomiske egenskaper. Disse fremkommer enklest ved å regne ut estimatene på koeffisientene i strukturligningene. (Ved omregningen har vi latt importandelene være lik gjennomsnittet for estimeringsperioden.) Fordi denne utregningen involverer ikke-lineære transformasjoner, vil estimatorene ikke nødvendigvis være forventningsrette, men de vil være konsistente. Estimatene er presentert i tabell 5.7. I tabell 5.8. har vi i tillegg presentert momentan- og langtidselastisitetene.

Koeffisienten  $\lambda$  kan tolkes som en reaksjonskoeffisient og angir hvor fort endringer i forklaringsvariablene gir opphav til endringer i importprisen. I alle sektorene kommer overveltningen raskt. Bare i fire sektorer er overveltningen mindre enn to tredjedeler i løpet av første år, men også i disse sektorene er  $\lambda$  omtrent 0.5. Datamaterialet tyder altså på at innslaget av kontrakter med bundne priser for mer enn ett år er lite, og at prisjusteringer derfor foretaes hyppig. Det er vanskelig å peke på gode grunner til forskjeller mellom sektorene, og mønsteret er ikke entydig mellom f.eks. typiske råvarer og mer bearbeidede produkter.

Koeffisienten  $a$  angir hvor følsom mark-up-faktoren er for endringer i

Tabell 5.7. Strukturkoeffisienter.

Sektor	a	$\lambda$	$q_w$	$q_q$	$q_x$	v	$\sigma$
11 Jordbruk	.3888	.9582	.	.	1) 1.	-.0112	.3863
12 Skogbruk	.9268	1.	1.	.	.	0.	0.
31 Bergverk	0.	.4361	1.	.	.	0.	0.3068
16 Nærings.	.4668	1.	.4558	.1922	2) .3520	-.0190	0.
17 Nytelse.	0.	1.	.8444	.	3) .1556	-.0324	0.
18 Tekstil	.7275	.6436	.6361	.1321	4) .2318	-.0063	.3298
26 Trevarer	.7230	.5133	.2920	.1881	4) .5199	0.	0.
34 Tref.edl.	.2477	.6085	.6017	.3983	.	-.0320	0.
37 Kjem.råv	.1769	.6402	.5431	.4569	.	-.0402	0.
27 Kjem/Min	.6975	.9796	.8668	.1332	.	-.0202	0.
43 Metaller	.7371	.6495	.	.	5) 1.	0.	0.
45 Verkst.	.7134	.7220	.8764	.1236	.	-.0120	.4678
50 Skip/pl.	.7200	.8350	.7873	.2127	.	-.0176	.4728
28 Grafisk	0.	.4220	1.	.	.	-.0164	0.

1) Hveteprisindeks 2) Jordbruksvareprisindeks 3) Tobakksprisindeks 4) Landbruksvareprisindeks 5) Metallprisindeks

det relative forholdet mellom importprisen og konkurrentvareprisene. Dette har betydning for hvor stor vekt som legges på konkurranseprisene i forhold til produksjonsomkostningene ved endringer i importprisen. Dess mindre følsom mark-up faktoren er, dess mindre betydning får konkurranseprisene. Fra utledningen i kap. 2.1. fremgår det at a vil være mindre jo mer elastisk etterspørselen er mhp. endringer i det relative prisforholdet. Denne elastisiteten er igjen avhengig av hvorvidt varen har nære substitutter og hvor stor importandelen er. Jo større substitusjonsmulighet og jo mindre importandel, jo større priselastisitet. Mao. skulle en forvente å finne stor a i de sektorene hvor importandelen er stor, og hvor det ikke finnes nære substitutter til importvaren.

Gjennomgående får en bekreftet denne tolkningen når en går igjennom sektorene. a er null (eller praktisk talt null) i sektorene 17

Nytelsesmidler, 28 Grafisk og 31 Bergverk. I sektorene 17 Nytelsesmidler og 28 Grafisk er importandelen svært lav. I 31 Bergverk er importandelen riktignok relativt stor, men det må antas å være store substitusjonsmuligheter med norske produkter. I 18 Tekstil, 26 Trevarer, 27 Kjemiske og mineralske produkter, 43 Metaller, 45 Verkstedsprodukter og 50 Skip og plattformer er  $\alpha$  mellom 0.7 og 1. I disse sektorene (med unntagelse av 26 Trevarer) er importandelen stor og produkt differensieringen må antas å være betydelig. De øvrige sektorene har verdier på  $\alpha$  mellom 0.2 og 0.5 og dette stemmer rimelig bra med hva man vet om importandeler og substitusjonsmuligheter i disse sektorene.

Tabell 5.8. Elastisiteter.

Sektor	$El^M(;;P^H)$	$El^M(;;C)$	$El^M(;;W)$	$El^M(;;Q)$	$El^M(;;X)$	$El^M(;;V)$	$El^L(;;P^H)$	$El^L(;;C)$
11 Jordbruk	.3547	.6023*	.	.	1) .6023	1.	.3706	.6293*
12 Skogbruk	.9081	.0919	.0919	.	.	.0919	.9081	.0919
31 Bergverk	0.	.4361	.4361	.	.	.4361	0.	1.
16 Nærings.	.4467	.5533	.2522	.1063	2) .1948	.5533	.4467	.5533
17 Nytelse.	0.	1.	.8444	.	3) .1556	1.	0.	1.
18 Tekstil	.2699	.2408	.1532	.0318	4) .0558	.6937	.5285	.4715
26 Trevarer	.3318	.1510	.0441	.0284	4) .0785	.1510	.6872	.3128
34 Tref.edl.	.1210	.4738	.2851	.1887	.	.4738	.2035	.7965
37 Kjem.råv	0.	.6115	.3516	.2599	.	.6115	0.	1.
27 Kjem/Min	.5334	.4366	.3785	.0582	.	.4366	.5499	.4501
43 Metaller	.2381	.2496*	.	.	5) .2496	.2496	.4882	.5118*
45 Verkst.	.3740	.2671	.2341	.0330	.	1.	.5834	.4166
50 Skip/pl.	.4356	.3309	.2605	.0704	.	1.	.5683	.4317
28 Grafisk	0.	.4220	.4220	.	.	.4220	0.	1.

\*  $El^i(;;P^V)$ ,  $i=M,L$ , hvor  $P^V$ =verdensmarkedspris.

1) Hveteprisindeks 2) Jordbruksvareprisindeks 3) Tobakksprisindeks 4) Landbruksvareprisindeks 5) Metallprisindeks

I de sektorene hvor  $\alpha$  er null blir importprisen i sin helhet forklart av omkostningsutviklingen ute. Dette gjelder sektorene 17 Nytelsesmidler, 28 Grafisk og 31 Bergverk. I de sektorene hvor  $\alpha$  er

lik en, er imidlertid importprisen helt uavhengig av produksjonsomkostningene i utlandet, og de som setter importprisene opptrer med en prislegeradferd i forhold til norskproduserte varer. Dette gjelder sektorene 12 Skogbruk og 50 Skip og plattformer. I de øvrige sektorene har norske hjemmepriser og produksjonsomkostninger omtrent lik vekt.

Lønn er den viktigste komponenten til forklaring av enhetsomkostningene i de fleste sektorene.

Oljeprisen inngår også i mange sektorer. Koeffisienten er tildels høyere enn en skulle forvente, basert på kjennskap til vareinnsatsen i sektorene, selvom en tolker oljeprisen som en indikator for energipriser. Det er særlig vanskelig å forklare den store koeffisienten i 34 Treforedling, mens den er mer rimelig for 37 Kjemiske råvarer.

I flere av sektorene har råvarepriser forklaringskraft. I 16 Næringsmidler inngår det en jordbruksprisindeks, i 17 Nytelsesmidler en tobakksprisindeks og i 18 Tekstil og 26 Trevarer en landbruksvareprisindeks. Flere av koeffisientene er, som for oljeprisen, tildels høyere enn den tilsvarende budsjettandelen av variable omkostninger disse innsatsvarene har. Noe av forklaringen kan være at det er samvariasjon i prisbevegelsene for de råvarene som er med i modellen og priser på andre råvarer som egentlig også skulle inngått i ligningene. Pga. manglende tilgang på data har vi ikke forfulgt denne tankegangen videre. På den annen side er det klart at med pålagt homogenitet i omkostningsfunksjonene må virkningen av utelatte prisvariable "tyte ut" et sted, slik at tolkningen av koeffisientene blir usikker.

For sektorene 11 Jordbruk og 43 Metaller har vi brukt den alternative modellen, og her inngår hhv. en hvetepreisindeks og en metallprisindeks som verdensmarkedspriser.

Trendleddet inngår for flere av sektorene. Trendleddet har i modellen en utvidet tolkning idet det er antatt også å fange opp endringer i mark-up faktoren, i tillegg til teknisk fremgang. I alle de sektorene hvor koeffisienten ble signifikant forskjellig fra null, ble fortegnet negativt. Den høye tallverdien (over 3 prosent) i sektorene 17 Nytelsesmidler, 34 Treforedling og 37 Kjemiske råvarer behøver ikke å

indikere stor teknisk fremgang, men kan altså komme av en nedgang over tid i størrelsen på mark-up faktoren.

For fem av sektorene, 11 Jordbruk, 18 Tekstil, 31 Berverk, 45 Verksted og 50 Skip og plattformer, gir estimeringen som resultat at korttidsvirkningen av valutakursendringer er større enn langtidsvirkningen. I disse sektorene later det altså til å være vanlig med relativt lange kontrakter, oppgjort i utenlandsk valuta. Når det gjelder langtidsvirkningen av valutakursendringer, følger det fra det teoretiske opplegget at denne er den samme som for omkostningsendringer.



## 6. ENDOGENE IMPORTPRISER I MODAG.

De estimerte importprislikningene som er presentert i dette notatet er implementert i en versjon av den makroøkonomiske modellen MODAG. (En kortfattet gjennomgang av MODAG finnes i Cappelen og Moum (1987), mens en mer omfattende beskrivelse er gitt i Bergan et. al. (1986).) MODAG er en kryssløpsbasert årsmodell med 41 varer og 33 produksjonssektorer beregnet for analyser på mellomlang sikt. I modellen er produksjon, investeringer, konsum, import, eksport, priser og lønninger for en stor del endogene. I de beregningene som gjengis nedenfor er det benyttet en versjon med disaggregerte lønnsrelasjoner basert på hovedkursteorien og med Phillips-kurveledd (se Stølen (1987)).

Prisdelen i MODAG kan forenklet og på tilvekstform beskrives ved:

$$(6.1) \quad b_i = \alpha \cdot b_h + (1-\alpha) \cdot (cu+v)$$

$$(6.2) \quad b_h = \beta \cdot b_i + (1-\beta) \cdot w + f(z_h)$$

$$(6.3) \quad w = \delta \cdot b_h + (1-\delta) \cdot b_i + g(u)$$

$$(6.4) \quad b_e = \gamma \cdot b_i + (1-\gamma) \cdot w + h(z_e)$$

hvor  $b_j$  = prisstigningstakt, varetype  $j$ ,  $j = i$ (import),  
 $e$ (eksport),  $h$ (jemmeleveranser)  
 $v$  = valutakursendringstakt  
 $cu$  = stigningstakt for enhetsomkostninger i utlandet  
 $w$  = lønnsstigningstakt  
 $u$  = arbeidsløshetsrate  
 $z_j$  = andre variable (priser på ikkeproduserte  
innsatsfaktorer, offentlige avgifter,  
kapasitetsutnyttelse, produktivitet mm.) ,  
varetype  $j$ .

Importprisene er altså homogene i enhetsomkostninger målt i norske valuta og hjemmepriser, hjemmeprisene er homogene i lønn og importpriser, lønnen er homogen i hjemmepriser og importpriser og eksportprisene er homogene i lønn og verdensmarkedspriser

(approsimert med importprisene). Virkningen av prisleddene blir modifisert hvis kapasitetsutnyttelsen endrer seg, hvis ikkeproduserte innsatsfaktorer (f.eks. elektrisitet) ikke kompenseres fullt ut (eksport- og hjemmeprislikningene) eller hvis arbeidsløshetsraten avviker fra "the natural rate of unemployment" som er 2.4 prosent i MODAG (lønnsrelasjonene). (Det må nevnes at forutsetningen om homogenitet ikke er helt oppfylt i alle de sektorvise lønnsrelasjonene, noe som vil fremgå av beregningene nedenfor.)

På redusert form får en:

$$(6.5) \quad b_i = cu+v + E(u, zh, ze)$$

$$(6.6) \quad b_h = cu+v + F(u, zh, ze)$$

$$(6.7) \quad w = cu+v + G(u, zh, ze)$$

$$(6.8) \quad b_e = cu+v + H(u, zh, ze)$$

Mao. blir endringer i utenlandske kostnader og valutakurs fullstendig overveltet, og stigningstakten i innenlandske priser vil (med lag) være lik den utenlandske, evt. med (små) avvik som skyldes endringer i kapasitetsutnyttelse etc.

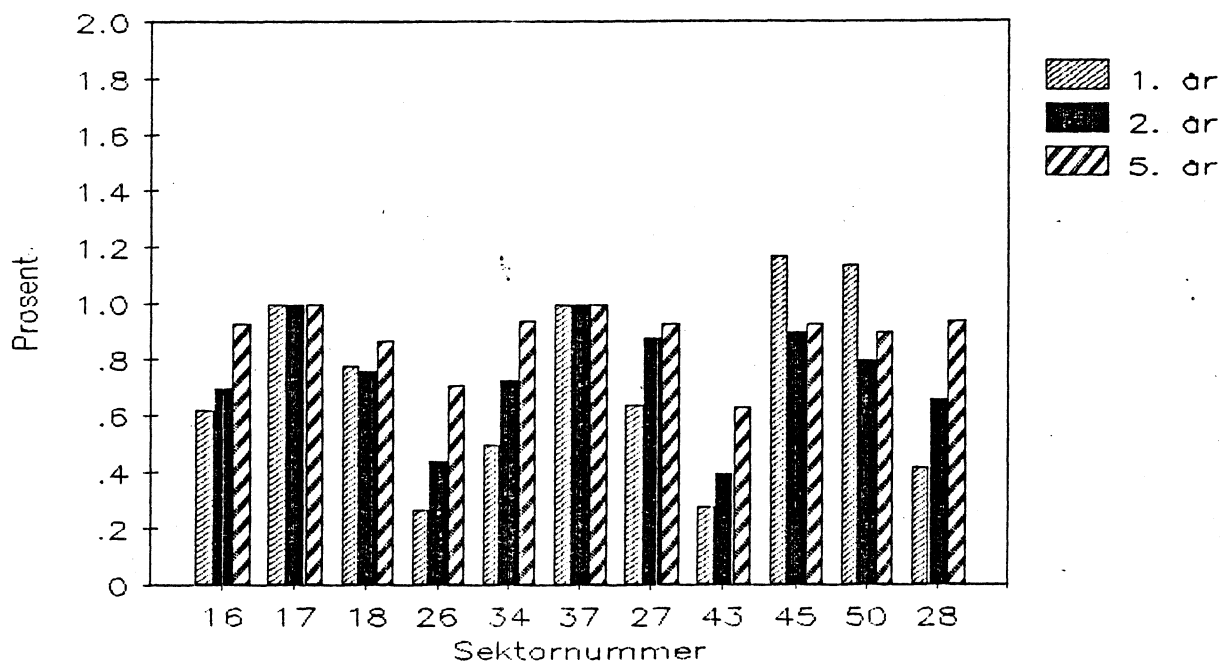
Nedenfor skal vi kort gjennomgå virkningene av to typer eksogene sjokk i MODAG - devaluering og ekspansiv finanspolitikk - med spesiell vekt på virkningen på importprisene. Referansebanen er i hovedsak den samme som hos Cappelen og Moum (1987). Noen små avvik fra deres bane skyldes at vi i disse beregningene bruker en MODAG-versjon med sektorvise lønnsrelasjoner, mens Cappelen og Moum (1987) brukte en versjon med en aggregert lønnsrelasjon og en forutsetning om konstant lønnsstruktur mellom sektorene.

### **6.1 Devaluering.**

Valutakursen er økt med 1 prosent fra og med 1985 i forhold til i referansebanen. For de varene hvor importprisen ikke er endogenisert, er det beregnet et forløp (med relativt rask overveltning), og det samme gjelder en del eksogene eksport- og hjemmepriser.

## DEVALUERINGSELASTISITETER

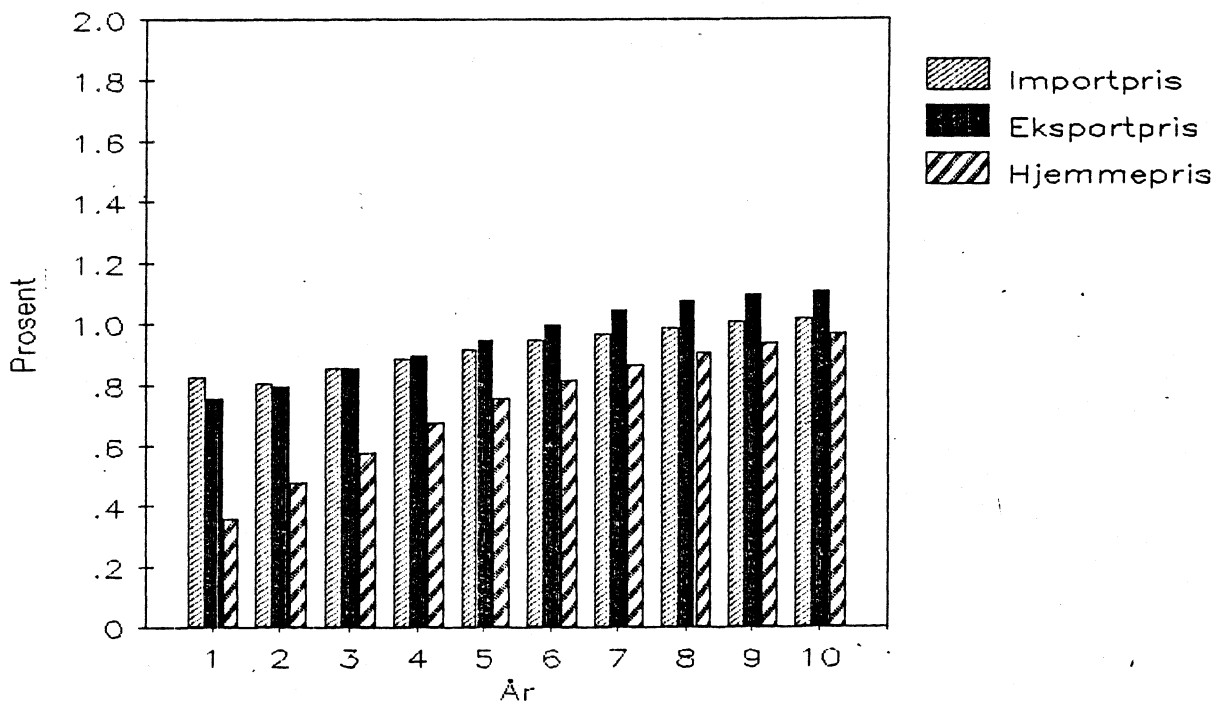
### Importpriser MODAG-sektorer



Devaluering med 1 prosent i 1985.

## DEVALUERINGSELASTISITETER

### Import-, eksport- og hjemmepris



Devaluering med 1 prosent i 1985.

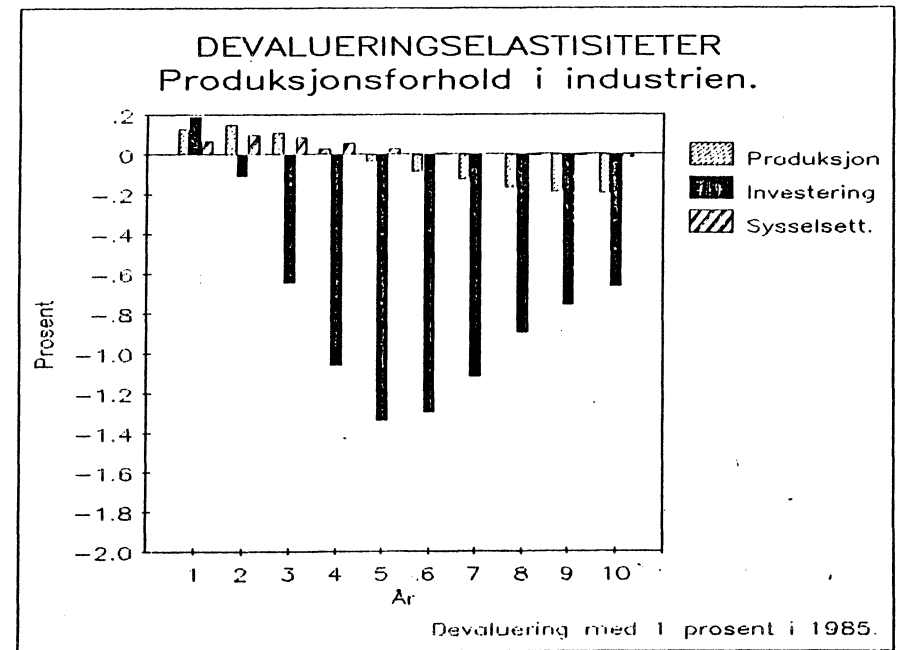
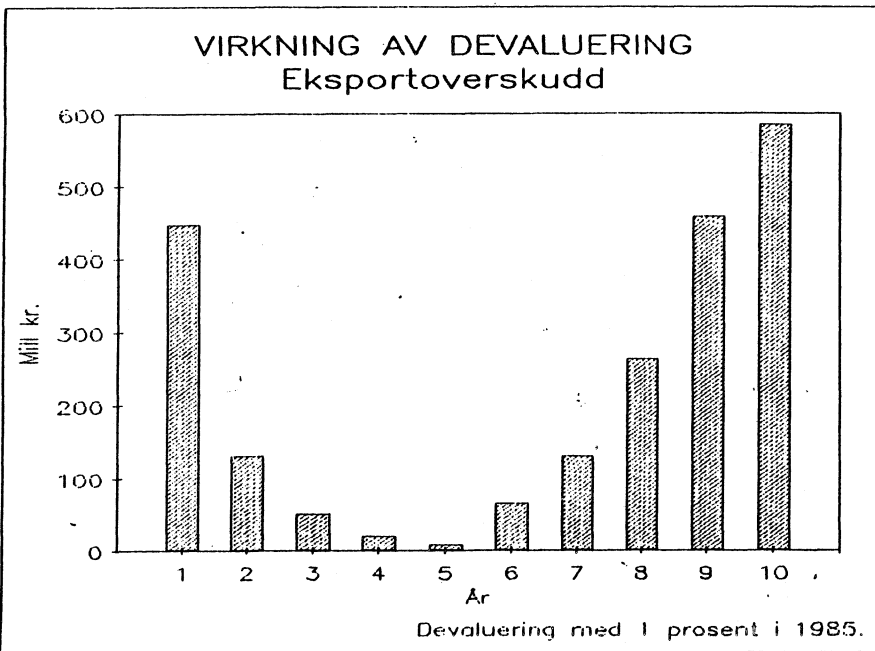
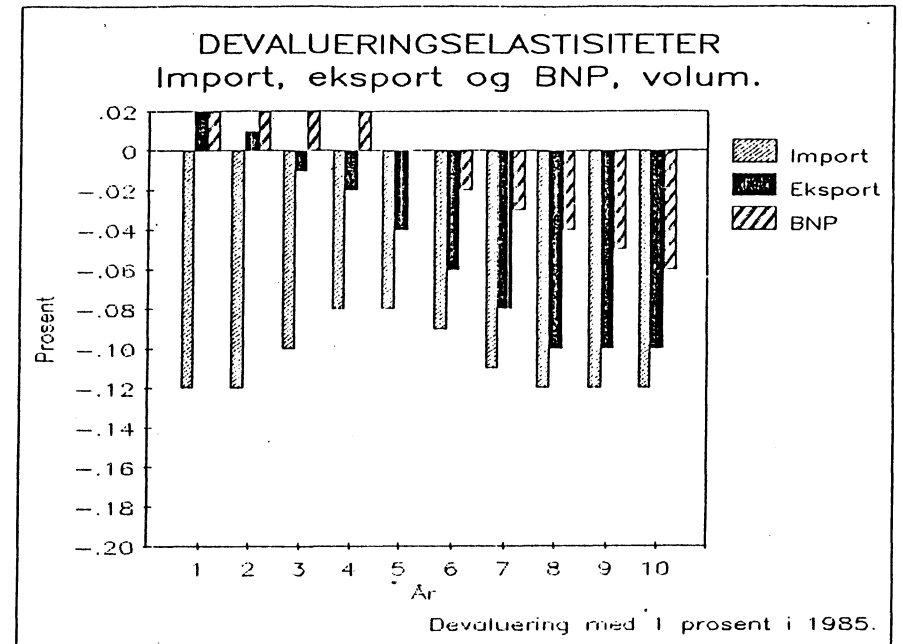
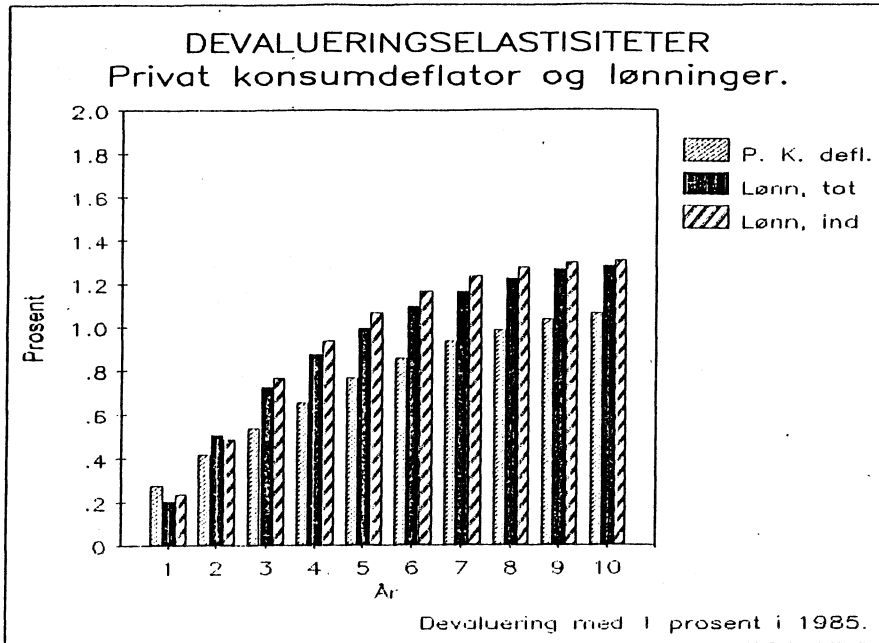
Gjennomslaget er stort for de fleste importvarene allerede det første året, i gjennomsnitt over 80 prosent. Det er tildels betydelige forskjeller mellom sektorene, avhengig av vekten på omkostningene i utlandet i forhold til hjemmeprisene, og størrelsen på tilpasningskoeffisienten. For noen av varene skjer det en overkompensasjon i forhold til langtidsløsningen. Etter at valutakursvirkningene har utspilt sin direkte virkning, fortsetter de importprisene å stige som avhenger av hjemmeprisene. På lang sikt (8-10 år) er gjennomslaget fullstendig.

For sektorene 26 Trevarer og 43 Metaller er førsteårsvirkningen liten og selv etter 5 år er ikke gjennomslaget mer enn omtrent 70 prosent. Forklaringen er først og fremst at vekten på hjemmeprisen er stor i disse sektorene, men også at tilpasningskoeffisienten ikke er nær 1. Disse resultatene virker intuitivt lite rimelige, men estimeringsresultatene er ganske entydige.

Mekanismene i MODAG er, slik som det fremgår av (6.1)-(6.4), at økte importpriser trekker opp både eksport- og hjemmepriser fordi importprisene inngår som konkurransepriser for begge disse pristypene. For eksportprisene er nok dette en svakhet, og det arbeides med å rette på denne. Videre vil økte importpriser skyve opp lønningene, noe som igjen påvirker eksport- og hjemmeprisene. Økte hjemmepriser gir økte importpriser osv. I tillegg til disse virkningene, vil det være virkninger på prisene via kapasitetsutnyttelse og stramheten på arbeidsmarkedet. Disse er imidlertid små, relativt sett.

Fordi MODAG ikke er lineær i alle relasjoner, vil virkningsberegninger avhenge av referansebanen og spesielt tidspunktet for endringen av eksogene variable (se Cappelen og Moum (1987)). Dette ser en f.eks. ved at lønningene blir relativt kraftig overkompensert pga. det stramme arbeidsmarkedet i årene etter valutakursendringen og den nedgangen i ledigheten som bedret konkurransevne og økt produksjon i første omgang fører med seg. Det ses også for utviklingen i eksportoverskuddet som forbedres pga. det store overskuddet i 1985 og prisvridningen til fordel for norsk eksport.

Pga. Phillips-kurve leddet og overkompensasjonen i lønningene, øker eksportprisene mer enn importprisene, noe som leder til redusert eksport og produksjon. I motsatt retning trekker realinntektsvirkningen av lønningene. I sum er kvantumsvirkningene små



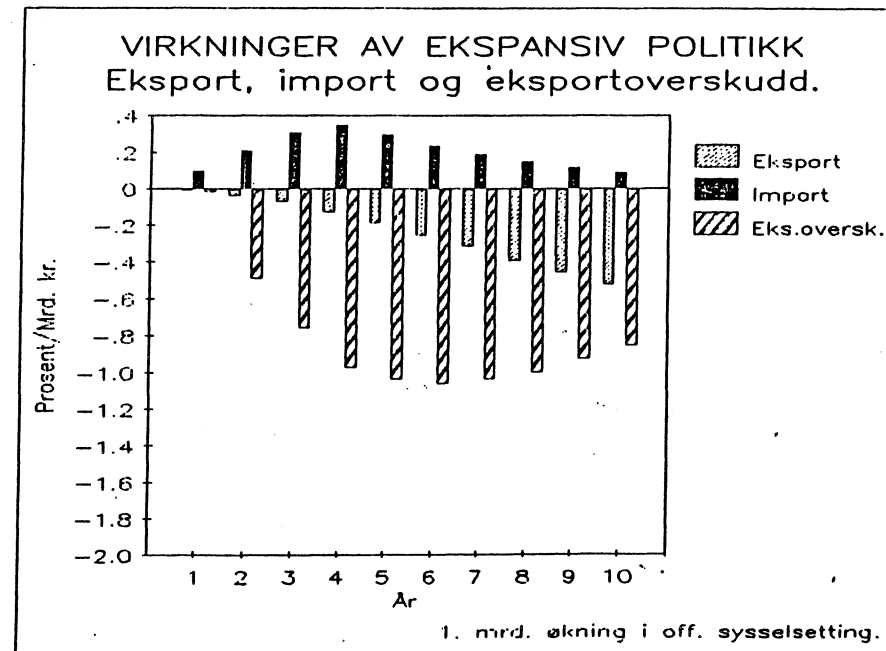
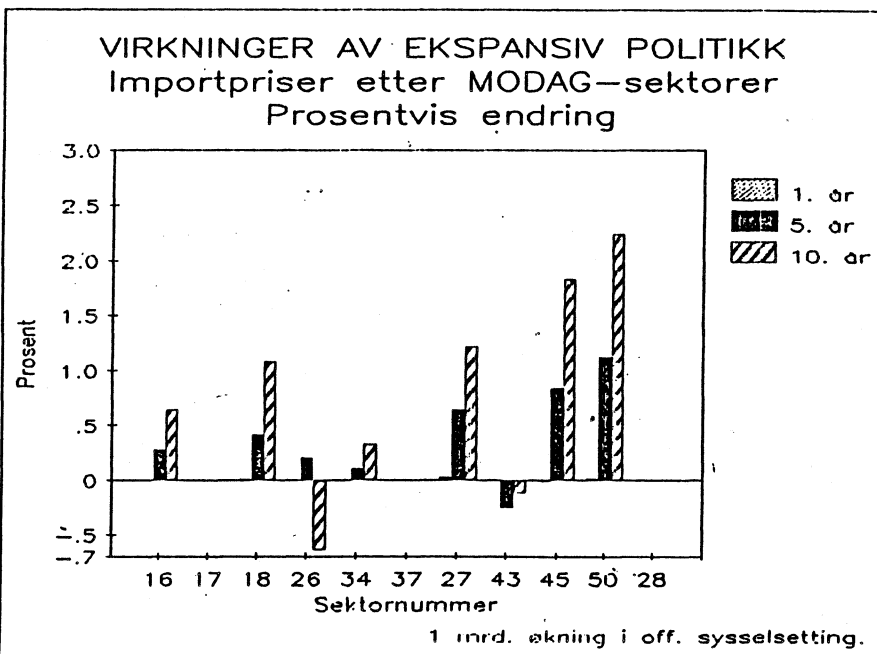
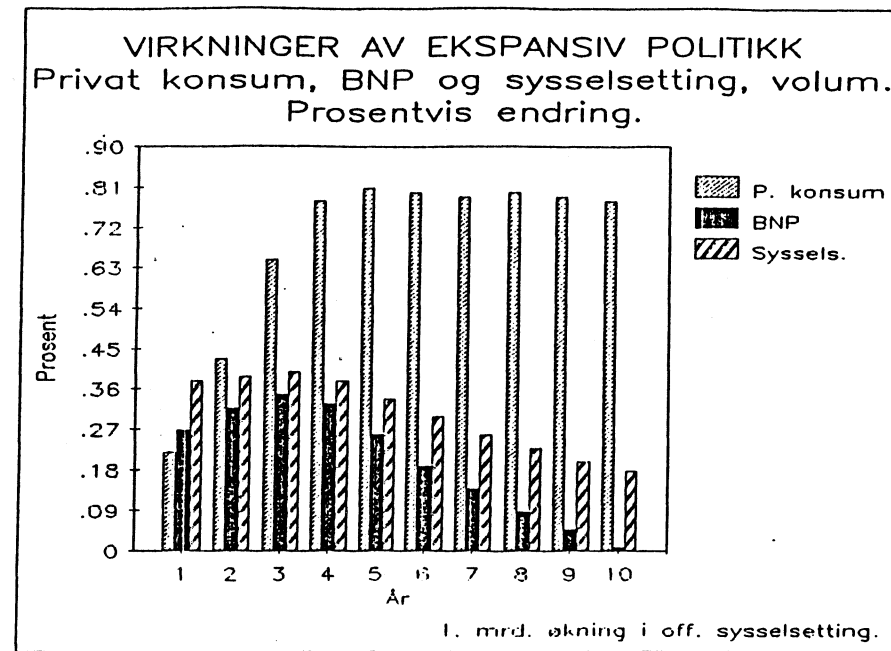
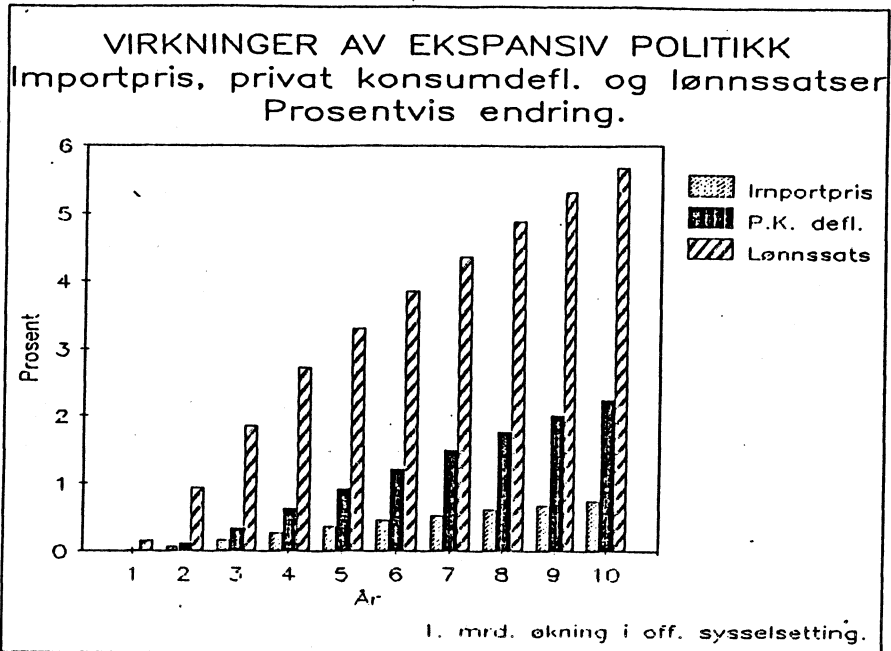
og domineres klart av prisvirkningene.

## **6.2 Ekspansiv finanspolitikk.**

Virkningen av ekspansiv finanspolitikk avhenger sterkt av hvilke utgifter som økes eller hvilke skatter som reduseres (se Cappelen og Moum (1987)). Vi har her valgt å øke offentlige sysselsetting tilsvarende 1 mrd. kroner, noe som gir relativt store multiplikatorer fordi den direkte virkningen på importen er liten.

I denne versjonen av MODAG vil økt sysselsetting og redusert ledighet gi økt lønnsvekst. Dette gir press på både eksport- og hjemmepriser. Virkningen på importprisene avhenger av størrelsen på hjemmeprisendringene, vekten på hjemmeprisen i importprislikningene og tilpasningskoeffisienten. Den initiale virkningene i alle sektorer er liten, men etterhvert får endel sektorer tildels sterkt økte importpriser. I noen av sektorene går importprisen ned, men dette må tilskrives "perversiteter" i modellen (bl.a. at importprisen fungerer som konkurransepris for eksporten) og kan ikke tas alvorlig. Det arbeides med å forbedre MODAG på dette punkt.

På lang sikt er kvantumsvirkningene på BNP og sysselsetting små, noe som skyldes en "crowding out" effekt på privat næringsvirksomhet. Prisvirkningene er imidlertid tildels betydelige, noe som delvis forklares av det som tidligere er nevnt om betydningen av referansebane og starttidspunkt. Det stramme arbeidsmarkedet gjør således at lønnsstigningen blir meget sterk umiddelbart etter politikkendringen.



## 7. REFERANSER.

BERGAN, R. (1986): "AARDAT - en databank for MODAG og MSG." Upublisert notat. Statistisk Sentralbyrå.

BERGAN, R., CAPPELEN, Å., LONGVA, S. og STØLEN, N.M. (1986): "MODAG A - a medium term annual macroeconomic model of the Norwegian economy.", Discussion Paper no. 18, Central Bureau of Statistics.

BOND, I.D. (1981): "The determination of UK manufactured prices", Bank of England Discussion Paper, No. 16.

CAPPELEN, Å. (1985): "Inn- og utfasingen av prisstopp." Upublisert notat. Statistisk Sentralbyrå.

CAPPELEN, Å. og MOUM, K. (1987): "En presentasjon av MODAG - modellens struktur og egenskaper.", Sosialøkonomen nr. 5.

CRAMER, J.S. (1971): "Empirical econometrics", North Holland/American Elsevier, Amsterdam - New York.

VON DER FEHR, N-H. M. (1985): "Noen trekk ved norsk import 1973-83." Upublisert notat.

GRAVELLE, H. og REES, R. (1981): "Microeconomics." Longman, London-New York.

HARVEY, A.C. (1981): "The econometric analysis of time series." Philip Allan Publ. Ltd. Oxford.

HISTORICAL STATISTICS, Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD).

INTERNATIONAL FINANCIAL STATISTICS, International Monetary Fund (IMF).

JOHNSTON, J. (1984): "Econometric Methods", third ed., McGraw-Hill Book Co., Singapore.



- KIVIET, J.F. (1986): "On the rigour of some misspecification tests for modelling dynamic relationships." Rev. of Ec. Studies, Vol. LIII, pp. 241-261.
- LLEWELLYN, G.E.J. (1974): "The determinants of United Kingdom import prices", The Economic Journal, 84, pp 18-31.
- LLEWELLYN, G.E.J. og PESARAN, M.H. (1976): "The determinants of United Kingdom import prices - note", The Economic Journal, 86, pp 315-20.
- LUND, A. og REYMERT, M. (1982): "Tabeller med fordeling av norsk eksport og import etter Nasjonalregnskapets vareinndeling på land og SITC-varer." Interne notater-82/34. Statistisk Sentralbyrå.
- NICKELL, STEPHEN (1985): "Error correction, partial adjustment and all that: An expository note", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 47, 2.
- PAGAN, ADRIAN (1985): "Time series behaviour and dynamic specification" Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 47, 3.
- STEWART, M.B. and WALLIS, K.F. (1981): "Introductory econometrics" second ed., Basil Blackwell Publisher, England.
- STØLEN, N.M. (1983): "Importandeler og relative priser - en MODAG-rapport." Rapporter 83/33. Statistisk Sentralbyrå.
- STØLEN, N.M. (1987): "Lønnsrelasjoner i MODAG.", Upublisert notat. Statistisk Sentralbyrå.
- SØBYE, E. (1986): "Petroleumsvirksomhet i Nordsjøområdet." Interne notater 86/13. Statistisk Sentralbyrå.
- YEARBOOK OF NORDIC STATISTICS, Nordic Council and the Nordic Statistical Secretariat.

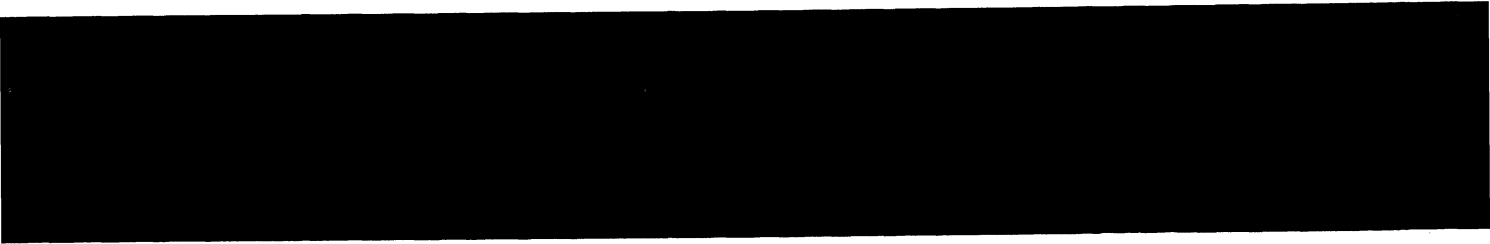
## VEDLEGG A: VAREINDELINGEN I MODAG.

MODAG kode	BETEGNELSE	AARDAT kode	NASJONALREGNSKAPS- varekode
	<u>Varer fra bedrifter</u>		
11	Jorbruksprodukter	11	101-105, 108, 110, 113-118, 121-127, 134, 136, 138-140
12	Skogbruksprodukter	12	143, 144, 146, 147
13	Fisk m.v.	13	151-157
31	Bergverksprodukter	32, 33	160, 171, 172, 175, 181
16	Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter	16	200, 205, 211-213, 215, 220, 225, 230, 235, 240, 245, 250, 255, 260, 266, 270,
17	Drikkevarer og tobakk	17	275, 280, 285, 290
18	Tekstil og beklednings- varer	18	295, 300, 305, 310, 315, 320, 325, 331, 332, 335, 340, 345, 350
26	Trevarer	26	355, 360, 365, 370, 375
34	Treforedlingsprodukter	34	380, 385, 390, 395, 400
37	Kjemiske råvarer	37	420, 425, 430
41	Bensin	41	461
42	Fyringsolje o.l.	42	462, 463
27	Kjemiske og mineralske produkter m.v.	27	435, 440, 445, 450, 455, 468, 470, 475, 480, 485, 490, 495, 500, 505, 665, 670, 675, 680
43	Metaller	43	510, 515, 520, 525, 530, 535
45	Verkstedprodukter	45	070-072, 075, 084, 085, 090, 091, 540, 545, 550, 555, 560, 565, 570, 576, 577, 580, 585, 590, 595, 600, 605, 610, 615, 620, 625, 646, 647, 652, 653, 663, 664
50	Skip og plattformer m.v.	50	582-584, 596-599, 630-634, 636-640
28	Grafiske produkter	28	406, 407, 409, 411, 412, 416, 417
71	Elektrisitet	71	686
55	Bygg og anlegg	55	082, 083, 131-133, 148, 149, 158, 159, 683, 684, 688, 689, 701-716, 718, 719, 803, 804, 862, 863, 957, 958
81	Varehandel	81	079, 720, 14xxx

MODAG kode	BETEGNELSE	AARDAT kode	NASJONALREGNSKAPS- varekode
	<u>Varer fra bedrifter forts.</u>		
66	Råolje	66	166,168
67	Naturgass	67	167
68	Boring etter olje og gass, utleie av bore- rigger,	68	717,906
69	Olje- og gasstransport med rør	69	824
60	Transporttjenester, utenriks sjøfart	60	831,832
74	Transporttjenester, innenlands	74	801,802,806,807, 811,816,820,826, 827,833,836,837, 842-844,846,847, 851,852,856,857, 858,861
82	Bank- og forsikrings- tjenester m.v.	82	866,867,871,872, 874,875,881,882
83	Boligtjenester	83	885
85	Annen privat tjenesteyting	85	690,696,761,762, 890,895,900,901, 902,905,921,926, 927,931,932,936, 940,946,951,952, 956,960,965,971, 972
	<u>Gebyrer</u>		
92	Forsvar	92	916,917
93	Undervisning og forskningsvirksomhet	93	928,929
94	Helsetjenester m.v.	94	933,934,937,938
95	Annen offentlig tjenesteyting	95	137,145,687,828, 838,841,848,949, 870,903,904,911, 912,922,923,947, 948,953,954
	<u>Ikke-konkurrerende importvarer</u>		
00	Matvarer	00	106,107,109,267
01	Råvarer	01	173,182
02	Industrielle ferdigvarer	02	061,578,651,661, 662,908,909
05	Skipsfartens drifts- utgifter i utlandet	05	051,053
06	Oljeutvinning, diverse import og eksport	06	046,047,048,056, 057,060,062,063, 064
19	Annen ikke-konkurrerende import	19	045,055,058,059, 913,915,918
36	Konsum i utlandet	36	066-069

UTKOMMET I SERIEN RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ ETTER 1. JANUAR 1987 (RAPP)  
 Issued in the series Reports from the Central Bureau of Statistics since 1 January 1987 (REP)  
 ISSN 0332-8422

- Nr. 87/1 Naturressurser og miljø 1986 Energi, mineraler, fisk, skog, areal, vann, luft, radioaktivitet, miljø og levekår Ressursregnskap og analyser. 1987-115s. 40 kr ISBN 82-537-2404-7
- 87/2 Folke- og boligtellingerne 1960, 1970 og 1980 Dokumentasjon av de sammenlignbare filene. 1987-266s. 55 kr ISBN 82-537-2416-0
  - 87/3 KVARTS-84 Modellbeskrivelse og teknisk dokumentasjon av 1984-versjonen av KVARTS/Einar Bowitz, Morten Jensen og Vidar Knudsen. 1987-87s. 40 kr ISBN 82-537-2441-1
  - 87/5 Grunnlag for ferieprognoser Analyse av ferieplaner og faktisk feriemønster/Hege Kitterød. 1987-55s. 40 kr ISBN 82-537-2444-6
  - 87/6 Holdninger til norsk utviklingshjelp 1986. 1987-73s. 40 kr ISBN 82-537-2491-8
  - 87/7 VAR Statistikk for vannforsyning, avløp og renovasjon Analyse av VAR-data Hefte III Avløpsledninger, Tilknytning til avløpsnett, Avløpsavgifter/Frode Brunvoll. 1987-67s. 40 kr ISBN 82-537-2485-3
  - 87/8 Framskrivning av tilgang på arbeidskraft i fylkene 1983-2003/Knut Ø. Sørensen. 1987-78s. 40 kr ISBN 82-537-2497-7
  - 87/9 Energisubstitusjon og virkningsgrader i MSG/Torstein Bye og Bente Vigerust. 1987-41s. 30 kr ISBN 82-537-2502-7
  - 87/10 Et økonomisk-demografisk modellsystem for regional analyse/Tor Skoglund og Knut Ø. Sørensen. 1987-58s. 30 kr ISBN 82-537-2503-5
  - 87/12 Virkninger på nordisk samhandel av en svensk devaluering/Sturla Henriksen. 1987-75s. 40 kr ISBN 82-537-2509-4
  - 87/13 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene 1970-1987. 1987-69s. 40 kr ISBN 82-537-2517-5
  - 87/14 MSG-4 A Complete Description of the System of Equations/Erik Offerdal, Knut Tonstad og Haakon Vennemo 1987-141s. (RAPP; 87/14) 45 kr ISBN 82-537-2524-2
  - 87/15 Energiundersøkelsen 1985 Energibruk i privat og offentlig tjenesteyting/Jon Sagen. 1987-93s. 40 kr ISBN 82-537-2533-7
  - 87/16 Kommunehelsetjenesten Årsstatistikk for 1986. 1987-61s. 40 kr ISBN 82-537-2531-0
  - 87/17 Nordmenns ferievaner i regional perspektiv/Hege Kitterød. 1987-86s. 40 kr ISBN 82-537-2543-4
  - 87/18 Totalregnskap for fiske- og fangstnæringen. 1987-39s. 30 kr ISBN 82-537-2549-3
  - 87/19 En økonometrisk analyse av varigheten av arbeidsledighet/Rolf Aaberge. 1987-39s. 30 kr ISBN 82-537-2546-9
  - 87/20 Statistisk beskrivelse av arbeidsledighetens lengde 1973-1985/Rolf Aaberge. 1987-39s. 30 kr ISBN 82-537-2547-7
  - 87/21 Aktuelle skattetall 1987 Current Tax Data. 1987-45s. 40 kr ISBN 82-537-2552-3



Pris kr 40,00

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

---

ISBN 82-537-2569-8  
ISSN 0332-8422