

Arbeidsnotater

S T A T I S T I S K S E N T R A L B Y R Å

Dronningensgt. 16, Oslo-Dep., Oslo 1. Tlf. 41 38 20

10 77/9

2. desember 1976

ANALYSE AV DELINDEKSER I KONSUMPRISINDEKSEN KVARTALSDATA FOR ÅRENE 1970-1975

av

Sigurd Tveitereid

INNHold

	Side
1. Innledning	1
2. Generelt om valg av datagrunnlag	2
3. Valg av avhengige variable	2
4. Det teoretiske grunnlaget for analysen	5
4a. Kryssløpsstrukturen i delindeksene	5
4b. Merknader til kryssløpsbestemmelsen av konsumprisene	7
4c. Definisjon av et normalkostnadsbegrep eller T-prisindeksen	8
4d. Momentan samvariasjon mellom den løpende konsumprisindeksen og T-prisindeksen	10
4e. Lag mellom den løpende konsumprisindeksen og T-prisindeksen	10
4f. Sesongvariasjoner i forholdet mellom den løpende konsumprisindeksen og T-prisindeksen ..	11
4g. Mulige faktorer bak forsinkelsene av eksogene prisimpulser og sesongvariasjoner	12
5. Datagrunnlaget	13
5a. Beregningen av kryssløpskorrigerte kostnadskoeffisienter eller virkningstall	13
5b. Konsumprisindekser	14
5c. Importprisindekser	15
5d. Regulerte priser	17
5e. Lønnskostnader	19
5f. Indirekte skatter, beregning av prisindekser i "selgerverdi"	21
6. Estimering av hovedrelasjoner for prisutviklingen fra kvartal til kvartal	22
6a. Estimering av T-prisindekser	23
6b. Momentan samvariasjon i observasjonsperioden	25
6c. Sesongvariasjon i observasjonsperioden	26
6d. Lag i observasjonsperioden	28
6e. Sammenfatning av føyningsegenskapene	32
7. Andre forklaringsfaktorer, modifikasjoner	35
7a. Virkninger av pris- og avansestopp	36
7b. Betydningen av stigende importandel og priskonkurranse fra utlandet - tekoverer som eksempel	38
7c. Virkninger av avvik fra normal kapasitetsutnyttelse i industrien	40
7d. Korrelasjon i restleddene ved momentan samvariasjon	43
(i) Korrelasjonsmatrisen for beregnede restledd i konsumsektorene	43
(ii) Prisrelasjoner sammensatt av T-prisindekser og stokastiske restledd definert ved Markov-prosesser	46
(iii) Aggregering av kvartalsrelasjonene til årsrelasjoner	48
(iv) Eksempel på Green-Goldbergs konstantkorreksjoner	50
(v) Løpende oppdatering av parameterene i Markov-prosessene	51
8. Sammenfatning og skisse av et opplegg til en operasjonell kvartalsmodell	52
V e d l e g g	
1. Aggregering av varer og produksjonssektorer. Varer med kostnadsbestemte og eksogene hjemmepriser	55
2. Virkningstabell	67
3. Tallfesting av prisstopp-variablen	73
Litteraturliste	74

Ikke for offentliggjøring. Dette notat er et arbeidsdokument og kan siteres eller refereres bare etter spesiell tillatelse i hvert enkelt tilfelle. Synspunkter og konklusjoner kan ikke uten videre tas som uttrykk for Statistisk Sentralbyrås oppfatning.

1. Innledning*

I mange sammenhenger er prisanalyser og prisprognoser på grunnlag av årsdata en for grov tilnærming til virkeligheten, flere interessante trekk ved utviklingen kan bli borte. For å få bedre tak på hvorledes f.eks. et lønnsoppgjør, en valutakursendring eller prisstopp tiltak virker, kan det være nødvendig å se på bevegelser i prisene over året. Et forsøk på disaggregering over tidsdimensjonen blir presentert i dette notatet. Hovedvekten vil bli lagt på å finne fram til sammenhenger som eventuelt kan brukes i en kvartalsmodell for prisdannelsen. Indirekte medfører selvsagt dette også en beskrivelse av enkelte trekk ved prisutviklingen i observasjonsperioden 1970-1975. Dette aspektet vil imidlertid bli skjøvet i bakgrunnen i denne analysen.

Utgangspunktet er prismodellen i MODIS IV, se Longva og Tveitereid (1975) [23], Bjerkholt og Longva (1974) [5]. I MODIS IV er alle variable og alle faste parametre knyttet til året. Det sentrale element i prismodellen i MODIS IV er et kostnadskryssløp. Alle kryssløpskoeffisienter, importandeler og forskjellige fordelingsnøkler er beregnet på grunnlag av nasjonalregnskapets årstall. I denne analysen har vi beholdt disse faste parametrene basert på årsdata, mens variable som prisindekser, lønnsindekser og satser for indirekte skatter er knyttet til kvartalet. På grunnlag av observasjoner for perioden 1970-1975 har vi forsøkt å tallfeste ulike kvartalsvise tilpasninger av prismodellen i MODIS skrevet på redusert form.

Tidsforløpet av spredningen av prisimpulsene i økonomien og sesongvariasjoner blir viktige faktorer når en går fra årsdata til kvartalsdata. Det teoretiske fundament for å finne holdbare strukturrelasjoner for disse fenomenene er svakt.¹⁾ De relasjoner som vi har tallfestet i dette notatet kan oppfattes som reduserte former av forskjellige, uspesifiserte strukturmodeller for dynamisk priskryssløpsanalyse der prisene på årsbasis bestemmes av "normale kostnader". Med bakgrunn i dette, sier det seg selv at undersøkelsen må få et visst preg av famling etter tilfredsstillende føyningsegenskaper.

Vi har konsentrert oppmerksomheten om å forklare snaut halvparten av delindeksene i konsumprisindeksen. Inndelingen i delindekser på konsumprisindeksens materiale er bestemt av inndelingen i konsumsektorer i MODIS IV. Se Bjerkholt, Furunes og Longva (1974) [7]. Vi har forsøkt å forklare utviklingen i disse indeksene på et langt mer disaggregert nivå enn det som synes å være vanlig i økonometriske prisanalyser og som kan offentliggjøres ved prisprognoser. Dette øker imidlertid mulighetene for å kunne begrunne ad hoc pregede forbedringer av de relasjonene vi søker å tallfeste og gir muligheter for å trekke mer informasjon ut av det foreliggende datamateriale enn det en sterkere aggregering av delindeksene kan gi.²⁾ Sluttresultatene av slike detaljerte beregninger kan jo lett aggregeres til f.eks. én prisindeks ved en eventuell publisering av prisprediksjoner som bygger på dette detaljerte opplegget.

I kapittel 2 skal vi diskutere de generelle dataproblemene en står overfor ved kvartalsanalyse av priser noe nærmere. I kapittel 3 omtaler vi avgrensingen av de avhengige variable i analysen. I kapittel 4 tar vi opp det teoretiske grunnlaget for prisrelasjonene og definerer vårt normalkostnadsbegrep. Kapittel 5 omtaler datagrunnlaget og beskriver enkelte trekk ved samplet. Modellens faste parametre (virkningstall) blir også dokumentert. I kapittel 6 dokumenterer vi resultatene av estimering av en del "hovedrelasjoner" for prisdannelsen fra kvartal til kvartal: Momentansamvariasjon mellom priser og normalkostnader i 6b, sesongvariasjoner i 6c og tidsforskyvningen mellom normalkostnader og priser i 6d. Resultatene av føyningene er sammenfattet ved et søylediagram i 6e. I kapittel 7 omtaler vi noen forsøk på å forbedre disse hovedrelasjonene. Kapittel 6 representerer første runde i beregningsprosessen, kapittel 7 andre runde der vi ser på mer spesielle prisbestemmende faktorer som prisstopp (7a), stigende importandeler for tekovarer (7b), kapasitetsutnyttelsen i industrien (7c). I 7d ser vi nærmere på prisrelasjonene som bygger på momentan tilpasning mellom normalkostnader og priser.

Klassifikasjoner, virkningstall m.v. er gitt i egne vedlegg.

* Forfatteren ønsker å takke Arne Amundsen, Ådne Cappelen og Paal Sand som har lest deler av manuskriptet og gitt mange nyttige kommentarer.

1) Nordhaus (1971) [29] gir en oversikt over prisdannelsessteorier som kan gis en empirisk utforming.

2) Fromm og Schink (1973) [12] diskuterer en del synspunkter på dette.

2. Generelt om valg av datagrunnlag

Tilgangen på data har vært en viktig begrensning på utformingen av analysen. Datagrunnlaget til MODIS er det årlige nasjonalregnskapet. Kvartalsvis nasjonalregnskap finnes som kjent ikke for de siste årene. Nasjonalregnskap på årsbasis kunne vært nyttig som et jämføringsgrunnlag - eller fasit - for de kvartalsdata vi må samle inn annensteds fra. Dels på grunn av at endelig regnskap for årene 1970-1974 ikke forelå ferdig da beregningene ble gjennomført (midten av 1976) og dels på grunn av merarbeidet med å foreta denne jämføringen, er ikke årsdata fra nasjonalregnskapet utover kryssløpskoeffisienter og sysselsettingstall for et enkelt år, benyttet på en systematisk måte.

Våre viktigste data er hentet fra: Utenrikshandelsstatistikkens importprisindekser, statistikk for timefortjenesten i industri, internt publiserte delindekser i den offisielle konsumprisindeksen, jordbrukets prisindeks (Landbrukshøyskolens Institutt for driftslære og landbruksøkonomi), skattedataarkivet til Byråets skatteforskningsgruppe (satser for avgifter og subsidier). Vi har så å si forsøkt å klare oss uten et kvartalsvis nasjonalregnskap for dermed også å få litt erfaring med hvordan modellsystemet MODIS IV kan knyttes til korttidsstatistikken uten å gå veien om et fullstendig nasjonalregnskap.

Observasjonsperioden er de 24 kvartalene fra og med 1. kvartal 1970 til og med 4. kvartal 1975. Dette er en kort observasjonsperiode i forhold til våre problemstillinger. Det er selvsagt mulig å nå lenger bakover i tid dersom en legger ned mer arbeid i datagrunnlaget enn det som er gjort her. Det er i hovedsak tre grunner til at vi stoppet opp i 1970: (i) Kryssløpskoeffisientene, særlig for import, fra 1974 er det neppe forsvarlig å trekke lenger bakover i tid. (ii) Utenrikshandelens prisindekser etter ny vareinndeling går tilbake til 1971. Med stor usikkerhet har vi beregnet tall for 1970, skulle vi gått lenger tilbake måtte vi ha gått mer grundig til verks ved beregning av importprisindeksene. (iii) Overgang til merverdiavgift i 1970 kompliserer beregningene, og skattedataarkivet er ikke ført lenger tilbake enn 1969 for avgifts- og subsidiesatser. Et viktig mål med kvartalsrelasjonene for konsumprisindeksen kan være å gi bakgrunnsmateriale for prispolitikken. Dette tilsier at vi bør utforme relasjonene slik at antallet eksogene variable ikke blir for stort og at definisjonene av de eksogene variable faller sammen med definisjonene i den offisielle korttidsstatistikken. Dette siste synspunktet er nært knyttet til valget av de datakilder vi bruker til å estimere kvartalsrelasjonene. Vi bør selvsagt bruke de samme definisjoner av variable som er med i parameterestimeringen i kvartalsrelasjonene og variable som senere skal inngå i prediksjoner av prisutviklingen.

3. Valg av avhengige variable

Valget av delindekser i konsumprisindeksen som avhengige variable er naturlig både ut fra datahensyn og ut fra den vekt prognoser og analyser av konsumprisindeksen tillegges i prispolitikken og i almenhetens vurdering av prisutviklingen. De 48 konsumsektorene i MODIS IV³⁾ er brukt som utgangspunkt for definisjon av delindekser på konsumprisindeksens grunnmateriale. For de 45 første av disse konsumsektorene beregner 5. ktr. i Byrået prisindekser løpende for hver måned. Disse MODIS-delindeksene er dermed knyttet direkte til konsumprisindeksens datagrunnlag. Vi har ikke funnet det hensiktsmessig å analysere prisutviklingen for alle de 45 konsumsektorene. Stort sett er bare konsumsektorer som vesentlig inneholder industrielt produserte konsumvarer, der direkte norsk produksjon av varene forekommer, tatt med. Vårt opplegg, som er basert på faste kryssløpskoeffisienter, passer trolig best til å forklare prisdannelsen for slike varegrupper.

I tabell (3.0) er det gitt en oversikt over hvilke av de 45 delindeksene som er analysert og hvilke som er holdt utenom analysen. Vektene i den offisielle konsumprisindeksen - med 1974 som basisår - er gitt i promille. For å markere analysegrunnlaget, vil vi si at de analyserte konsumvaregruppene har kryssløpsbestemte priser. Delindeksene for konsumsektorer som er holdt utenom analysen vil vi referere til som "andre delindekser".

3) [7], sidene 22 og 23.

Delindekser som tilsammen dekker snaut halvparten av vektgrunnlaget i konsumprisindeksen er tatt med i undersøkelsen (456.1 promille, se tabell 3.0). Vi skal først se litt nærmere på de delindeksene som er holdt utenom analysen, og hvordan utviklingen i de kryssløpsbestemte prisindeksene har vært i forhold til grupper av disse indeksene i perioden 1970-1975. Det blir gjort nærmere rede for datagrunnlaget og utviklingen i de 23 delindeksene med kryssløpsbestemte priser i kapittel 5.

Blant de "andre delindeksene" finner vi prisindekser for jordbruksvarer og fiskevarer der resultatene av forhandlinger, subsidiepolitikk og markedsreguleringer spiller en sentral rolle for prisbevegelsen fra kvartal til kvartal. For gruppene 10 og 11, friske grønnsaker, frukt og poteter er prisdannelsen på kort sikt sterkt avhengig av tilbudt kvantum - en forklaringsvariabel som ikke er med i priskryssløpsmodellen. Jordbruks- og fiskevarene omfatter delindeksene 03, 04, 06, 07, 08, 10, 11, 13 og har en samlet vekt på 154.0 promille.

Tabell 3.0. Delindekser av konsumprisindeksen som er analysert (kryssløpsbestemte delindekser) og delindekser som ikke er analysert (andre delindekser). Delindeksenes vekt i den offisielle konsumprisindeksen angitt i promille

Delindekser for varer med kryssløpsbestemte priser			Andre delindekser		
Konsum- sektor nr. x)	Navn	Vekt i 0/00**)	Konsum- sektor nr.	Navn	Vekt i 0/00
01	Mjøl og gryn m.v.	4.9	03	Kjøtt, kjøttvarer og egg	68.2
02	Bakervarer	19.1	04	Fisk og fiskevarer	16.6
05	Kjøtt- og fiskehermetikk	4.9	06	Mjøl, fløte, hermetisk mjøl og mjølkepulver	25.0
09	Margarin, spiseolje m.v.	6.3	07	Ost	8.6
12	Tørket frukt, friske bær og konservert frukt og grønnsaker	13.9	08	Smør	3.6
14	Kokesjokolade, spisesjokolade, drops o.l.	7.8	10	Friske grønnsaker	9.3
16	Selters, brus o.l.	8.7	11	Frisk frukt	14.2
19	Tobakk	19.9	13	Poteter og varer av poteter	8.5
20	Bekledningsartikler	77.6	15	Sukker, kaffe, te, iskrem og andre matvarer	29.8
21	Tøyer og garn	10.6	17	Øl	7.5
22	Skotøy og skoreparasjoner	17.7	18	Vin, brennevin og sprit	13.4
26	Møbler, golvtepper, tekstiler og utstyrvarer m.v.	43.9	23	Bolig og -vedlikehold	94.0
27	Elektriske husholdningsapparater, kjøkkenredskaper, glass, dekketøy o.l.	26.0	24	Elektrisitet	23.5
28	Diverse husholdningsartikler og tjenester	18.2	25	Brensel	11.9
33	Andre utgifter til drift og ved- likehold av egne transportmidler	47.1	29	Leid hjelp til hjemmet	5.9
36	TV- og radiomottakere	13.3	30	Helsepleie	23.2
37	Sportsutstyr, leketøy, grammofon- plater m.v. og blomster	30.8	31	Kjøp av egne transport- midler	63.4
39	Bøker og aviser	16.1	32	Bensin og olje	35.7
40	Ukeblad og tidsskrift, skrivemateriell	5.7	34	Bruk av offentlige transportmidler	33.5
42	Kosmetiske preparater	8.7	35	Porto, telefon og telegrammer	16.2
43	Hårpleie, skjønnhetspleie, toalettsåpe og andre toalettartikler	12.3	38	Offentlige forestillinger, TV- og radiolisens, lotteri, tipping m.v.	28.3
44	Reiseeffekter, smykker, ur og andre varer	12.8	41	Skolegang	3.6
45	Restauranter, hoteller, selskaps- reiser o.l.	29.8		Sum vekter	543.9
Sum vekter		456.1			

x) [7], sidene 22 og 23. ***) Vektene i den offisielle konsumprisindeksen med 1974 som basisår.

Delindekser for varegrupper der direkte offentlig prisfastsetting er viktig, er ikke tatt med. Kjøperprisene på alkoholholdige drikkevarer er sterkt dominert av avgifter. En har derfor valgt å ta disse to delindeksene (17 og 18) med i gruppen av offentlig regulerte priser. I den gruppen kommer også elektrisitet (24), helsepleie (30), offentlige transportmidler (34), porto (35), offentlige forestillinger (38) og skolegang (41). En regner med at konsumprisene på disse varegruppene kan styres direkte av myndighetene. Tilsammen har disse delindeksene en vekt på 149.2 promille i konsumprisindeksen. Bevegelsen i delindeksen på boligjenester (23) er sterkt påvirket av langsomt bevegelige kapitalkostnader og vil i liten grad være knyttet til den løpende kvartalsvise utvikling i lønnskostnader, importpriser m.v; forklaringsfaktorer som er sentrale for de kryssløpsbestemte delindeksene.

I sektor 15, sukker, kaffe, te m.v. dominerer ikke-konkurrerende import varetilgangen. Riktignok er disse indeksene målt i kjøperverdier slik at kostnader forbundet med lagring og distribusjon påvirker prisindeksene, men en må regne med svakt datagrunnlag på dette punktet samtidig som priskryssløpets beskrivelse av denne del av prisdannelsen trolig er mangelfull. Prisutviklingen på brensel (25), bensin og olje (32) og kjøp av egne transportmidler er også sterkt dominert av importprisen på disse varene og holdt utenom analysen. Betydningen av prisreguleringer og avgiftspolitikker for disse varegruppene drar i samme retning. Tilsammen har delindekser sterkt dominert av ikke-konkurrerende import en vekt på 140.8 promille i konsumprisindeksen. (gruppene 15, 25, 31, 32).

For å beskrive utviklingen i observasjonsperioden har vi beregnet logaritmiske trender til utviklingen ved enkle regresjonsberegninger dvs. vi har estimert parametrene i

$$(3.1) \quad \log y_{jt} = \alpha_j t + \beta_j + u_{jt}, \quad \begin{array}{l} j=1, \dots, 5, \\ t=1, \dots, 24, \end{array}$$

der y_{jt} er delindeksen til gruppe j i kvartal t , α_j og β_j er parametre som vi estimerer med minste kvadraters metode. u_{jt} er stokastiske restledd.

Vi er interessert i punkttestimatet på parameteren α_j som et mål på den gjennomsnittlige kvartalsvise endringstakt i prisindeksen. Ved den logaritmiske trenden i (3.1) kan estimatet på α_j multiplisert med hundre tilnærmet tolkes som den gjennomsnittlige prosentvise prisendring fra kvartal til kvartal. For å ha et mål på føyningen av prisindeksene til en logaritmisk trend, har vi også tatt med estimatet på standardavviket til restleddet, σ_j . På grunn av den logaritmiske formen på regresjonen (3.1), kan estimatet på σ_j multiplisert med 100 tolkes som den "uforklarte" del av variasjonen i prisindeksene målt som prosentandel av prisindeksene. I tabell 3.2 har vi gitt punkttestimatene på parametrene α_j og σ_j .

Delindeksene med kryssløpsbestemte priser har - naturlig nok - steget omtrent like mye som konsumprisindeksen totalt i perioden 1970-1975. Begge indeksene har økt litt i underkant av 2 prosent i gjennomsnitt hvert kvartal. Av de andre delindeksene har jordbruks- og fiskevarer steget minst med 1.6 prosent pr. kvartal og varer med sterkt innslag av ikke-konkurrerende import mest med 2.2 prosent. Den uforklarte del av variasjonen i delindeksene regnet som prosentandel av delindeksene - estimatene på standardavvikene til restleddene - er størst for jordbruks- og fiskevarer med 3.5 prosent og lavest for boligjenester m.v. med 1.1 prosent. For delindeksene med kryssløpsbestemte priser er restleddvariasjonen på 2.1 prosent eller noe større enn den gjennomsnittlige kvartalsvise endringstakt. Dette innebærer at den logaritmiske trenden i (3.2) ikke gir en særlig presis beskrivelse av endringstakten i prisene.

Verdiene på Durbin-Watson estimatorene (ikke tatt med i tabell 3.2) antyder positiv seriekorrelasjon i restleddene, dvs. at de beregnede avvikene fra trendlinja ikke er uavhengige over tiden.⁴⁾

4) Når forutsetningen om ikke-seriekorrelerede restledd ikke holder, vil minste kvadraters metode fortsatt gi asymptotisk forventningsrette estimater på $\alpha_1, \dots, \alpha_5$, men disse estimatene er ikke lenger effisiente. Estimaten på standardavvikene $\sigma_1, \dots, \sigma_5$ er ikke lenger forventningsrette. Se f.eks. Malinvaud (1968) [26], Ch. 13 og avsnitt 7d i dette notatet.

Tabell 3.2. Estimater på gjennomsnittlig kvartalsvis endringstakt for grupper av delindekser i konsumprisindeksen og restleddenes standardavvik. 1970-75. Prosent. Regresjon (3.1)

Gruppe	Vekt i promille	Estimat på endringstakten fra kvartal til kvartal i prosent	Estimat på standardavviket til restleddet i prosent
1. Delindekser med kryssløpsbestemte priser	456.1	1.991	2.134
2. Jordbruks- og fiskevarer	154.0	1.645	3.521
3. Offentlig regulerte priser	149.2	1.878	1.622
4. Delindekser med varegrunnlag der ikke-konkurrerende import er særlig viktig	140.8	2.209	2.464
5. Boligtjenester	99.9	1.859	1.132
6. Konsumprisindeksen totalt	1000.0	1.954	1.570

4. Det teoretiske grunnlaget for analysen

Dette kapitlet starter med en beskrivelse av den spesielle kostnadsversjon av priskryssløpet i MODIS IV som er lagt til grunn for analysen. Ligningene for beregning av prisindeksene for konsumsektorene i MODIS er gitt i (4.0), avsnitt 4a. I avsnitt 4b blir forutsetningene bak disse beregningene omtalt nærmere. I avsnitt 4c definerer vi det teoretiske normalkostnadsbegrep som ligger til grunn for resten av analysen. Avsnitt 4d gir en kort omtale av prisrelasjoner som bygger på en momentan samvariasjon mellom den løpende prisutvikling og normalkostnadsbegrepet, mens avsnitt 4e introduserer mulighetene for lag mellom disse to størrelsene. I avsnitt 4f forklarer vi hvordan sesongvariasjon kommer inn i analysen. Avsnitt 4g går nærmere inn på noen grunner til at det er rimelig å anta lag og sesongvariasjoner i forholdet mellom den løpende prisutvikling og normalkostnadene. Det siste avsnittet er svært kort i forholdet til temaets kompleksitet og gir ikke annet enn forsiktige antydninger om enkelte steder som vi ville lete dersom vi skulle gi oss inn på mer grundig teoretisk analyse av prisdannelsen på kort sikt.

4a. Kryssløpsstrukturen i delindeksene

Vi skal først se på en *tilnærming* til hvordan delindeksene for konsumsektor nr. i forklares av de eksogene variable i en aggregert og kostnadsorientert versjon av prismodellen i MODIS IV. Vi innfører følgende symboler (som er noe forskjellig fra de som er brukt i dokumentasjon av prismodellen i [23], jfr. formel 9.34.)

k_{it} = prisindeks for konsumsektor i på tidspunkt t , kjøpverdi, $i=1, \dots, 23$.

h_{iFj} = konstant som angir direkte og indirekte anvendelse av innenlandsk arbeidskraft og kapital (primærfaktorer) i prisledende sektor j pr. enhet levert til konsumgruppe i , $j=1, \dots, 14$.

h_{iDj} = konstant som angir direkte anvendelse av leveranser fra importvare j til konsumgruppe i . Importvarene vurdert til cif.-verdi, $j=1, \dots, 10$ (importandeler).

h_{iBj} = konstant som angir indirekte anvendelse av importvare j pr. enhet levert til konsumsektor i . Importvarene vurdert til cif.-verdi, $j=1, \dots, 10$.

h_{iRj} = konstant som angir direkte og indirekte anvendelse av vare nr. j med regulert pris pr. enhet levert til konsumgruppe i . De prisregulerte varene vurdert i basisverdier⁵⁾, $j=1, \dots, 8$.

w_{jt} = lønnskostnader pr. enhet innsats av arbeidskraft i produksjonsektor j på tidspunkt t , $j=1, \dots, 14$.

5) Basisverdier er definert i [23], side 6.

- n_{jt} = bruttoproduksjonsverdi i faste priser pr. enhet innsats av arbeidskraft i produksjonssektor j på tidspunkt t , $j=1, \dots, 14$.
 r_{jt} = bruttoeierinntekt (eierinntekt pluss kapitalslit m.v.) pr. produsert enhet i produksjonssektor j på tidspunkt t , $j=1, \dots, 14$.
 b_j = indeks for prisen på importvare j på tidspunkt t (cif.-verdi), $j=1, \dots, 10$.
 q_{jt} = indeks for prisen på vare j med offentlig regulert pris på tidspunkt t , $j=1, \dots, 8$.
 m_{it} = netto indirekte skatter pr. enhet levert direkte til konsumgruppe $i=1, \dots, 23$.

Fotskriften t markerer kvartaler, vi regner t som en diskret variabel.

Som det framgår av symboldefinisjonene har vi valgt å presentere priskryssløpet i MODIS IV med en firedeling av de eksogene variable; bruttofaktorkostnader (lønnskostnader og bruttoeierinntekt), direkte import, indirekte import og varer med regulerte priser. Denne firedelingen er innført for å antyde et skille mellom grupper av eksogene variable: eksogene prisimpulser som kan ha noe forskjellig betydning i prisdannelsen på kort og lang sikt. Andre inndelinger hadde muligens vært bedre, kanskje burde distribusjonskostnader (brutttofaktorkostnader i varehandel) vært tatt med som en egen gruppe.

Aggregeringsnivået på endogene og eksogene variable er gitt ved fotskriftene i symboldefinisjonene. Teknikken for å aggregere eksogene og endogene variable i MODIS IV er beskrevet i Bjerkholt, Hustveit og Sand (1974) [6] og i Bjerkholt (1975) [8], side 139.

Priskryssløpet i MODIS IV beskriver prisdannelsen for konsumgruppe i tilnærmet ved

$$(4.0) \quad k_{it} = \sum_{j=1}^{14} h_{iFj} \left(\frac{w_{jt}}{n_{jt}} + r_{jt} \right) + \sum_{j=1}^{10} h_{iDj} b_j + \sum_{j=1}^{10} h_{iBj} b_j + \sum_{j=1}^8 h_{iRj} q_{jt} + m_{it}; \quad i=1, \dots, 23,$$

med den kostnadsversjon og aggregeringsvariant som er lagt til grunn.

Ligning (4.0) er en del av prismodellen i MODIS IV skrevet på redusert form. Den forklarer prisindeksen til konsumgruppe i uttrykt i kjøperverdi som en lineær funksjon av lønnskostnader og bruttoeierinntekt pr. produsert enhet i produksjonssektorer som direkte og indirekte er leverandører av varer og tjenester til konsumsektor i , av prisindeksene for importerte varer som direkte og indirekte inngår i konsumsektor i og av prisindeksene for varer med offentlig regulerte priser. I tillegg kommer et ledd, m_{it} , som angir netto indirekte skatter direkte pålagt konsumsektorene. I den videre framstilling skal vi se bort fra leddet m_{it} , vi kommer nærmere tilbake til beregninger av det i avsnitt 5f. Vi innfører p_{it} som uttrykk for den forenklete prisindeksen:

$$(4.1) \quad p_{it} = \sum_{j=1}^{14} h_{iFj} \left(\frac{w_{jt}}{n_{jt}} + r_{jt} \right) + \sum_{j=1}^{10} (h_{iDj} + h_{iBj}) b_{jt} + \sum_{j=1}^8 h_{iRj} q_{jt}.$$

Vi kan under visse betingelser tolke (4.1) som en prisindeks der virkningstallene $h_{iF1} \dots h_{iR8}$ er vektor. Ser vi et øyeblikk på en generell priskryssløpsmodell med vektoren P som endogen prisvariabel, vektoren Q som eksogen prisvariabel, vektoren C som en eksogen konstantleddvektor og matrisen A som lineære restriksjoner, kan vi skrive den generelle priskryssløpsmodellen som

$$P = AQ + C.$$

Jfr. [23], sidene 23-29.

Anta at $C=0$. Hvis P er en løsning av systemet når Q er den eksogene prisvektoren, vil λP være en løsning av systemet når λQ er den eksogene prisvektoren, der λ er en skalar. Hvis $C \neq 0$ gjelder ikke dette. Det innebærer at "indeksen" (4.1) er homogen av grad én i konsumpriser, lønn og eierinntekt pr. produsert enhet, importpriser og regulerte priser hvis vi kan anta at egenskapen $C=0$ er oppfylt i MODIS IV. Denne egenskapen ville vært oppfylt dersom det ikke hadde forekommet mengdeavgifter og -subsidier i systemet. Vi kommer nærmere tilbake til dette i avsnitt 5a, 5f og vedlegg 2.

4b. Merknader til kryssløpsbestemmelsen av konsumprisene

Vi bygger analysen av korttidsbevegelsen i konsumprisindeksen på en versjon av MODIS der stort sett alle produksjonssektorer er prisledere på hjemmemarkedet. Unntakene er sektorer med offentlig regulerte priser. Bruttoeierinntekt pr. produsert enhet i de fleste produksjonssektorer er således eksogene variable i (4.1). Begrepet prisleder i MODIS IV er definert på side 17 i [23]: „Når hjemmeprisen på en vare blir fastsatt ut fra kostnadsforholdene i en bestemt sektor sier vi at sektoren er prisleder for denne varen". Todelingen av varene i varer med kostnadsbestemte hjemmepriser (endogene) og varer med eksogene hjemmepriser som ligger til grunn for foreliggende versjon er gitt i vedlegg 1d. I den mest brukte versjonen av MODIS IV (Finansdepartementets versjon) forutsetter en at priskonkurransen fra utlandet bestemmer prisdannelsen på hjemmemarkedet direkte for enkelte leveransere. En sammenligning av alternative versjoner av prisdannelsen i MODIS IV er gitt i Tveitereid (1975) i [35], sidene 184-191. Valget av en prislederorientert versjon av prismodellen i MODIS vil bli nærmere diskutert i neste avsnitt. For ligningene (4.0) og (4.1) innebærer det at eksogene hjemmepriser utover de offentlig regulerte priser ikke forekommer.

De indirekte virkninger av endringer i satsene for avgifter og subsidier er ignorert. Disse prisimpulsene ville vært med i (4.0) som en tredje komponent i bidraget fra bruttofaktorkostnader pr. produsert enhet, og representert kryssløpsvirkningene av ikke-refunderte indirekte skatter på kjøp av vareinnsats i produksjonssektorene. Jfr. [23], kapittel 8. Vi beregnet den indirekte priseffekten av endringer i satsene for avgifter og subsidier for delindekser med kryssløpsbestemte priser og fant at virkningene på disse 23 delindeksene var så liten at vi med god tilnærming kunne se bort i fra dem.⁶⁾ Hvis vi skulle tatt hensyn til denne effekten, ville det ha krevd en del merarbeid med data; nasjonalregnskapets arkiv for regler for indirekte skatter er basert på årstall og skatteforskningsgruppas arkiv dekker stort sett bare avgifts- og subsidieregler som angår konsumsektorene indirekte. Vi kommer nærmere tilbake til beregningen av direkte virkninger av indirekte skatter i avsnitt 5f.

I MODIS IV er importprisene egentlig målt i basisverdi, av hensyn til datatilgangen har vi brukt cif.verdi og gjør ingen vesentlig feil ved det toll er med i basisverdien men ikke i cif.-verdien. Prismodellen i MODIS gir adgang til å skille mellom importleveranser direkte til konsum og den indirekte importvirkningen gjennom kryssløpet. Dette kan være et viktig skille når en skal forsøke å vurdere tidsforløpet av prisspredningen i økonomien. Merk betydningen av at leveransene av den direkte importen er gitt i cif.verdi; for å komme fram til endringer i kjøpverdien av den direkte importen må vi legge til endringer i distribusjonskostnader i Norge samt eventuelle virkninger av indirekte skatter. Konstantene h_{iDj} , som angir direkte anvendelse av leveranser fra importvare j til konsumgruppe i, kan justeres for virkninger av endringer i direkte importandeler. Korreksjoner i de andre konstantene som følger av dette (summen av koeffisientene skal være konstant) kan som en tilnærming gjennomføres uten å invertere kryssløpsmatrisen på nytt.⁷⁾ Denne korreksjonen kan tilføre analysen nyttig tilleggsinformasjon.

Forutsetningen om at virkningstallene h_{iF1}, \dots, h_{iR8} er konstanter, gjelder strengt bare som en tilnærming når de tilhørende variable er definert som aggregerte størrelser. Prisutviklingen innenfor aggregatene er proporsjonal ved beregning av virkningstallene, noe som selvsagt bare vil

6) F.eks. slo en økning på 1 prosent i bensinavgiftssatsen ut i delindeksene med kryssløpsbestemte priser med en økning på omkring 0.003 - 0.005 prosent. (MODIS IV - med 1974 som grunnlag.)

7) Jfr. [23], side 41, formel (9.34). Dersom vi korrigerer konstantene for direkte import opp med omregningsfaktorene δ_{iDj} , må de andre konstantene summarisk korrigeres ned med et omregningstall δ_i der

$$\delta_i = \frac{\sum_{j=1}^{10} (1 - \delta_{iDj}) h_{iDj}}{\sum_{j=1}^{14} h_{iFj} + \sum_{j=1}^{10} h_{iBj} + \sum_{j=1}^8 h_{iRj}} + 1$$

for at summen av virkningstallene skal være konstant.

gjelde unntaksvis for den faktiske prisutvikling. I avsnitt 5a kommer vi nærmere tilbake til beregningen av disse konstantene. Se Furunes (1975) [14], sidene 152-165 for et eksempel på aggregering av MODIS ved hjelp av virkningstall.

4c. Definisjon av et normalkostnadsbegrep eller T-prisindeksen

Lønnskostnader, importpriser og regulerte priser vil vi betrakte som eksogene prisimpulser i (4.1), men så lenge vi ikke har sagt noe om hvorledes produktiviteten n_{jt} eller bruttoeierinntekten pr. produsert enhet, r_{jt} , bestemmes, legger ikke ligning (4.1) sterke restriksjoner på konsumprisdannelsen. Det er f.eks. ikke dekning for å si at (4.1) gir uttrykk for kost-pluss prising fri fra innflytelse av etterspørselsfaktorer eller graden av kapasitetsutnyttelse i produksjonen uten at vi spesifiserer nærmere hvorledes bruttoeierinntekt pr. produsert enhet blir bestemt. Selv om vi tar utgangspunkt i en prislederorientert versjon av MODIS IV, kunne vi f.eks. tatt hensyn til pris-konkurransen fra utlandet ved å betrakte bruttoeierinntekt pr. produsert enhet som influert av prisutviklingen på de konkurrerende utenlandske varene. Tilsvarende betraktninger kan gjøres for produktiviteten n_{jt} . I tider med svak etterspørsel kan bedriftene velge en svakere utnyttelse av arbeidskraften enn normalt framfor å gå til oppsigelser. Dette fører til fall i den løpende produktiviteten, men er det dette produktivitetsmålet som inngår i prisdannelsesligningen (4.1)? I mange tilfeller er det grunn til å tro at det kan være riktigere å oppfatte n_{jt} i (4.1) som et slags normalproduktivitetsmål, dvs. at bedriftene finner det lønnsomt på lengre sikt å bære de øyeblikkelige kostnadene ved å lønne en del uvirksom arbeidskraft på sin egen kappe. Situasjoner med sterkt press på arbeidskraften kan oppfattes som symmetrisk til tilfellet ledig kapasitet.

Vi vil bygge opp beskrivelsen av den kvartalsvise prisdannelsen omkring en normalkostnadsindeks for hver konsumsektor eller en T-prisindeks (Trend-prisindeks).

$$(4.2) \quad p_{it}^* = A_i (1+\gamma_i)^t \sum_{j=1}^{14} h_{iFj} w_{jt} + \sum_{j=1}^{10} (h_{iDj} + h_{iBj}) b_{jt} + \sum_{j=1}^8 h_{iRj} q_{jt}; \quad i=1, \dots, 23,$$

der A_i og γ_i er konstanter. p_{it}^* er T-prisindeksen for konsumsektor i . Vi bruker betegnelsen "T-prisindeks" for å ha en assosiasjonsfri, teknisk term for dette uttrykket. Normalkostnader er en mer "forståelig" betegnelse, men vi er redd for at denne betegnelsen tilfører p_{it}^* et sterkere innhold enn det er dekning for.

Tankegangen bak definisjonen av T-prisindeksen i ligning (4.2) kan forklares ved følgende: Vi antar at forholdet mellom normal bruttoeierinntekt pr. produsert enhet, r_{jt}^* , og lønnskostnader pr. produsert enhet i sektor j ved normal kapasitetsutnyttelse kan beskrives ved trenden

$$(4.3) \quad r_{jt}^* = A_{jr} (1+\gamma_{jr})^t \frac{w_{jt}}{n_{jt}^*},$$

mens produktiviteten ved normal kapasitetsutnyttelse på tidspunkt t , n_{jt}^* , antas å følge trenden

$$(4.4) \quad n_{jt}^* = n_{j0}^* (1+\gamma_{jn})^t \quad 8).$$

Ligning (4.3) sier at forholdstallet mellom normal bruttoeierinntekt pr. produsert enhet og lønn pr. produsert enhet i sektor j vil stige, holde seg konstant eller synke med et fast prosent-tall i hvert kvartal alt ettersom parameteren γ_{jr} er større, lik eller mindre enn null. Parameteren A_{jr} kan tolkes som forholdet mellom bruttoeierinntekt og lønn ved normale produksjons- og fortjeneste-forhold i kvartal $t=0$. Det er rimelig å anta at γ_{jr} vil være nær null for de fleste produksjons-sektorer, muligens med en svak overvekt av sektorer med $\gamma_{jr} < 0$; det er vår påstand at normal bruttoeierinntekt trolig utgjør en konstant eller svakt fallende andel av lønn i de fleste sektorer ved

8) Begrepet normalproduktivitet er vanlig å bruke i kost-pluss relasjoner for prisdannelsen, se f.eks. Eckstein og Wyss (1971), [11].

normal kapasitetsutnyttelse.⁹⁾ Ligning (4.4) sier at normalproduktiviteten i sektor j vil vokse med en konstant vekstrate pr. kvartal i det vi antar at parameteren γ_{jn} er større eller lik null for alle produksjonssektorer.¹⁰⁾ Parameteren n_{j0}^* angir verdien av produktivitetsindeksen n_{jt}^* når $t=0$.

Setter vi (4.3) og (4.4) inn i (4.1) får vi følgende uttrykk for den normale prisutvikling for konsumsektor i :

$$(4.5) \quad p_{it}^{**} = \sum_{j=1}^{14} h_{ij} F_j \left(\frac{1+A_j r (1+\gamma_{jr})^t}{n_{j0}^* (1+\gamma_{jn})^t} \right) w_{jt} + \sum_{j=1}^{10} \dots$$

Ligning (4.2) som definerer T-prisindeksen p^* , kan oppfattes som en *tilnærming* til ligning (4.5). Ved denne tilnærmelsen uttrykkes trendutviklingen i forholdstallet mellom bruttoeierinntekt og lønn og trendutviklingen i produktivitet ved normale produksjons- og fortjenesteforhold summarisk for hver konsumsektor - parameterne γ_{ij} . For de fleste konsumsektorene vil disse parameterne trolig være sterkest influert av produktivitetsparameterne γ_{jn} ; $j=1, \dots, 14$.

Vi kan si at T-prisindeksene er uobserverbare, kost-pluss beregnede priser som avhenger av tre sett eksogene variable: Lønnskostnader, importpriser og regulerte priser. Sett over en lengre periode antar vi at den faktiske prisutvikling for en konsumsektor vil falle sammen med T-prisindeksen. Denne antakelsen kommer vi nærmere tilbake til i avsnitt 6a der vi gjør rede for hvordan parametrene $\gamma_1, \dots, \gamma_{23}$ er estimert.

Ved å la T-prisindeksen være sentral i prisdannelsen forenkler vi datakravene betraktelig. Særlig er det viktig å legge merke til at vi ikke trenger å kjenne basisverdien på andre hjemmelieferanser enn dem som har offentlig regulerte priser. For å få til dette, har vi imidlertid antatt at også de såkalte konkurranseutsatte næringene er prisledere på hjemmelieferansene med normalpriser - T-prisindeksene - beregnet som kost-pluss priser. Dette avviker fra tradisjonelle forutsetninger om mekanismene bak prisdannelsen i Norge - se Aukrust (1970) [2] der en antar at en del produsenter på grunn av priskonkurranse fra utlandet er prisfølgere på hjemmemarkedet. Men empiriske tester synes imidlertid å indikere at prisfølgerforutsetningen er for streng, jfr. Ringstad (1974) [31], side 23:

"For import-competing manufacturers output prices are assumed to follow import prices to Norway of similar imported goods The assumption, which denies this industry group any price autonomy, is questionable and apparently does not stand up too well against the facts,

Johansen (1974) [19], pp. 210-212, diskuterer hvorledes beregnede endringer i relative priser i vekstmodellen MSG faller sammen med observerte endringer i relative priser i perioden 1950-1963. For konkurranseutsatte næringer konkluderer han med at "these sectors have experienced a faster decline in prices relative to the other sectors than predicted by the model". Dette har hatt konsekvenser også for kapitalavkastningen i sektorene: "The same fact is reflected by special studies of the development of returns on capital in the various sectors. Although it is not a rule without exceptions, it

9) Forholdet mellom bruttoeierinntekt og lønnskostnader i industrien i perioden 1950-1975 kan beskrives ved regresjonen (standardavvik i parentes)

$$Z_T = -0.014T - 0.139D + 0.915 \\ (0.0019) (0.0334) (0.0225)$$

der Z_T er forholdet mellom bruttoeierinntekt og lønnskostnader ($T=1, \dots, 26$). D er en dummyvariabel som er 0 for årene 1950-1969 (gammelt regnskap) og 1 i årene 1970-1975 (ny SNA). En stor del av nedgangen i eierinntektens andel av lønningene skyldes reduksjon i antall selvstendige i perioden, mens også uten denne nedgangen ville trolig eierinntektens andel vist en fallende tendens.

10) Utviklingen i arbeidskraftens gjennomsnittsproduktivitet for industrien i perioden 1950-1975 kan beskrives ved regresjonen:

$$\log n_T = 0.039T - 0.040D + 4.137 \\ (0.0008) (0.0146) (0.0099)$$

der n_T er produktiviteten. Standardavvik til estimatene er gitt i parentes. D og T er definert i note 9.

has been observed that the "exposed" sector have experienced a decline in returns on capital relatively to other sectors. It is fairly clear that the effect of exposing the economy gradually to more foreign competition is one of the main causes of deviations from correct predictions of relative price developments". I den nye versjonen av MSG, (MSG-3), kan en ta hensyn til slike mekanismer ved å angi ulike relative kapitalavkastningsrater i sektorene eksogent.¹¹⁾ For å knytte dette til vårt mer summariske opplegg, kan vi si at ulike kapitalavkastningsrater vil påvirke trendfaktorene i (4.2) via γ_{jr} i (4.3).

I avsnitt 7b skal vi forsøke å ta hensyn til prisfølgerhypotesen i kvartalsvise prisrelasjoner for teko-varer.

Merk at i hovedkursteorien om lønns- og prisutviklingen i norsk økonomi, Aukrust (1973) [3], antas det et langsiktig normalforhold mellom eierinntekt og lønnskostnader også i de konkurranseutsatte produksjonssektorene. Denne antakelsen kombinert med prisfølgerhypotesen overfor utenlandsk konkurranse, leder til den konklusjon at lønnskostnadene i konkurranseutsatte sektorer i det lange løp blir sterkt influert av den utenlandske prisutviklingen. For kost-pluss ligningen (4.2) impliserer dette et spørsmålsteget ved å betrakte lønnsvariablene $w_1 \dots w_{14}$ bare som eksogene variable i bestemmelsen av konsumprisene. Også konsumprisutviklingens betydning for lønningene bidrar til å styrke dette spørsmålsteget. Vi vil ikke gå nærmere inn på slike simultanitetsbetraktninger, men de kan innebære viktige innvendinger mot partielle analyser med ligning (4.2).

4d. Momentan samvariasjon mellom den løpende konsumprisindeksen og T-prisindeksen

For bl.a. å ha et utgangspunkt å sammenligne andre prisdannelsesrelasjoner med skal vi først se kort på den enkleste form for sammenheng mellom løpende priser, p_{it} , og T-prisindekser:

$$(4.6) \quad p_{it} = p_{it}^* + u_{it}^{12); \quad i=1, \dots, 23; \quad t=1, \dots, 24,$$

dvs. den løpende prisindeksen for konsumsektor i er lik den samtidige ikke-observerbare verdien på T-prisindeksen for sektoren pluss et ikke-observerbart stokastisk restledd u_{it} som vi i første omgang antar er normalfordelt med forventning

$$(4.6a) \quad E u_{it} = 0$$

og varians-kovarianser

$$(4.6b) \quad E u_{it} u_{jt-\tau} = \begin{cases} \sigma_{u_i}^2 & \text{hvis } i=j \text{ og } \tau=0 \\ 0 & \text{ellers.} \end{cases}$$

Dvs. at restleddene ikke er autokorrelerte og restleddene for en konsumsektor er uavhengig av restleddene til andre konsumsektorer. Disse forutsetningene gjelder for alle p_{it}^* -verdier.

Vi skal komme tilbake til denne momentane sammenheng i avsnitt 6b, i avsnitt 7d skal vi løse på forutsetningen (4.6b).

4e. Lag mellom den løpende konsumprisindeksen og T-prisindeksen

Vi vil anta at T-prisindeksen påvirker den løpende prisutviklingen på en måte som kan beskrives ved

$$(4.7) \quad k_{it} = \sum_{\tau=0}^3 \delta_{i\tau} p_{it-\tau}^* + \epsilon_i + m_{it} + v_{it},$$

eller, ved å følge forenklingen (4.1):

$$(4.8) \quad p_{it} = \sum_{\tau=0}^3 \delta_{i\tau} p_{it-\tau}^* + \epsilon_i + v_{it}, \quad i=1, \dots, 23,$$

11) Lorentsen og Skoglund (1976) [24], side 18: „Forholdet mellom avkastningsratene kan endres eksogent, men absolutt nivå bestemmes endogent". 12) Vi har også forsøkt med logaritmiske funksjonsformer, noe som ga omlag samme resultater som den enklere lineære formen.

dvs. vi antar at konsumprisindeksen, p_{it} , for konsumsektor i ved kvartal t er avhengig av den samtidige verdi av T-prisindeksen og T-prisindekser for konsumsektoren en, to og tre kvartaler tidligere. Lag-strukturen er beskrevet ved parametrene δ_{i0} , δ_{i1} , δ_{i2} og δ_{i3} . ε_i er et konstantledd, v_{1t}, \dots, v_{23t} er normalfordelte, stokastiske restledd der parametrene i fordelingen er pålagt de samme betingelsene som restleddene u_{1t}, \dots, u_{23t} i (4.6).

Vi har, med svak å priori dekning, antatt at virkningen av T-prisindeksen løper ut etter 4 kvartaler eller et år. Det betyr at den løpende prisutviklingen oppfattes som et veid gjennomsnitt av T-prisindeksen til og med 3 kvartaler tidligere. Fordi datamaterialet er lite har vi også å priori pålagt en restriksjon om at lag-strukturen $\delta_{i0}, \dots, \delta_{i3}$ har en "pen" form i det vi antar at lag-strukturen følger et 2. grads polynom (Almon-lag).¹³⁾ I stedet for å estimere hver av de 4 lag-koeffisientene for seg, slipper vi med å estimere 3 "bakenforliggende" parametre. Prisen vi betaler for å kunne spesifisere laggets lengde og formen på lag-strukturen å priori er selvsagt mulighetene for å feilspesifisere funksjonsformen.

Videre har vi antatt at eventuelle endringer i avgifts- og subsidiesatser slår fullt ut i kjøperverdiene samme kvartal som de blir pålagt. Dette vil vi begrunne dels med at kjøperprisene på de avgifts- og subsidiebelagte varene er regulerte der endringer i prisene og avgifts- og subsidie-tiltak ofte skjer samtidig, dels med at i monopolistiske markeder vil felles avgiftsendringer berøre alle markedsdeltakerne samtidig og være et sikkert signal til felles prisforhøyelse som fullt ut dekker avgiftsøkningen for alle produsenter.

Ved å sammenholde lagrelasjonen (4.8) med definisjonen av T-prisindeksen, (4.2), ser vi at hver eksogen prisimpuls i (4.2) er antatt å påvirke den løpende konsumprisutvikling med samme grad av forsinkelse. Lag-strukturen $\delta_{i0}, \dots, \delta_{i3}$ kan oppfattes som en summarisk beskrivelse av den friksjon eksogene prisimpulser møter i økonomien. For mange av konsumgruppene vil denne summariske beskrivelsen være svært grov. Det er f.eks. grunn til å tro at den direkte importen påvirker konsumprisutviklingen med en annen tidsprofil enn den indirekte, og at lønnskostnader i distribusjonen påvirker prisene annerledes enn lønnskostnader i tidligere ledd av produksjonen. Vårt datamateriale er imidlertid alt for beskjedent til at vi med rimelig grad av skarphet kan få bestemt en lag-struktur differensiert etter arten av eksogene prisimpulser. I avsnitt 7b forsøker vi å forbedre lag-modellen på dette punktet for konsumsektorene som dekker teko-varer. Dersom de eksogene prisimpulsene i (4.2) i virkeligheten har nokså forskjellig lag-struktur, vil dette innebære at restleddene vil kunne bli sterkt seriekorrelerte, og vår forutsetning $E v_{it} v_{it-\tau} = 0$ gal.

4f. Sesongvariasjoner i forholdet mellom den løpende konsumprisindeksen og T-prisindeksen

Vi har for lite datamateriale til samtidig å kunne ta hensyn til både sesongvariasjon og prisspredning ved lag-relasjoner. Innslaget av sesongvariasjoner vil vi undersøke ved å estimere parameterne i følgende regresjon:

$$(4.9) \quad \frac{p_{it}}{p_{it}^*} = \sum_{j=1}^3 \varepsilon_{ij} S_j + \varepsilon_{i0} + v_{it}^i, \quad i=1, \dots, 23.$$

De variable S -ene er dummy-variable definert ved

$$(4.9a) \quad S_j = \begin{cases} 1 & \text{i } j\text{-te kvartal, } j=1,2,3 \\ 0 & \text{ellers.} \end{cases}$$

ε -ene er parametre som uttrykker den additive sesongvariasjonen i forholdet mellom den løpende prisutvikling og T-prisindeksen. Sesongvariasjonene er normert mot fjerde kvartal, konstantleddet ε_{i0} . Leddet v_{it}^i er et stokastisk restledd med tilsvarende fordelingsegenskaper som restleddet u_{it} i ligning (4.6).

¹³⁾ Almon-lag teknikken er f.eks. omtalt i lærebøkene Klein (1974) [21] pp. 100-102 og i [26], p. 479. Biørn (1975) [4] viser anvendelse av Almon-lag teknikk for investeringsrelasjoner.

Denne formuleringen av sesongvariasjonene innebærer f.eks. at dersom indeksen for en eksogen prisimpuls ligger sesongmessig høyere i et kvartal enn et annet uten at det reflekteres i den løpende konsumprisindeksen, vil det komme til uttrykk i en, cet. par., lavere verdi på den tilhørende sesongkomponenten.

Ingen observasjoner av variablene i analysen er sesongkorrigert på forhånd.

4g. Mulige faktorer bak forsinkelsen av eksogene prisimpulser og sesongvariasjoner

Tankegangen i statiske priskryssløpsmodeller blir ofte framstilt ved et slags tidsrekursivt system; f.eks. ved reglen: En økning i lønnskostnader fører til økte produktpriser. Økte produktpriser til økte vareinnsatskostnader. Økte vareinnsatskostnader fører til økte produktpriser osv. i det uendelige.¹⁴⁾ Jfr. følgende fra innledningsavsnittet i [2], p. 7:¹⁵⁾ "The model ... [PRIM] ... is of the input-output type in recognizing the fact that higher output prices asked by one industry means higher input prices, i.e. higher costs in other industries. This results in a price propagation process which can be studied through an input-output technique.... ." Denne tilnærmelsen til mekanismene i priskryssløpet kan gi holdepunkter til forklaringer av hvordan eksogene prisimpulser blir forsinket på veien gjennom kryssløpet i økonomien. Bare en del av prisimpulsene slipper gjennom til konsumprisene for hver runde i kryssløpet og hver ny runde vil ta tid.

Sentrale elementer i en forklaring av hvorfor hvert ledd i denne prisspredningsprosessen kan være tidkrevende, vil være den strategiske typen i produktmarkedene og lageratferd. I og med at vi har antatt at prisdannelsen bygger på kost-pluss prising på grunnlag av variable kostnader, betyr det at den dominerende strategiske type i produktmarkedene forutsettes å være en form for monopolistisk konkurranse.¹⁶⁾ (Vi pretenderer imidlertid på ingen måte å ha gitt noen fullstendig beskrivelse av prisdannelsen ved denne strategiske typen.) I slike markeder vil prisene neppe justeres av den enkelte produsent uten at denne føler seg rimelig trygg på at konkurrentene også vil justere sine priser. Et sikkert felles grunnlag for å øke prisene kan være økte lønnskostnader eller vareinnsatskostnader for alle markedsdeltakerne. Det går trolig litt tid før den enkelte aktør i markedet har forvissnet seg om at registrerte kostnadsøkinger er generelle for hele bransjen og at de andre aktørene også vil kalkulere de økte kostnadene inn i prisene. I noen bransjer kan det være et mer eller mindre formelt samarbeid om prisfastsettingen. Det er grunn til å tro at det vil gå en viss tid for en slik organisasjon å beslutte prisjusteringer.

Beslutninger om prisendringer må selvsagt bygge på forventninger om den framtidige utviklingen i kostnader m.v. Det forsinkede utslaget av lønn, importpriser m.v. som (4.8) impliserer, kan vi tolke som bl.a. utslag av tregheter i forventningsdannelsen, men vi innfører ikke forventningsverdier eksplisitt som variable i denne analysen.¹⁷⁾

14) Matematisk kan dette formuleres ved å oppfatte rekkeutviklingen av kryssløpsmatrisen (se Hadley (1965) [17] pp. 116-119) som en kronologisk ordnet utvikling. Dette peker i retning av at leddene i en rekkeutvikling av kryssløpsmatrisen kanskje kan brukes i analyse av prisdynamikken i stedet for å basere seg på den inverterte (summen i rekkeutviklingen) slik det er gjort her. 15) Vår utheving. 16) Også ved frikonkurranse i markedene vil selvsagt prisene reflektere kostnadsutviklingen, men frikonkurransemodellen er essensielt et analyseskjema for bestemmelsen av relative priser ved likevekt. Jfr. Arrow (1959) [1], p. 40: "... that perfect competition can really prevail only at equilibrium". Utenfor likevekt må det være noen som setter priser også når markedet består av mange tilbydere og etterspørere som handler med noenlunde homogene varer. Forutsetninger om monopolistisk prisfastsetting kan derfor være et rimelig utgangspunkt også i slike tilfeller. 17) Vi kan kanskje tillate oss å tolke T-prisindeksene som "rasjonelle forventningsverdier" for konsumprisindeksene i Muths betydning av begrepet; (Muth (1961) [27]), dvs. forventningsstørrelser som kan avledes fra den "samme struktur" for prisdannelsen. I litteraturen om prisdannelse, inflasjon m.v. er forventningsverdier hyppig lansert eksplisitt som forklaringsvariable og ofte beregnet som ekstrapolasjoner på grunnlag av angjeldende variabels forhistorie alene. Disse "svakt rasjonelle" forventningsverdiene, [27], kan oppfattes som erstatning for rasjonelle forventningsverdier, men vi må tro at de oftest gir en mangelfull beskrivelse av forventningsdannelsen. Se f.eks. Nelson (1975) [28] og McCallum (1976) [10] for en diskusjon ekstrapoleringsteknikker ved estimering av forventningsrelasjoner.

Lagerhold vil også kunne skape forstyrrelser i den momentante forbindelsen mellom konsumprisen og T-prisen. Lagervarer kan til dels selges til de priser som gjaldt da varen ble lagt inn på lager, noe som forsinker de eksogene prisimpulsene på veien mot registrerte konsumpriser. Særlig viktige lagerpunkter i norsk økonomi (for vår analyse) er lagring av importerte varer hos importørene og varelagring andre steder i distribusjonsleddet. En mer fullstendig analyse av prisdynamikken i varemarkedene enn det denne undersøkelsen legger opp til, ville vi få ved å se prissettingen hos produsentene i sammenheng med lagertilpasningen. Usikkerheten hos produsentene med hensyn til prissettingen i situasjoner preget av ulikevekt kan reduseres hvis produsentene ikke taper for mye på å lagre varene ved en eventuell feilvurdering av markedet. Lagerhold kan dermed lette tilpasningen til endrede likevektspriser. Dette peker i retning av at T-prisindeksen slår raskt igjennom til konsumprisene når de eksogene impulsene går innom ledd i kryssløpet der lagerhold kan opptre som buffert. Jfr. [1], pp. 41-51.

Offentlig prisregulering kan også være av betydning for prisspredningsprosessen. Kraftigst vil trolig en generell pris- og avansestopp virke, men også ordninger med godkjenning av prisforhøyelser på mer regulær basis kan påvirke farten i spredningen av prisimpulsene. I avsnitt 7a forsøker vi å analysere virkningene av pris- og avansestoppene i observasjonsperioden 1970-1975, men ellers i analysen ser vi bort fra virkningen av endringer i priskontrollen.

Sesongvariasjoner i prisindeksene kan skyldes at varesammensetningen i de aggregerte varegruppene skifter på en systematisk måte fra kvartal til kvartal, men den kan også skyldes at prisene selv varierer over året på måter som ikke fanges opp i vår modell. Dette kan blant annet henge sammen med spesielle utsalgsperioder og sesongbestemte variasjoner i tilgangen på varene over året. For lønningene gjelder det at tariffbestemte lønnsøkninger skjer til bestemte tider av året, og at sesongvariasjoner i utnyttelsen av arbeidskraften gjør at innslaget av overtidsbetaling kan ha en sesongkomponent. I den grad dette ikke automatisk slår ut i produktprisene, vil det kunne registreres ved sesongkomponentene i ligning (4.9). Mange offentlige vedtak som berører priser og lønninger, blir satt i verk fra 1. januar hvert år. I den grad vi ikke klarer å ta hensyn til dette på annen måte, peker dette i retning av at 1. kvartal viser et noe større gap mellom priser og kostnader enn de andre kvartalene.

5. Datagrunnlaget

I avsnitt 2 nevnte vi de viktigste datakildene som er brukt i analysen; vi vil nå gå nærmere inn på disse. Tallfestingen av de kryssløpskorrigerte konstantene er omtalt i avsnitt 5a. I avsnittene 5b, c, d og e beskriver vi hvordan konsumprisindeksene, importprisindeksene, indeksene for regulerte priser og indeksene for lønnskostnader er beregnet. Vi gir også en oversikt over utviklingen i disse indeksene i observasjonsperioden 1970-1975. Aggregeringslister m.v. er gitt i vedlegg 1. Avsnitt 5f behandler beregningen av subsidie- og avgiftskomponenten m_{it} i ligning (4.0) og beregning av selgerprisindekser.

5a. Beregning av kryssløpskorrigerte kostnadskoeffisienter eller virkningstall

Virkningstallene for delindeksen til en konsumsektor er beregnet ved å måle poengutslagene på indeksen i kjøpverdi av partielle endringer i indeksene for de eksogene variable. De eksogene variable er gitt ved vår utforming av prismodellen i MODIS IV.¹⁸⁾ Se ligning (4.0). Inndelingen i varer med eksogene hjemmepriser og varer med kostnadsbestemte (endogene) hjemmepriser er gitt i vedlegg 1d. Denne inndelingen skiller sektorer som er prisledere og prisleføgere i den brukte versjon av prismodellen. Jfr. [23], side 26. Aggregeringen av de eksogene variable er gitt i vedlegg 1 (importvarer, varer med regulerte priser og produksjonssektorer, lønn).

Virkningstallene mellom konsumprisene og lønn og bruttoeierinntekt m.v. er beregnet ved å måle utslaget av partielle endringer i lønn og bruttoeierinntekt samtidig for hver produksjonssektor.

¹⁸⁾ Henningsen og Sand (1976) [18], dokumenterer virkningstall for hele modellen på grunnlag av "Finansdepartementsversjonen" av modellen.

Datagrunnlaget for disse virkningstallene er 74-utgaven av MODIS IV; dvs. foreløpig nasjonalregnskap for 1974, gjort ferdig i løpet av mars 1975.

I MODIS blir kryssløpskoeffisienter og importandeler beregnet på nytt for hvert år. Dersom det blir aktuelt å utarbeide en modell for kvartalsvise prisbevegelser, bør en forsøke å oppdatere kryssløpskoeffisientene i en slik modell f.eks. annet hvert eller tredje hvert år. Koeffisientene bør kanskje også estimeres på grunnlag av kryssløpstall for flere år.

I tilknytning til presentasjonen av priskryssløpsmodellen ble det påpekt at summen av virkningstallene for en konsumsektor under visse betingelser er én og at avvikene fra dette er knyttet til innslaget av mengdeavgifter og -subsidier i modellens representasjon av økonomien. Virkningstallene måler utslagene i kjøperverdiene. For konsumsektorer som direkte er pålagt mengdeavgifter og -subsidier har vi pålagt den restriksjon at summen av virkningstallene skal være lik 1 minus den andel mengdeavgiftene (inkl. merverdiavgift) utgjør av kjøperverdien i basisåret (pluss for mengdesubsidier). For de andre konsumsektorene har vi pålagt at virkningstallene skal summere seg opp til 1. Det innebærer at vi ignorerer innslaget av mengdeavgifter og -subsidier som påvirker konsumprisene gjennom kostnadskryssløpet. Jfr. avsnitt 4b. Alle virkningstall er korrigert med en felles, proporsjonal faktor for å få disse restriksjonene oppfylt.

Virkningstabellen med beregnede korreksjonsfaktorer er gitt i vedlegg 2. I tabellen er det spesifisert virkningstall mellom 23 konsumprisindekser endogene variable og 41 eksogene prisimpulser, i alt 943 konstanter. Mange av disse er null, virkningstall med verdier mindre enn 0,005 er satt lik null.

Vi antar at de kryssløpskorrigerte kostnadskoeffisientene er konstante i hele observasjonsperioden 1970-1975. En tilstrekkelig betingelse for dette er at kryssløpskoeffisientene og importandelene er konstante i observasjonsperioden. Dette er nok en lite realistisk antakelse, men det ville vært relativt kostbart å få beregnet kostnadskoeffisientene på nytt for flere år.¹⁹⁾ Spesielt er trolig antakelsen om konstante importandeler en dårlig tilnærming til den faktiske utvikling i observasjonsperioden.

5b. Konsumprisindekser

Som nevnt i kapittel 2 utarbeides det månedlige konsumprisindekser for 45 konsumsektorer i MODIS IV.²⁰⁾ Vi har aggregert disse indeksene til kvartalstall ved å ta uveide gjennomsnitt av tre og tre måneder. Basisåret for konsumprisindeksen som for de andre indeksene er 1974, dvs. årsgjennomsnittene av indeksene er satt lik 100 i 1974. Vektgrunnlaget for beregning av konsumprisindeksene ble skiftet i 1974; vi bruker 1974-vektene for hele perioden 1970-1975. Indeksene for årene før 1974 er kjedet sammen med indeksene for 1974 og 1975 ved å multiplisere alle månedstall før 1974 (1968=100) med forholdet mellom ny og gammel indeks i januar 1974. (For 1974 har vi tall både etter gammelt og nytt vektgrunnlag). For de delindekser vi analyserer delindekser med kryssløpsbestemte priser synes ikke kjedingen å føre til noen unaturlige sprang.

I kapittel 3 beskrev vi utviklingen i 5 grupper av delindekser og konsumprisutviklingen totalt. I dette avsnitt skal vi beskrive utviklingen i de 23 delindeksene med kryssløpsbestemte priser nærmere. Vektene til delindeksene er gitt i tabell 3.0. Vi beskrev utviklingen i de 5 gruppene av delindekser ved å føye observasjonene til logaritmiske trender (ligning 3.1). Vi har beskrevet utviklingen av de 23 konsumsektorene med kryssløpsbestemte priser på samme måte. Resultater av estimeringen er gitt i tabell 5.0 (jfr. tabell 3.2).

19) Jfr. note 7 der det vises hvordan koeffisientene for direkte import som en tilnærming kan korrigeres uten å invertere på nytt i prismodellen. 20) Indeksene lages primært for bruk i modellen for indirekte skatter, de går tilbake til 1968. I Statistisk Sentralbyrås håndbøker, [33], er det gjort nærmere rede for konsumprisindeksen.

Tabell 5.0. Estimater på gjennomsnittlig, kvartalsvis endringstakt for delindekser med kryssløpsbestemte priser og restleddenes standardavvik. 1970-1975. Prosent. Jfr. regresjon (3.1)

Sektor- nr.	Konsumsektor	Endringstakt i prosent	Standardavvik til restleddet i prosent
01	Mjøøl og gryn m.v.	1,265	3,339
02	Bakervarer	2,277	3,000
05	Kjøtt- og fiskehermetikk	2,462	1,773
09	Margarin, spiseolje m.v.	1,575	7,867
12	Tørket frukt, friske bær, konserver	2,455	4,468
14	Sjokolade, drops o.l.	2,579	7,395
16	Selters, brus o.l.	1,966	4,639
19	Tobakk	1,914	2,960
20	Bekledningsartikler	1,933	1,325
21	Tøyer og garn	2,083	2,141
22	Skotøy og skotøyreparasjoner	2,116	2,251
26	Møbler, gulvtepper m.v.	2,085	3,485
27	Elektriske husholdningsapparater, kjøkken- redskap, glass m.v.	1,728	2,242
28	Diverse husholdningsartikler og tjenester	2,182	5,317
33	Andre utgifter til drift og vedlikehold av egne transportmidler	2,201	1,900
36	TV- og radiomottakere	0,529	1,504
37	Sportsutstyr, leketøy, grammofonplater m.v. og blomster	1,556	3,004
39	Bøker og aviser	2,739	2,197
40	Ukeblad og tidsskrift. Skrivemateriell	2,298	3,210
42	Kosmetiske preparater	1,720	2,880
43	Hårpleie, skjønnhetspleie, toalettsåpe og andre toalettartikler	2,252	4,931
44	Reiseeffekter, smykker, ur og andre varer	1,768	6,747
45	Restauranter, hoteller, selskapsreiser o.l. ...	2,129	1,919

Av tabell 5.0 ser en at den gjennomgående prisøkningen har vært minst for sektoren TV- og radiomottakere med rundt 0,5 prosents økning pr. kvartal. Bøker og aviser har steget mest med rundt 2,7 prosent pr. kvartal. Variasjoner i delindeksenes bevegelse utover det trendmessige kan måles ved standardavviket på restleddet. Restleddvariasjonen er størst for margarin og sjokolade (7-8 prosent) og minst for bekledningsartikler (1.3 prosent). Se forøvrig kommentarene til tabell 3.2 for en tolkning av estimatene på restleddenes standardavvik. Vi må tilføye at Durbin-Watson-estimatorene viser lave verdier, noe som antyder et betydelig innslag av positiv seriekorrelasjon i restleddene. Dette forringer verdien av standardavvikestimaterne.

5c. Importprisindekser

Varene i MODIS IV er aggregert til 10 importvaregrupper, se tabell 5.1. Aggregeringen er gitt i vedlegg Ia.

Tabell 5.1. Aggregerte importvarer

-
1. Matvarer
 2. Drikkevarer og tobakk
 3. Råvarer
 4. Brennstoffer m.v.
 5. Dyr- og plantefett m.v.
 6. Kjemikalier
 7. Bearbeidde varer
 8. Maskiner og transportmidler
 9. Ferdigvarer
 10. Andre varer
-

Som det framgår av navnene på importvaregruppene har vi forsøkt å tilpasse aggregeringen av MODIS-varene til utenrikshandelstatistikkens SITC-gruppering. Denne sammenknytningen er foretatt via Brüsselnomenklaturen. Ved å kople inn utenrikshandelstatistikkens prisindekser får vi et mål på importprisutviklingen fra kvartal til kvartal. Importvaregruppene 1-9 i tabell 5.1 er i prinsippet tallfestet ved SITC-gruppene 0-8.²¹⁾ Se NOS (1975) [30], sidene 16 og 17. Importvaregruppen 10 "Andre varer" har vi antatt følger importprisindeksen for varer unntatt skip. Kvartalstall for SITC-gruppene 0-8 har vi for årene 1971-1975. For 1970 foreligger tall etter en "gammel" SITC-standard. Vi har skjønsmessig forsøkt å kjede "gamle tall" for 1970 sammen med tallene for 1971-1975; resultatet har trolig ikke blitt særlig vellykket. Omlegging av indeksene for utenrikshandelen er behandlet av Brenna (1973) [9].

Det er gitt en sterkere disaggregering av de endogene konsumprisene enn av de eksogene importprisindeksene. Hvis ikke alle priser som inngår i en aggregert importvaregruppe varierer i takt, vil vi kunne få alvorlige aggregeringsfeil ved forklaring av de detaljerte konsumprisene. Dette kunne vært rettet på ved å benytte en mer disaggregert inndeling av importvarene. Et slikt opplegg ville krevd at en hadde fått spesialberegnet prisindekser for hver MODIS-vare på grunnlag av utenrikshandelstatistikkens meget detaljerte datamateriale. Et lignende opplegg benyttes til beregninger av det årlige nasjonalregnskapet, og bygger på at utenrikshandelstatistikkens primærmateriale også er kodet etter Brüsselnomenklaturens vareliste.²²⁾ Innenfor rammen av publiserte, kvartalsvise importprisindekser har vi likevel forsøkt å gå mer detaljert til verks for enkelte importleveranser til spesielle konsumsektor. Følgende delindekser er særbehandlet (jfr. [30], side 16):

1. Prisutviklingen på importvaregruppe 1, Matvarer, til konsumpris 01, Mjøl- og gryn m.v., følger prisutviklingen på SITC-gruppe 04, Korn- og kornvarer.
2. Prisen på importgruppe 1 indirekte anvendt i konsumprisindeks 02, Bakervarer, følger prisutviklingen på SITC-gruppe 04, Korn og kornvarer.
3. Prisutviklingen på importgruppene 1 og 3 til indirekte anvendelse i konsumprisindeks 09, Margarin, spiseolje m.v., følger prisutviklingen på SITC-gruppe 4, Dyr- og plantefett, olje og voks.
4. Prisutviklingen på importgruppe 1 til konsumprisindeks 12, Tørket frukt, friske bær, konserver, følger prisutviklingen på SITC-gruppe 05, Frukt- og grønnsaker.
5. Prisutviklingen på importgruppene 1 og 3 til indirekte anvendelse i konsumprisindeks 14, Sjokolade, drops o.l., følger prisutviklingen på SITC-gruppe 06, Sukker, sukkervarer og honning.
6. Prisutviklingen på importgruppe 1 til indirekte anvendelse i konsumprisindeks 16, Selters, brus o.l. følger prisutviklingen definert ved den veide sum av SITC-gruppe 0, Matvarer og levende dyr (vekt 0.3), og SITC-gruppe 06, Sukker, sukkervarer og honning (vekt 0.7).

21) Eksklusive SITC-vare 735 "Skip". 22) En fordel ved å bruke SITC-inndelingen er at dette er den internasjonale standard for varegruppering i utenrikshandelen. Vi håper siden å kunne analysere samvariasjonen mellom norske importpriser og prisutviklingen i resten av verden for på den måten å få en mer fullstendig modell for korttidsbevegelsen i norske priser.

7. Prisutviklingen på importgruppe 8, Ferdige varer, direkte til anvendelse i konsumprisindeks 20, Bekledningsartikler, følger prisutviklingen på SITC-gruppe 84, Klær og hodeplagg.
8. Prisutviklingen på importgruppe 6, Bearbeidd varer, til direkte anvendelse i konsumprisindeks 21, Tøyer og garn, følger prisutviklingen på SITC gruppe 65, Tekstilgarn, -stoffer og -varer.
9. Prisutviklingen på importgruppe 8, Ferdige varer, til direkte anvendelse i konsumprisindeks 22, Skotøy og skoreparasjoner, følger prisutviklingen på SITC-gruppe 85, Fottøy.
10. Prisutviklingen på importgruppe 8, til direkte anvendelse i konsumprisindeks 26, Møbler, gulvtepper m.v., følger prisutviklingen på SITC-gruppe 82, Møbler.
11. Prisutviklingen på importgruppe 7, Maskiner- og transportmidler til direkte anvendelse i konsumprisindeks 27, Elektriske husholdningsapparater, kjøkkenredskap, glass m.v., følger prisutviklingen på SITC-gruppe 725, Elektriske husholdningsapparater.

På samme måte som for konsumprisene har vi beskrevet prisutviklingen i de 10 importvaregruppene (tabell 5.1) ved logaritmiske trender. Resultatet av estimeringen er gjengitt i tabell 5.2.

Tabell 5.2. Estimater på gjennomsnittlig, kvartalsvis endringstakt og restleddenes standardavvik for importvaregruppene i tabell 5.1. 1970-1975. Prosent. Jfr. regresjon (3.1)

Gruppe nr.	Navn	SITC-nummer	Endringstakt i prosent	Standardavvik til restleddene i prosent
1	Matvarer	0	2.866	9.074
2	Drikkevarer og tobakk	1	0.939	2.813
3	Råvarer	2	2.072	8.322
4	Brennstoffer	3	5.660	22.043
5	Dyre- og plantefett	4	2.597	20.543
6	Kjemikalier	5	1.957	9.007
7	Bearbeidde varer	6	1.839	6.647
8	Maskiner og transportmidler	7x	1.471	3.171
9	Ferdigvarer	8	1.484	3.489
10	Andre varer	xx	2.133	6.250

x Eksklusive skip.

xx Følger importprisindeksen for varer uten skip.

Av tabell 5.2 ser vi at importprisindeksen for brennstoffer har steget atskillig sterkere enn indeksene for de andre importvaregruppene. Prisutviklingen på denne varegruppen påvirker de fleste av delindeksene med kryssløpsbestemte priser, men påvirkningen er ikke sterk. (Virkningstall rundt 0.010-0.020 i følge virkningstabellen i vedlegg 2). Importprisene på matvarer har økt med 2.9 prosent, men ellers har importpriser med stor betydning for delindekser med kryssløpsbestemte priser som Bearbeidde varer og Ferdigvarer steget relativt beskjedent (1.8 og 1.5 prosent i kvartalet).

Restleddspreddingen til den logaritmiske prisutviklingen er mye større for importvaregruppene enn for konsumsektorene. Som ventet er spredningen størst for lite bearbeidde importvarer.

5d. Regulerte priser

Varer og tjenester med regulerte priser omfatter jordbruksvarer, fiskevarer og varer der det offentlige styrer kjøperverdiene av varene nokså direkte. Vi regner med følgende varegrupper:

Tabell 5.3a. Spesifiserte varegrupper med regulerte priser

-
1. Elektrisitet
 2. Post- og teletjenester
 3. Transporttjenester med regulerte priser
 4. Øl, vin og brennevin
 5. Gebyrer
 6. Planteprodukter i jordbruk
 7. Husdyrprodukter i jordbruk
 8. Fiskevarer
-

Aggregering av MODIS-varene til disse varegruppene er gitt i vedlegg lb. Det har bydd på visse problemer å få kvartalstall for noen av gruppene. Særlig for jordbruks- og fiskevarene er vi sikre på at de valgte løsninger kan være høyst diskutabile. Problemene for disse varene stikker først og fremst i å få tatt hensyn til pristilskottene til produsentene på en fornuftig måte (finne de riktige basisverdiene).

For alle anvendelser har vi antatt at prisutviklingen på varegruppen Elektrisitet følger prisutviklingen til delindeks 24 i konsumprisindeksen, Elektrisitet. Prisutviklingen på varegruppene Post- og teletjenester antar vi følger den tilsvarende delindeksen i konsumprisindeksen (delindeks 35, se tabell 3.0). Transporttjenester dekkes av delindeks 34 i konsumprisindeksen, Bruk av offentlige transportmidler. Prisutviklingen på øl, vin og brennevin antar vi følger et uveid gjennomsnitt av delindeksene 17 og 18 i konsumprisindeksen. (se tabell 3.0). Forøvrig er det bare delindeksen for Restauranter, hoteller, selskapsreiser o.l. som påvirkes av denne regulerte prisen. Prisutviklingen på varegruppen Gebyrer antar vi følger en sesongkorrigert trend av utviklingen i lønnskostnadene (se forøvrig avsnitt 5e). Lønnskostnader er den dominerende kostnadskomponenten i varegruppen Gebyrer; forøvrig spiller denne varegruppen en helt ubetydelig rolle for delindeksene med kryssløpsbestemte priser. Jfr. virkningstabellen i vedlegg 2. For de 3 siste varegruppene i tabell 5.3 har vi valgt noe forskjellige løsninger avhengig av hvilken konsumprisindeks som påvirkes:

1. Prisutviklingen på varegruppe 6, Planteprodukter i jordbruk, til konsumgruppe 01, Mjøl og gryn m.v. antar vi følger prisutviklingen på gruppen Planteprodukter i jordbrukets prisindeks.²³⁾
2. Prisutviklingen på varegruppe 8, Fiskevarer, til konsumgruppe 01, Mjøl og gryn m.v. antar vi følger prisutviklingen på gruppen Planteprodukter i jordbrukets prisindeks. Fiskevarer påvirker delindeks 01 med et svært beskjedent virkningstall i forhold til varegruppe 6, Planteprodukter i jordbruk.
3. Prisutviklingen på varegruppene 6 og 7 til konsumgruppe 02, Bakervarer, antar vi følger prisutviklingen på gruppene Planteprodukter og Husdyrprodukter i jordbrukets prisindeks.
4. Prisutviklingen på varegruppe 7, Husdyrprodukter i jordbruk til konsumgruppe 05, Kjøtt- og fiskehermetikk antas å følge prisutviklingen på delindeks 03 i konsumprisindeksen, Kjøtt, kjøttvarer og egg.
5. Prisutviklingen på varegruppe 8, Fiskevarer, til konsumgruppe 05 antas å følge prisutviklingen på delindeks 04 i konsumprisindeksen, Fisk- og fiskevarer.
6. Prisutviklingen på varegruppe 8, Fiskevarer, til konsumgruppe 09, Margarin, spiseolje m.v., antas å følge prisutviklingen på delindeks 04 i konsumprisindeksen, Fiske- og fiskevarer.
7. Prisutviklingen på varegruppe 6, Planteprodukter i jordbruk, til konsumgruppe 12, Tørket frukt m.v. antas å følge et uveid gjennomsnitt av delindeksene 10 og 11 i konsumprisindeksen (Friske grønnsaker og frisk frukt).
8. Prisutviklingen på varegruppe 6, Planteprodukter i jordbruk, til konsumgruppe 37, som blant annet inneholder blomster, antas å følge prisutviklingen på gruppen Planteprodukter i jordbrukets prisindeks.

23) Se Statistisk Månedshefte, f.eks. XVI, 74 i nr. 4 for 1976.

9. Prisutviklingen på jordbruks- og fiskevarer i konsumgruppe 45, Restauranter, hoteller, selskapsreiser o.l. beregnes som et veid gjennomsnitt av delindeksene 03, 04, 06, 07, 08, 10, 11 og 13 i konsumprisindeksen. Vektene er hentet fra konsumprisindeksen. Jfr. tabell 3.0.

I tabell 5.3b. har vi beregnet logaritmiske trender for prisendringer i de viktigste varegruppene uttrykt ved noen av de indekser som er brukt som mål på prisutviklingen for disse varegruppene.

Tabell 5.3b. Estimater på gjennomsnittlig kvartalsvis endringstakt og restleddenes standardavvik for noen mål på prisutviklingen for de viktigste varegruppene i tabell 5.3. 1970-1975. Prosent. Jfr. regresjon (3.1)*

Navn	Endringstakt i prosent	Standardavvik til restleddene i prosent
1. Elektrisitet (delindeks 24)*	1.515	5.160
2. Post- og teletjenester (delindeks 35)	2.474	4.576
3. Transporttjenester med regulerte priser (delindeks 34)	2.052	2.291
6. Planteprodukter i jordbruk		
a) Planteprodukter i "Jordbrukets prisindeks"* ^{**}	1.252	5.910
b) Uveid gjennomsnitt av delindeksene 10 og 11	2.275	4.131
7. Husdyrprodukter i jordbruk		
a) Husdyrprodukter i "Jordbrukets prisindeks"	1.326	7.806
b) Delindeks 03	1.524	3.551
8. Fiskevarer		
a) Delindeks 04	2.728	4.440

* Delindeksene er delindekser i konsumprisindeksen. Kodenumrene er forklart i tabell 3.0.

** Publiseres i Statistisk månedshefte.

Av tabell 5.3b. ser vi at de alternative målene på varegruppene 6 og 7's prisutvikling har nokså forskjellig kvartalsvis endringstakt;²⁴⁾ videre at Post- og teletjenester har steget relativt sterkt i pris, mens Elektrisitet har steget relativt beskjedent (i forhold til konsumprisindeksen totalt, jfr. tabell 3.2). Restleddvariasjonen, uttrykt ved standardavviket, er ganske stor for de fleste av gruppene. For varegruppe 1 og 2 skyldes dette at prisindeksene har en typisk sprangvis utvikling, for jordbruksprisindeksene spiller trolig sesongvariasjoner en betydelig rolle for restleddvariasjonen.

5e. Lønnskostnader

I tabell 5.4 er de spesifiserte produksjonssektorene gitt, i vedlegg 1c er aggregeringen fra MODIS IV-sektorene omtalt.

Som det framgår av ligning (4.2) styrer utviklingen i lønnskostnader pr. enhet arbeidsinnsats også utviklingen i normale bruttoeierinntekter. Lønnskostnadene blir dermed den viktigste gruppen av eksogene prisimpulser.

24) Regresjon mellom mål a og b for 6 og 7 ga følgende resultat (standardavvik i parentes):

$$(6b) = 1.414 \cdot (6a) - 48.412, \text{ variasjonskoeffisient til restleddet } 9.66 \text{ prosent}$$

$$(0.197) \quad (19.368)$$

$$(7b) = 0.683 \cdot (7a) + 34.046 \text{ variasjonskoeffisient til restleddet } 5.11 \text{ prosent.}$$

$$(0.069) \quad (6.471)$$

Disse resultatene indikerer at sammenfallet mellom de alternative målene på varegruppe 6 og 7's prisutvikling er svært dårlig. I den grad disse regulerte prisene har betydning for våre konsumprisindekser, vil valget av alternativ a og b i tabell 5.4 kunne influere sterkt på beregningsresultatene i kapitlene 6 og 7.

Tabell 5.4. Spesifiserte produksjonssektorer

-
1. Næringsmidler
 2. Fiskeoljer og -mjøl. Animalske og vegetabiliske oljer m.v.
 3. Produksjon av drikkevarer og tobakk
 4. Tekstil, konfeksjon og skotøy
 5. Trevarer og møbler
 6. Treforedling
 7. Grafisk produksjon
 8. Plastindustri, maling og lakk, sprengstoff m.v.
 9. Elektrokjemisk industri
 10. Produksjon av mineralske produkter
 11. Metallproduksjon
 12. Maskiner og elektriske apparater
 13. Transportmidler
 14. Varehandel og andre sektorer
-

Datagrunnlaget for å beregne lønnskostnadene på kvartal for disse produksjonssektorene er den kvartalsvise lønnsstatistikken for timefortjenesten i industrien²⁵⁾ og satsene for arbeidsgiveravgiften til folketrygden. Vi har målt lønnskostnadene som en indeks for timefortjenesten for voksne menn inklusive arbeidsgiveravgiften til folketrygden (1974=100) og antatt at timefortjenesten er beregningsgrunnlaget for arbeidsgiveravgiften. I den grad andre former for indirekte personalkostnader utvikler seg annerledes enn vårt lønnskostnads mål, antar vi at utviklingen er trendmessig og reflekteres i konstantene γ_i i ligning (4.2) og i restleddene. Et tilsvarende resonnement bruker vi for timefortjenesten for voksne kvinner og andre grupper av sysselsatte som kan ha hatt en annen lønnsutvikling i perioden 1970-1975 enn det som kommer til uttrykk i timefortjenesten for voksne menn. Timefortjenesten er gitt for grupper av forhandlingsområder - bransjer - i den kvartalsvise lønnsstatistikken. Vi har derfor måttet lage en fordelingsnøkkel for overgangen mellom disse bransjene (53 bransjer) og MODIS-sektorene. Denne fordelingsnøkkel er nærmere omtalt i vedlegg 1c. Lønnsutviklingen i varehandel og annen tjenesteytende virksomhet har vi antatt følger en sesongkorrigert, 2. ordens trend til gjennomsnittlig timefortjeneste for voksne menn i hele industrien.

I tabell 5.5 har vi beskrevet den anslåtte lønnskostnadsutviklingen i perioden 1970-1975 for de 13 industrisektorene i tabell 5.4 ved hjelp av logaritmiske trender. I tillegg har vi tatt med den logaritmiske trenden til den beregnede utvikling i gjennomsnittlige lønnskostnader for hele industrien.

Vi ser at alle produksjonssektorene har hatt omlag like sterk økning i lønnskostnadene pr. kvartal - rundt 3.3 - 3.4 prosent. Sterkest økning har Elektrokjemisk industri hatt med 3.7 prosent - mens næringsmiddelindustrien har hatt den svakeste lønnsutviklingen med 3.1 prosent. Restleddvariasjonen er ganske stor og ensartet.

En kan kanskje stille spørsmålstegn ved den forholdsvis sterke oppdelingen i produksjonssektorer når lønnsutviklingen er så ensartet. Vi vil forsvare den detaljerte oppdelingen med at lønnskostnadene jevnt over betyr så mye for delindeksene med kryssløpsbestemte priser at selv små forskjeller i lønnsutviklingen kan ha en viss betydning. Av tabell 5.5 ser vi at den gjennomsnittlige forskjellen på endringstakt for hele industrien og næringsmiddelindustrien er rundt 0.3 prosentenheter. Med et virkningstall på 0.5 i konsumprisindeksen utgjør dette 0.15 prosentenheter av en gjennomgående endringstakt på rundt 2.0 prosent i kvartalet i konsumprisindeksene (modellens basisår). Tidsforløpet av lønningene over året kan også være uensartet næringene i mellom;

25) Se Statistisk månedshefte, f.eks. XVII, 77 i nr. 4 for 1976.

gjennomsnittlig endringstakt vil ikke kunne gjengi dette. Ulikt tidsforløp vil kunne påvirke beregningen av lag-strukturen og sesongvariasjoner mellom kostnader T-prisindeks og den løpende prisutvikling. Med tiden kan det også bli aktuelt å supplere modellen for vareprisdannelsen med en modell for lønnsdannelse; en slik modell mener vi bør utformes på et såpass disaggregert nivå som angitt ved produksjonssektorene i tabell 5.4.

Tabell 5.5. Estimerer på gjennomsnittlig, kvartalsvis endringstakt og restleddenes standardavvik for utviklingen i lønnskostnader pr. arbeidstime. Prosent. 1970-1975*. Jfr. formel (3.2)

Navn	Endringstakt i prosent	Standardavvik til restleddene i prosent
Næringsmidler	3.123	3.339
Fiskeoljer og -mjøl. Animalske og vegetabiliske oljer m.v.	3.622	4.062
Produksjon av drikkevarer og tobakk	3.539	2.716
Tekstil, konfeksjon og skotøy	3.244	2.870
Trevarer og møbler	3.193	2.808
Treforedling	3.447	3.767
Grafisk produksjon	3.371	2.931
Plastindustri, maling og lakk, sprengstoffer m.v.	3.375	2.761
Elektrokjemisk industri	3.784	5.438
Produksjon av mineralske produkter	3.134	3.716
Metallproduksjon	3.493	2.346
Maskiner og elektriske apparater	3.343	2.629
Transportmidler	3.377	1.874
Hele industrien	3.401	2.948

* Lønnskostnadene er beregnet som timefortjenesten inkl. arbeidsgiveravgift til folketrygden.

5f. Indirekte skatter, beregning av prisindeksen i "selgerverdi"²⁶⁾

Opplysninger om endringer i satser for indirekte skatter m.v. er hentet fra skattedataarkivet til Skatteforskningsgruppa i Byrået. Vi har bare tatt med den direkte virkningen av endringer i satsene. Vi skal forklare regnemåten: La $K(t)$ være kjøperprisen på en vare og $S(t)$ selgerprisen, $v(t)$ er satsen for en verdiavgift pålagt varen og $u(t)$ satsen for en mengdeavgift (negative fortegn ved subsidier). Vi antar at beregningsgrunnlaget for verdiavgiften er selgerprisen pluss mengdeavgiftsatsen:

$$(5.6) \quad \begin{aligned} K(t) &= (S(t) + u(t))(1 + v(t)) \\ &= S(t)(1 + v(t)) + u(t)(1 + v(t)) \end{aligned}$$

Avgiftsarkivet inneholder opplysninger om satsene $u(t)$ og $v(t)$. Vi kjenner dessuten indeksene for kjøperprisene. La $t=0$ være basisåret for indeksene, vi kjenner forholdstallet (egentlig indekser med $k(0)=100$):

$$k(t) = \frac{K(t)}{K(0)}$$

og ønsker å finne indeksen for selgerprisen

$$s(t) = \frac{S(t)}{S(0)}$$

når (5.6) gjelder (egentlig indeks med $s(0)=100$).

Vi finner

$$(5.7) \quad k(t) = \frac{S(t)(1+v(t))}{S(0)(1+v(0))} \frac{S(0)(1+v(0))}{K(0)} + \frac{u(t)(1+v(t))}{u(0)(1+v(0))} \frac{u(0)(1+v(0))}{K(0)}$$

26) Med "selgerpriser" mener vi her det verdisetet som variabelen $p(t)$ i (4.1) faktisk måles i ved den empiriske del av analysen.

I observasjonsperioden, 1970-1975, er ingen satser for verdiavgifter med direkte virkning for våre delindekser blitt endret; ligning (5.7) kan dermed skrives

$$s(t) = \frac{k(t) - \frac{u(t)}{u(0)} \frac{u(0)(1+v(0))}{K(0)}}{\frac{S(0)(1+v(0))}{K(0)}} = \frac{k(t) - \frac{u(t)}{u(0)} \frac{u(0)(1+v(0))}{K(0)}}{1 - \frac{u(0)(1+v(0))}{K(0)}}$$

Størrelsen $\frac{S(0)(1+v(0))}{K(0)}$ gir selgerverdien inklusive verdiavgiften som andel av kjøperprisen i basisåret, mens $\frac{u(0)(1+v(0))}{K(0)}$ gir mengdeavgiftsatsen inklusive verdiavgiften (merverdiavgiften) som andel av kjøperprisen i basisåret (1974). For hver konsumgruppe finner vi disse andelene fra grunnlagsdata i MODIS IV.

Satsene for indirekte skatter i skattedataarkivet er knyttet til konsumprisindeksens representanter. Fra disse har vi, skjønnsmessig, regnet ut en aggregert sats for hver konsumgruppe i MODIS. Fordi satsene for alle indirekte skatter knyttet til verdi har vært konstante i observasjonsperioden, trenger vi bare bry oss om indirekte skatter knyttet til mengde. I tabell (5.9) har vi ført opp de analyserte konsumgrupper som er belagt med mengdeavgifter og -subsidier av noen vesentlig størrelse. For hver gruppe har vi angitt mengdeavgifter inklusive merverdiavgiften som en andel av kjøperverdien. Data er hentet fra MODIS IV-grunnlaget for 1974 (Nasjonalregnskapets marsregnskap for 1974).

Vi kan nå knytte forbindelsen med disse størrelsene og størrelsen m_{it} i (4.0). Vi setter

$$\bar{m}_i = \frac{u(0)(1+v(0))}{K(0)}$$

og
$$m_{it} = \frac{u(t)}{u(0)} \frac{u(0)(1+v(0))}{K(0)}$$

Den løpende konsumprisutviklingen, p_{it} , blir i den empiriske del av analysen definert som

$$(5.8) \quad p_{it} = \frac{k_{it} - m_{it}}{1 - \bar{m}_i}; \quad i=1, \dots, 23.$$

Tabell 5.9. Konsumgrupper med kryssløpsbestemte priser pålagt mengdeavgifter (-) og mengdesubsidier (+). Mengdeskatter inklusive merverdiavgift som prosentandeler av kjøperverdien i 1974

Konsumgruppe nr.	Navn	Andel i prosent
01	Mjøl- og gryn	+9.82
09	Margarin, spiseolje m.v.	+38.45
14	Kokesjokolade, spisesjokolade m.v.	-21.02
16	Selters, brus o.l.	-11.48
19	Tobakk	-51.29
45	Restauranter, hoteller, selskapsreiser o.l.	-1.26

6. Estimering av hovedrelasjoner for prisutviklingen fra kvartal til kvartal

I dette avsnittet skal vi gjøre rede for estimering av prisrelasjonene som ble formulert i kapittel 4, ligningene (4.6), (4.8) og (4.9).

Estimeringen av den trendmessige utviklingen i bidraget fra normal bruttoeierinntekt og normal produktivitet for konsumsektorene blir dokumentert i avsnitt 6a. Jfr. relasjon (4.2), side 8. I avsnitt 6b vurderes det hvor nøyaktig T-prisindeksen følger konsumprisindeksen når vi ikke tar hensyn til lag og sesongvariasjoner.

I avsnitt 6c estimerer vi innslaget av sesongvariasjon i forholdet mellom T-prisindeksene og konsumprisindeksene slik dette ble formulert i (4.9). I avsnitt 6d presenteres resultatene av

føyningene mellom løpende priser og T-prisindekser ved Almon-lag, mens en sammenfatning av beregningsresultatene blir gitt i avsnitt 6e.

6a. Estimering av T-prisindeksen

Vi kan beregne det løpende bidraget til konsumprisindeksene fra lønn, bruttoeierinntekt og produktivitet som:

$$(6.0) \quad z_{it} = p_{it} - \sum_{j=1}^{10} (h_{iDj} + h_{iBj}) b_{jt} - \sum_{j=1}^8 h_{iRj} q_{jt}; \quad i=1, \dots, 23,$$

der p_{it} er konsumprisindeksene korrigert for eventuelle avgifter, som i (5.8), og b_{jt} og q_{jt} er importpriser og regulerte priser, h -ene er virkningstall. Vi antar i (6.0) at modellen beregner bidraget til prisstigningen fra import og regulerte priser riktig og at denne sammenhengen er momentan på kvartalsbasis. For hele observasjonsperioden 1970-1975 antar vi at utviklingen i z_{it} som et gjennomsnitt reflekterer utviklingen i lønn, normal bruttoeierinntekt og normal produktivitet, jfr. (4.2) - (4.4), dvs. vi kan betrakte likheten

$$(6.1) \quad z_{it} = A_i (1 + \gamma_i)^t \sum_{j=1}^{14} h_{iFj} w_{jt}, \quad i=1, \dots, 23,$$

som et normalforhold der γ_i^t er trendfaktoren som reflekterer utviklingen i normal bruttoeierinntekt og normal produktivitet. Vi kan omskrive (6.1) til

$$\lg \left(\frac{z_{it}}{\sum_{j=1}^{14} h_{iFj} w_{jt}} \right) = \lg A_i + t \lg (1 + \gamma_i).$$

Vi estimerer parametrene A_i og γ_i ved minste kvadraters metode, og justerer estimatet på parameteren A_i slik at $(z_{it} / \sum_{j=1}^{14} h_{iFj} w_{jt}) = 1$ i basisåret 1974. Estimaten på $\gamma_i \times 100$ er gitt i tabell 6.3

sammen med verdiene på $\sum_{j=1}^{14} h_{iFj}$. (Minste kvadraters metode gir forøvrig forventningsrette estimater på $\lg(1 + \gamma_i)$, og bare asymptotisk forventningsrette estimater på γ_i i små sampel.) Vi kaller estimatorene for γ_i og A_i for $\hat{\gamma}$ og \hat{A}_i . Vi finner de beregnede bidragene fra lønn, normal bruttoeierinntekt og normal produktivitet, \hat{z}_{it} , som

$$\hat{z}_{it} = \hat{A}_i (1 + \hat{\gamma}_i)^t \sum_{j=1}^{14} h_{iFj} w_{jt}$$

og de estimerte T-prisindeksene som

$$(6.2) \quad \hat{p}_{it}^* = \frac{\hat{z}_{it} + \sum_{j=1}^{10} (h_{iDj} + h_{iBj}) b_{jt} + \sum_{j=1}^8 h_{iRj} q_{jt}}{1 - \bar{m}_i}; \quad i=1, \dots, 23,$$

der $1 - \bar{m}_i$ er korreksjonsfaktorene for eventuelle mengdeavgifter, (+), og mengdesubsidier, (-).

Ligning (6.2) sier at T-prisindeksene vil reflektere virkningen av lønn, importpriser og regulerte priser momentan; virkningene av lønningene blir modifisert ved trendfaktoren γ_i som først og fremst tar hensyn til stigende normalproduktivitet.

Tabell 6.3. Estimater på trendfaktorene omregnet til prosent, $100 \times \hat{\gamma}_i$; $i=1, \dots, 23$. Sum
 virkningstall for lønn, $(\sum_{j=1}^{14} h_{ij}; i=1, \dots, 23 - \text{ligning 4.2.})$. 1970-1975

Sektor nr.	Konsumsektor	Trende- faktorene omregnet til prosent, $100 \times \hat{\gamma}_i$	Sum virknings- tall for lønn og bruttoeier- inntekt (korrigert)
01	Mjøl og gryn m.v.	-2.18	0.47
02	Bakervarer	-1.11	0.64
05	Kjøtt- og fiskehermetikk	-0.28	0.47
09	Margarin, spiseolje m.v.	-0.70	0.68
12	Tørket frukt, friske bær og konservert frukt og grønnsaker	-0.19	0.43
14	Kokesjokolade, spisesjokolade, drops o.l.	-0.47	0.40
16	Selters, brus o.l.	-1.92	0.59
19	Tobakk	-0.89	0.24
20	Bekleddingsartikler	-1.19	0.41
21	Tøyer og garn	-0.56	0.39
22	Skotøy og skoreparasjoner	-0.19	0.39
26	Møbler, gulvtepper, tekstiler og utstyrsvarer m.v.	-0.99	0.49
27	Elektriske husholdningsapparater, kjøkkenredskaper, glass, dekketøy o.l.	-1.79	0.34
28	Diverse husholdningsartikler og tjenester	-1.17	0.60
33	Andre utgifter til drift og ved- likehold av egne transportmidler	-0.97	0.60
36	TV- og radiomottakere	-3.88	0.47
37	Sportsutstyr, leketøy, gramfon- plater m.v. og blomster	-1.91	0.38
39	Bøker og aviser	-0.37	0.74
40	Ukeblad og tidsskrift, skrivemateriell	-0.75	0.59
42	Kosmetiske preparater	-1.95	0.54
43	Hårpleie, skjønnhetspleie, toalettsåpe og andre toalettartikler	-1.05	0.68
44	Reiseeffekter, smykker, ur og andre varer	-1.69	0.21
45	Restauranter, hoteller, selskapsreiser o.l.	-1.21	0.70

Den største trendfaktoren viser TV- og radiomottakere med -3.88 prosent; dersom importpriser og regulerte priser holdes konstante, kan timefortjenesten inkl. arbeidsgiveravgiften stige med nesten 4 prosent i kvartalet, ifølge våre beregninger, uten at konsumprisindeksen for TV- og radiomottakere øker. Lavest trendfaktor har skotøy og skoreparasjoner. Medianverdien for trendfaktorene ligger på litt over 1 prosent i kvartalet. Vårt mål på lønnskostnader har økt med 3.4 prosent på kvartalsbasis i observasjonsperioden, dette gir en prisøkning på rundt 2.4 prosent i kvartalet (10 prosent i året) for konsumgrupper der trendfaktorene ligger nær medianverdien - importpriser, regulerte priser, og avgifter og subsidier holdes konstant. Gjennomsnittet for kryssløpsbestemte priser har steget med snaut 2 prosent i kvartalet (jfr. tabell 3.2). Medianverdien for trendfaktorene er nær den gjennomsnittlige, årlige økingen i produktiviteten i industrien i perioden 1950-1975 som er estimert til 3.9 prosent, se note 10.

6b. Momentan samvariasjon i observasjonsperioden

For å ha et sammenligningsgrunnlag for føyningsegenskapene til lagrelasjoner og sesongvariasjoner, vil vi først undersøke hvorledes variasjoner i T-prisindeksen og konsumprisindeksen faller sammen når vi ikke tar hensyn til lag og sesongvariasjon.

Estimatoren $\hat{\gamma}_1 \dots \hat{\gamma}_{23}$ på $\gamma_1 \dots \gamma_{23}$ som vi fant i foregående avsnitt, vil ikke være forventningsrette i små sampele (estimatoren $\frac{\gamma_1 \dots \gamma_{23}}{T(1 + \gamma_i)}$ er forventningsrette). For å eliminere slike mindre, men systematiske avvik mellom p_{it}^* og p_{it} , vil vi uttrykke føyningen mellom disse to variablene ved parametrene i fordelingen til restleddet u_{it}^* i regresjonen

$$(6.4) \quad p_{it} = a_i \hat{p}_{it}^* + b_i + u_{it}^*$$

der vi antar at u_{it}^* har de tilsvarende fordelingsegenskaper som restleddet u_{it} i (4.6). Slik vi har beregnet \hat{p}_{it}^* vil estimatet på a_i ligge nær 1 og estimatet på b_i nær null, slik at korreksjonen (6.4) kan oppfattes som en finjustering av T-prisindeksen for å unngå bl.a. forventningsskjevheter ved beregning av p_{it} ved hjelp av \hat{p}_{it}^* .

Vi antar dermed at vår utvidede versjon av MODIS IV brukt på kvartal uten korreksjoner for lag og sesongvariasjon, ville gitt følgende prediksjoner på prisutviklingen

$$(6.5) \quad \hat{p}_{it} = \hat{a}_i \hat{p}_{it}^* + \hat{b}_i,$$

der \hat{a}_i og \hat{b}_i er minste kvadraters estimatorer for a_i og b_i .

Seriene for \hat{p}_{it} er beregnet innenfor samplet og ved beregningen av T-prisindeksen, \hat{p}_{it}^* , og korreksjonen (6.5) har vi sikret oss at vi får sammenfall med den faktiske prisutvikling hele observasjonsperioden sett under ett. Ut fra dette vil (6.5) gi bedre føyning enn det som det er rimelig å forvente av prediksjoner utenfor samplet. Men en viktigere grunn til ikke å ta føyningen mellom \hat{p}_{it} og p_{it} som et mål på prediksjonsnøyaktigheten til MODIS IV for bokstavelig, er selvsagt at et normalkostnadsbegrep som T-prisindeksen ikke er definert i prismodellen i MODIS IV.

I tabell 6.6 har vi gitt estimatene på variasjonskoeffisientene til restleddene (i prosent) og Durbin-Watson estimatorene i regresjonen (6.4). Variasjonskoeffisientene er definert som forholdet mellom restleddenes standardavvik og gjennomsnittet av tilhørende venstresidevariable multiplisert med 100. Ved å se spredningen på restleddet i forhold til gjennomsnittsnivået på den variable som skal "forklares", kan vi bedre sammenligne spredningen med gjennomsnittlig endringstakt i disse variablene.

En ser at variasjonskoeffisientene jevnt over er store i forhold til den gjennomsnittlige endringstakt for prisindeksene, jfr. tabell 5.0, side 24. Det betyr at ujusterte prediksjoner på prisendringen ikke er særlig presise. Durbin-Watson estimatene har lave verdier, noe som indikerer et sterkt innslag av positiv seriekorrelasjon. Dette er ikke uventet med en så enkel og restriktiv modellutforming som (6.4). Størst variasjonskoeffisient har konsumsektor 09, Margarin, med over 7 prosent og sektor 14, Sjokolade, med litt under 7 prosent. Variasjonskoeffisienter under 2 prosent har konsumsektorene 26, (Møbler) 27, (Elektriske husholdningsapparater), 36 (TV- og radio-mottakere) og 37 (Sportsutstyr m.v.).

I avsnitt 7d analyserer vi den momentane samvariasjonen mellom T-priser og løpende konsumpriser nærmere.

Tabell 6.6. Variasjonskoeffisientene til restleddene i regresjon (6.4) i prosent og verdiene på Durbin-Watson estimatorene. "Momentane kvartalsrelasjoner", 1970-1975

Sektor nr.	Konsumsektor	Variasjonskoeffisienter i prosent	Durbin-Watson estimatorene
01	Mjøl og gryn m.v.	3.04	1.2465
02	Bakervarer	2.65	0.8220
05	Kjøtt- og fiskehermetikk	2.72	0.3657
09	Margarin, spiseolje m.v.	7.22	0.8525
12	Tørket frukt, friske bær og konserver frukt og grønnsaker	2.45	1.7684
14	Kokesjokolade, spisesjokolade, drops o.l.	6.90	0.3651
16	Selters, brus o.l.	3.84	0.6276
19	Tobakk	4.06	0.6250
20	Bekledningsartikler	2.47	0.3990
21	Tøyer og garn	2.36	0.8423
22	Skotøy og skoreparasjoner	3.41	1.0046
26	Møbler, gulvtepper, tekstiler og utstyrsvarer m.v.	1.76	1.2601
27	Elektriske husholdningsapparater, kjøkkenredskaper, glass, dekketøy o.l.	1.95	0.8673
28	Diverse husholdningsartikler og tjenester	3.80	0.3253
33	Andre utgifter til drift og vedlikehold av egne transportmidler	2.29	0.6202
36	TV- og radiomottakere	1.45	1.0170
37	Sportsutstyr, leketøy, grammofonplater m.v. og blomster	1.95	1.9457
39	Bøker og aviser	4.07	0.5079
40	Ukeblad og tidsskrift, skrivemateriell	2.46	1.2550
42	Kosmetiske preparater	3.07	0.5087
43	Hårpleie, skjønnhetspleie, toalettsåpe og andre toalettartikler	3.40	0.5405
44	Reiseeffekter, smykker, ur og andre varer	4.27	0.5668
45	Restauranter, hoteller, selskapsreiser o.l.	1.89	0.6206

6c. Sesongvariasjon i observasjonsperioden

I avsnitt 4f, ligning (4.9), spesifiserte vi våre forutsetninger om hvorledes sesongvariasjoner påvirker forholdet mellom den løpende konsumprisutvikling og T-prisindeksen. Setter vi inn de beregnede verdiene for T-prisindeksen, \hat{p}_{it}^* fra ligning (6.5), istedet for p_{it}^* i (4.9) får vi

$$(6.7) \quad \frac{p_{it}}{\hat{p}_{it}} = \sum_{j=1}^3 \xi_{ij} S_j + \xi_{i0} + v_{it}^*$$

der S_1 , S_2 og S_3 er dummy-variable som tar vare på sesongeffektene, en presis definisjon er gitt i (4.9a). Sesongvariasjonene er normalisert mot 4. kvartal. I gjennomsnitt for hele observasjonsperioden vil forholdet $\frac{p_{it}}{\hat{p}_{it}}$ være tilnærmet lik én.

Ved presentasjon av punkttestimatene på sesongkomponentene i tabell (6.8), har vi funnet det hensiktsmessig å uttrykke disse i prosent, dvs. som estimater på $\xi_{ij} \times 100$; jfr. eksemplet nedenfor. Standardavvikene til estimatene er angitt i parentes. I denne tabellen har vi også gitt estimatene på standardavvikene til restleddene i regresjonen (6.7) og verdiene på Durbin-Watson estimatorene. Standardavvikene til restleddene er også gitt som prosent, dvs. som standardavvik multiplisert med 100.

Tabell 6.8. Estimater på kvartalsvise sesongkomponenter (i forhold til 4. kvartal) i prosent, standardavvikene til komponentene. Standardavvikene til restleddene i prosent og verdiene på Durbin-Watson estimatorene. Regresjon (6.7). 1970-1975

Sektor- nr.	Konsumsektor	Kvartalsvise sesongkomponenter				Restleddene	
		1. kvartal	2. kvartal	3. kvartal	Standard- avvikene*	Standard- avvikene i prosent	Durbin- Watson estimatorene
01	Mjøl og gryn m.v.	2.13	0.89	1.43	1.63	2.82	1.0562
02	Bakervarer	-0.40	-0.77	1.20	1.50	2.60	0.6028
05	Kjøtt- og fiskehermetikk	0.34	-0.17	0.10	1.60	2.77	0.3025
09	Margarin, spiseolje m.v.	1.77	0.81	-4.55	4.09	7.09	0.8166
12	Tørket frukt, friske bær, konserver	2.72	-0.34	0.56	1.22	2.11	1.0300
14	Sjokolade, drops o.l. ...	1.24	2.23	1.09	3.55	6.15	0.2546
16	Selters, brus o.l.	-0.12	-1.98	0.18	1.92	3.33	0.4882
19	Tobakk	1.94	2.45	1.62	2.43	4.21	0.4415
20	Bekledningsartikler	-0.14	0.60	-0.38	1.51	2.61	0.3419
21	Tøyer og garn	0.41	-0.59	-0.49	1.34	2.32	0.6834
22	Skotøy og skotøyrep.	2.96	3.70	-0.78	1.68	2.92	0.4783
26	Møbler, gulvtepper m.v. .	0.40	-0.87	-0.56	1.01	1.76	0.9926
27	Elektriske husholdnings- apparater, kjøkkenredskap, glass m.v.	-0.23	-0.56	0.23	1.18	2.05	0.8018
28	Diverse husholdnings- artikler og tjenester ...	-0.16	-0.75	0.47	2.01	3.47	0.2774
33	Andre utgifter til drift og vedlikehold av egne transportmidler	1.48	0.81	0.54	1.35	2.34	0.5124
36	TV- og radiomottakere ...	0.81	-0.12	1.09	0.83	1.43	0.4225
37	Sportsutstyr, leketøy, grammofonplater m.v. og blomster	2.18	-2.09	-2.00	0.56	0.97	1.0516
39	Bøker og aviser	2.90	0.58	-1.24	2.44	4.23	0.2435
40	Ukeblad og tidsskrift. Skrivemateriell	0.58	-0.91	-1.70	1.41	2.44	1.0852
42	Kosmetiske preparater ...	-0.10	-1.15	-0.11	1.72	2.98	0.4330
43	Hårpleie, skjønhets- pleie, toalettsåpe og andre toalettartikler ...	-1.33	-0.51	0.27	2.03	3.51	0.5755
44	Reiseeffekter, smykker, ur og andre varer	2.17	1.19	2.00	2.35	4.07	0.3237
45	Restauranter, hoteller, selskapsreiser o.l.	0.61	0.51	0.18	1.04	1.81	0.5106

* Det samme for alle 3 punkttestimatene.

Tolkning av sesongkomponentene: Vi ser på sesongrelasjonen for indeksen til løpende pris i forhold til T-pris for konsumgruppe 22, Skotøy:

$$100 \times \frac{P_{22,t}}{\bar{P}_{22,t}} = 2.96D_1 + 3.70D_2 - 0.78D_3 + 98.50.$$

For denne gruppen synes sesongbevegelsene å være relativt markerte, jfr. standardavviket i tabell 6.8.

Anta at den justerte T-prisindeksen for konsumgruppe 22 er 100 både i 4. kvartal år T og i 1. kvartal år T+1. Ifølge våre beregninger vil konsumprisindeksen i den samme perioden stige fra 98.5 poeng til 101.5 poeng som følge av sesongfaktorenes ulike styrke i 4. og 1. kvartal. Holder T-prisindeksen seg konstant på 100 poeng også i 2., 3. og 4. kvartal i år T+1, vil konsumprisindeksen for skotøy ifølge våre beregninger få utviklingen 102.2, 97.7 og 98.5. Gjennomsnittet over året for indeksen til konsumsektor 22 blir dermed 100. Av standardavvikene i 4. kolonne i tabell 6.8 ser vi at sesongkomponentene for gruppe 22 er relativt skarpt bestemt; 1. og 2. kvartal har positive sesongkomponenter, i forhold til 3. og 4. kvartal. Denne sesongvariasjonen er det naturlig å forbinde med til dels dyrere skotyper i første halvdel av året (skistøvler o.l.) og utsalgsperioder (3. kvartal høstsalget).

Av tabell 6.8 ser vi at det ikke er mange konsumsektorer med sesongkomponenter som er signifikant forskjellig fra null på 5 prosent nivå. Vi finner:

1. kvartal, gruppe 12 (Tørket frukt, friske bær, konserver)
2. kvartal, gruppe 22 (Skotøy)
- 1., 2. og 3. kvartal, gruppe 37, (Sportsutstyr, leketøy, gramfonplater m.v. og blomster).

Når vi teller antall positive og negative sesongkomponenter i tabell 6.8 uten å ta hensyn til tallverdi og standardavvik, får vi:

Tabell 6.9. Konsumsektorer med positive og negative sesongkomponenter i tabell 6.8. (Sesongvariasjoner i forhold til 4. kvartal)

	1. kvartal	2. kvartal	3. kvartal
Positive sesongkomponenter	17	10	14
Negative sesongkomponenter	6	13	9

Vi ser av tabellene 6.8 og 6.9 at det alt i alt er en tendens til at kryssløpsbestemte delindekser ligger noe over T-prisindeksen i 1. kvartal. I 2. og 3. kvartal er sesongvariasjonen mindre utpreget.

I tabell 6.8 har vi også angitt standardavvikene til restleddene, og disse vil vi kommentere nærmere i avsnitt 6d.

6d. Lag i observasjonsperioden

I avsnitt 4e, ligning (4.8), spesifiserte vi våre antakelser om lag-strukturen mellom de løpende konsumprisindeksene og T-prisindeksene. Vi erstatter nå den uobserverbare T-prisindeksen med de beregnede verdiene \hat{p}_{it}^* (ikke korrigert ved 6.5) og estimerer δ_{it} og standardavvikene til restleddene ved minste kvadraters metode. I tabell 6.11 har vi gitt punktestimatene av lag-strukturen med sum av lag-koeffisienter normalisert til én. Med det sterkt begrensede observasjonsmateriale som vi har til rådighet, kan vi ikke vente at den enkelte lag-koeffisient skal bli særlig skarpt bestemt. Feilspesifikasjon av laggets lengde og polynomgraden på Almon-lagget, vil i tillegg kunne føre til forventningsskjevne og ikke-effisiente estimatører for lag-koeffisientene, se Frost (1975)[13]. Vi legger hovedvekten av interessen på estimatet av gjennomsnittslagget, definert ved $\bar{\tau}_i$:

$$(6.10) \quad \bar{\tau}_i = \frac{\sum_{\tau=0}^3 \tau \delta_{i\tau}}{\sum_{\tau=0}^3 \delta_{i\tau}} = \frac{\sum_{\tau=0}^3 \tau \delta_{i\tau}}{\sum_{\tau=0}^3 \delta_{i\tau}}, \text{ når } \sum_{\tau=0}^3 \delta_{i\tau} = 1.$$

Gjennomsnittslaget er et veid gjennomsnitt av kvartalene $\tau=0,1,2$ og 3 med lagkoeffisientene δ_{i0} , δ_{i1} , δ_{i2} og δ_{i3} som vektor. Vi kan tolke gjennomsnittslaget slik: Anta at vi skal forklare den løpende konsumprisindeksen for gruppe i på kvartal t ved én verdi på T -prisindeksen. Da bør denne T -prisindeksen være observert på tidspunkt $t - \bar{\tau}_i$. Nå er tiden en diskret variabel i vår analyse. Vi kan da som en tilnærming, finne T -prisindeksen ved å interpolere mellom de estimerte T -prisene på tidspunkt $t - [\bar{\tau}_i]$ og $t - [\bar{\tau}_i] + 1$, der $[]$ er symbolet for heltallsverdier.

I tabell (6.11) har vi gitt punkttestimatene på $\bar{\tau}_i$ og standardavvikene til disse estimatene. I tillegg har vi gitt estimatene til summen av lag-koeffisientene med tilhørende standardavvik. Summen av lag-koeffisientene kan oppfattes som normaliseringskoeffisienter tilsvarende a_i i ligning (6.4).

Vi har unnlatt å søke etter gode føyninger til Almon-lag ved å prøve med ulik polynomgrad og forskjellig lengde på laget - vi har f.eks. ikke prøvd å finne "leads" i sammenhengen mellom de to indeksene. Resultatene i tabell 6.11 og 6.12 kan således oppfattes som første runde i den "søkeprosess", som synes å være vanlig ved estimering av dynamiske relasjoner.

Tabell 6.11. Tidsforskyvningen mellom T -prisindeksen og den løpende konsumprisindeksen. Almon-lag koeffisienter (2. grads polynom) med sum lik én. Gjennomsnittslag og sum av lag-koeffisienter med standardavvik i parentes. 1970-1975

Sektor-nr.	Konsumsektor	Lag-koeffisienter			Gjennomsnittslag	Sum av lagkoeffisienter	
		Samtidig	1. kv. tidl.	2. kv. tidl.			3. kv. tidl.
01	Mjøl og gryn m.v.	0.356	0.285	0.215	0.144	1.1479 (0.2276)	1.1147 (0.0372)
02	Bakervarer	0.152	0.217	0.283	0.348	1.8270 (0.2510)	1.0907 (0.0246)
03	Kjøtt- og fiskehermetikkk ...	1.373	0.625	-0.125	-0.873	-2.2449 (1.4607)	0.7956 (0.0692)
09	Margarin, spiseolje m.v. ...	0.331	0.278	0.222	0.167	1.2229 (0.2898)	1.1939 (0.0545)
12	Tørket frukt, friske bær, konserver	0.203	0.234	0.267	0.297	1.6558 (0.3482)	1.1750 (0.0334)
14	Sjokolade, drops o.l.	0.249	0.250	0.250	0.251	1.5033 (0.2477)	1.2731 (0.0402)
16	Selters, brus o.l.	0.080	0.193	0.307	0.420	2.0661 (0.1801)	1.1704 (0.0246)
19	Tobakk	0.019	0.173	0.327	0.481	2.2697 (0.7748)	1.0722 (0.0708)
20	Bekledningsartikler	0.773	0.424	0.076	-0.273	-0.2427 (0.7992)	0.8974 (0.0588)
21	Tøyer og garn	0.267	0.256	0.244	0.233	1.4434 (0.3565)	1.0483 (0.0358)
22	Skotøy og skotøyreparasjoner	0.382	0.294	0.206	0.118	1.0613 (0.5513)	0.9953 (0.0614)
26	Møbler, gulvtepper m.v.	0.505	0.335	0.165	-0.005	0.6502 (0.3521)	1.0496 (0.0347)
27	Elektriske husholdnings- apparater, kjøkkenredskap, glass m.v.	0.269	0.256	0.244	0.231	1.4382 (0.3531)	1.0503 (0.0366)
28	Diverse husholdningsartikler og tjenester	0.097	0.134	0.366	0.597	2.6569 (0.2389)	1.3210 (0.0293)

Tabell 6.11 (forts.). Tidsforskyvningen mellom T-prisindeksen og den løpende konsumprisindeksen. Almon-lag koeffisienter (2. grads polynom) med sum lik én. Gjennomsnittslag og sum av lag-koeffisienter med standardavvik i parentes. 1970-1975

Sektor- nr.	Konsumsektor	Lag-koeffisienter			Gjennom- snitts- lag	Sum av lagkoef- fisienter	
		Samtidig	1. kv. tidl.	2. kv. tidl.			3. kv. tidl.
33	Andre utgifter til drift og vedlikehold av egne transportmidler	0.587	0.363	0.138	-0.087	0.3757 (0.8682)	0.9731 (0.0611)
36	TV- og radiomottakere	0.369	0.290	0.210	0.131	1.1027 (0.4584)	0.9242 (0.0906)
37	Sportsutstyr, leketøy, gramfonoplater m.v. og blomster	0.188	0.299	0.271	0.312	1.7074 (0.7125)	1.1043 (0.0713)
39	Bøker og aviser	0.098	0.170	0.330	0.490	2.3009 (1.2987)	1.0438 (0.0917)
40	Ukeblad og tidsskrift. Skrivemateriell	0.285	0.262	0.238	0.215	1.3845 (0.6471)	1.1158 (0.0544)
42	Kosmetiske preparater	0.163	0.221	0.279	0.337	1.7908 (0.3092)	1.0923 (0.0452)
43	Hårpleie, skjønnhetspleie, toalettsåpe og andre toalett-artikler	-0.119	0.127	0.373	0.619	2.7312 (0.7289)	1.2579 (0.0676)
44	Reiseeffekter, smykker, ur og andre varer	0.094	0.198	0.302	0.406	2.0210 (0.4394)	1.3889 (0.0677)
45	Restauranter, hoteller, selskapsreiser o.l.	-0.160	0.113	0.387	0.659	2.8652 (1.1596)	1.1952 (0.0830)

En ser av tabell 6.11 at 17 av de 23 konsumsektorene har et gjennomsnittslag som er signifikant forskjellig fra null på et 5 prosent nivå. Det lengste gjennomsnittslaget finner vi for konsumsektorene 28, Diverse husholdningsartikler og 43, Hårpleie m.v. med 2.7 kvartaler. Kortest lag har 05, Kjøtt og fiskehermetikk med -2.2 kvartaler, men spesifikasjonen av lag-relasjonen for denne gruppen er trolig lite dekkende, jfr. det store standardavviket til dette punktestimatet og den lave verdien på Durbin-Watson estimatoren i tabell 6.12.

Summen av lag-koeffisientene vil vi som sagt oppfatte som et normaliseringstall. Ved prognoser vil vi velge dette tallet slik at gjennomsnittet av kvartalsobservasjonene i et basisår blir lik 100 både for konsumprisindeksen og T-prisindeksen.

I tabell 6.12 har vi gitt estimatene på variasjonskoeffisientene til restleddene, regnet i prosent, og verdiene på Durbin-Watson estimatorene.

Tabell 6.12. Variasjonskoeffisienter til restleddene i regresjon (4.8) og verdier på Durbin-Watson estimatorene. "Laggede kvartalsrelasjoner", 1970-1975

Sektor- nr.	Konsumsektor	Variasjons- koeffisienter i prosent	Durbin-Watson estimatorene
01	Mjøl og gryn m.v.	1.92	1.5985
02	Bakerverer	1.37	1.1750
05	Kjøtt- og fiskehermetikk	2.29	0.4013
09	Margarin, spiseolje m.v.	4.53	0.4782
12	Tørket frukt, friske bær, konserver	1.41	0.9705
14	Sjokolade, drops o.l.	3.60	0.9921
16	Selters, brus o.l.	1.42	2.2118
19	Tobakk	3.32	0.7855

Tabell 6.12 (forts.). Variasjonskoeffisienter til restleddene i regresjon (4.8) og verdier på Durbin-Watson estimatorene. "Laggede kvartalsrelasjoner", 1970-1975

Sektor- nr.	Konsumsektor	Variasjons- koeffisienter i prosent	Durbin-Watson estimatorene
20	Bekledningsartikler	2.56	0.3654
21	Tøyer og garn	1.83	0.8417
22	Skotøy og skotøyreparasjoner	3.15	0.3979
26	Møbler, gulvtepper m.v.	1.67	0.6720
27	Elektriske husholdningsapparater, kjøkkenredskap, glass m.v.	1.45	0.7492
28	Diverse husholdningsartikler og tjenester	1.45	0.6220
33	Andre utgifter til drift og vedlikehold av egne transportmidler	2.37	0.5871
36	TV- og radiomottakere	1.99	0.9867
37	Sportsutstyr, leketøy, gramfonplater m.v. og blomster	1.88	1.5893
39	Bøker og aviser	3.83	0.3471
40	Ukeblad og tidsskrift. Skrivemateriell	2.19	1.3049
42	Kosmetiske preparater	2.09	0.3839
43	Hårpleie, skjønnhetspleie, toalettsåpe og andre toalettartikler	2.76	0.5719
44	Reiseeffekter, smykker, ur og andre varer	2.84	0.4759
45	Restauranter, hoteller, selskapsreiser o.l.	1.75	0.4759

Av tabell 6.12 ser vi at variasjonskoeffisientene til restleddene fortsatt er store i forhold til gjennomsnittlige prosentvise endringer i konsumprisindeksene, og verdiene på Durbin-Watson estimatorene er til dels svært lave - noe som indikerer at et 2. ordens Almon-lag 3 kvartaler tilbake bare unntaksvis er en dekkende spesifisering av lag-strukturen.

Skjønnsmessig kan vi si at Almon-lagget i (4.8) er en klar forbedring av de ujusterte MODIS-beregningene for prisutviklingen på følgende konsumgrupper, i det vi sammenligner med de momentane kvartalsrelasjonene:

- 01 Mjøl og gryn. Punktestimater på variasjonskoeffisienten til restleddet reduseres fra 3.04 prosent til 1.92 prosent (tabellene 6.6 og 6.12), og innslaget av positiv seriekorrelasjon (målt ved Durbin-Watson estimatoren) har blitt mindre. Delindeksen har også et relativt lite standardavvik på gjennomsnittslaget, litt over 0.2.
- 02 Bakervarer. Punktestimater på variasjonskoeffisienten til restleddet reduseres fra 2.65 prosent til 1.37 prosent (tabellene 6.6 og 6.12). Durbin-Watson estimatoren synker i verdi. Estimater på standardavviket til restleddet er relativt tilfredsstillende.
- 14 Sjokolade m.v. Variasjonskoeffisienten til restleddet blir nær halvert fra 6.90 prosent til 3.60 prosent og verdien av D-W estimatoren nær tredoblet (men den er fortsatt utilfredsstillende). Gjennomsnittslaget er ganske skarpt bestemt.
- 16 Selters, brus. Punktestimater på variasjonskoeffisienten til restleddet reduseres fra 3.84 prosent til 1.42 prosent og verdien på D-W estimatoren går over fra å antyde et sterkt innslag av positiv seriekorrelasjon til å antyde et svakt innslag av negativ seriekorrelasjon. Ingen andre delindekser har et så skarpt bestemt gjennomsnittslag.
- 28 Diverse husholdningsartikler og tjenester. Punktestimater på variasjonskoeffisienten til restleddet reduseres fra 3.80 prosent til 1.45 prosent, mens D-W estimatoren antyder et forsterket innslag av positiv seriekorrelasjon. Estimater på standardavviket til gjennomsnittslaget er ikke urimelig stort, men med en D-W estimator på 0.6 er det ikke godt å feste noe særlig tillit til dette nøyaktighetsmålet.

Vektene til disse 5 konsumsektorene utgjør bare 13 prosent av vektgrunnet til delindekser med kryssløpsbestemte priser. De 17 konsumsektorene med signifikant positivt lag i tabell 6.11 har et vektgrunnlag på 55 prosent.

6e. Sammenfatning av føyningsegenskapene

I diagram 6.13 har vi ved hjelp av et søylediagram gjengitt:

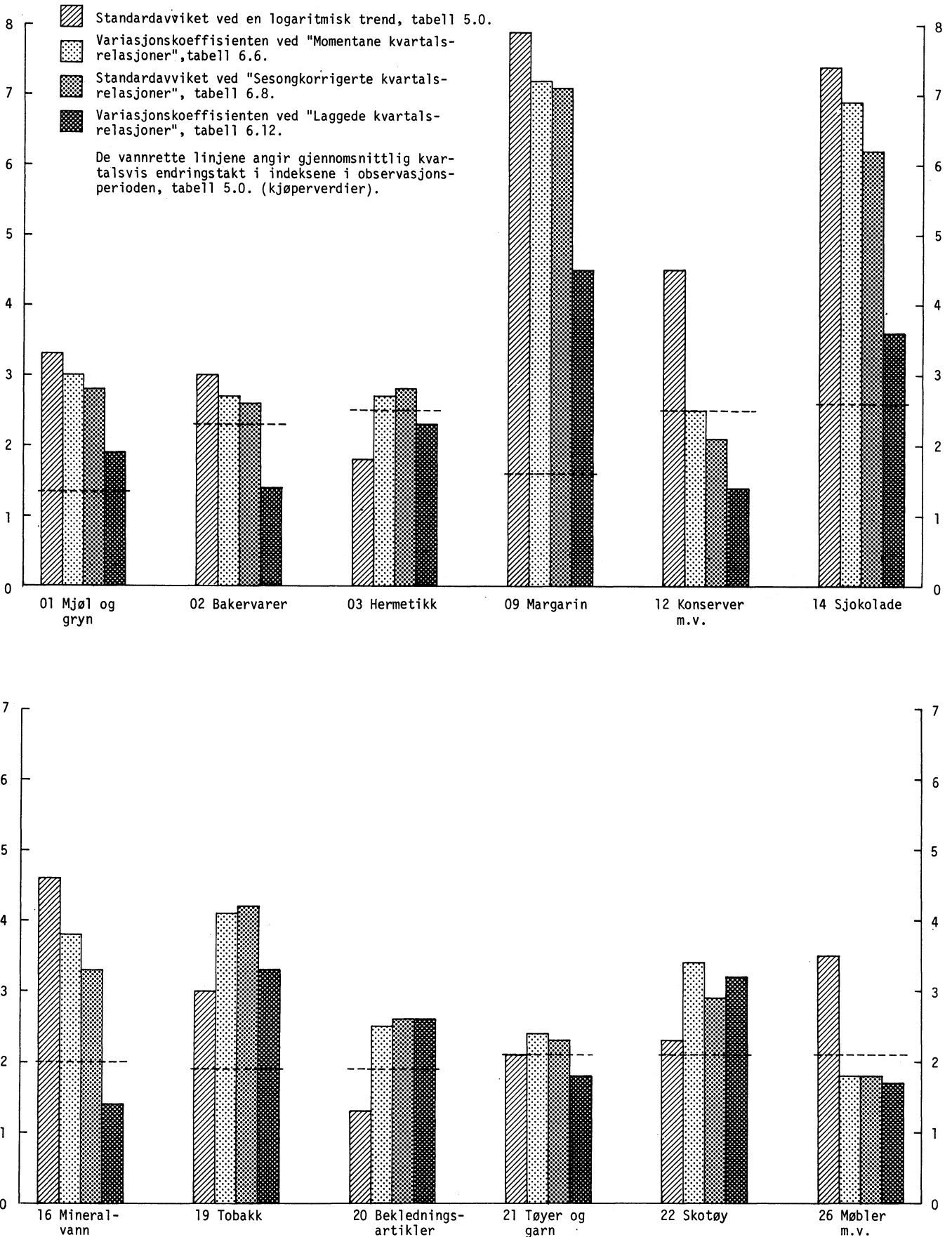
- i) Standardavvikene til restleddene i den logaritmiske trendbeskrivelsen av prisutviklingen (tabell 5.0).
- ii) Variasjonskoeffisientene til restleddene ved momentane kvartalsrelasjoner (tabell 6.6).
- iii) Standardavvikene til restleddene ved sesongkorrigerte kvartalsrelasjoner (tabell 6.8).
- iv) Variasjonskoeffisientene til restleddene ved laggede kvartalsrelasjoner (tabell 6.12).

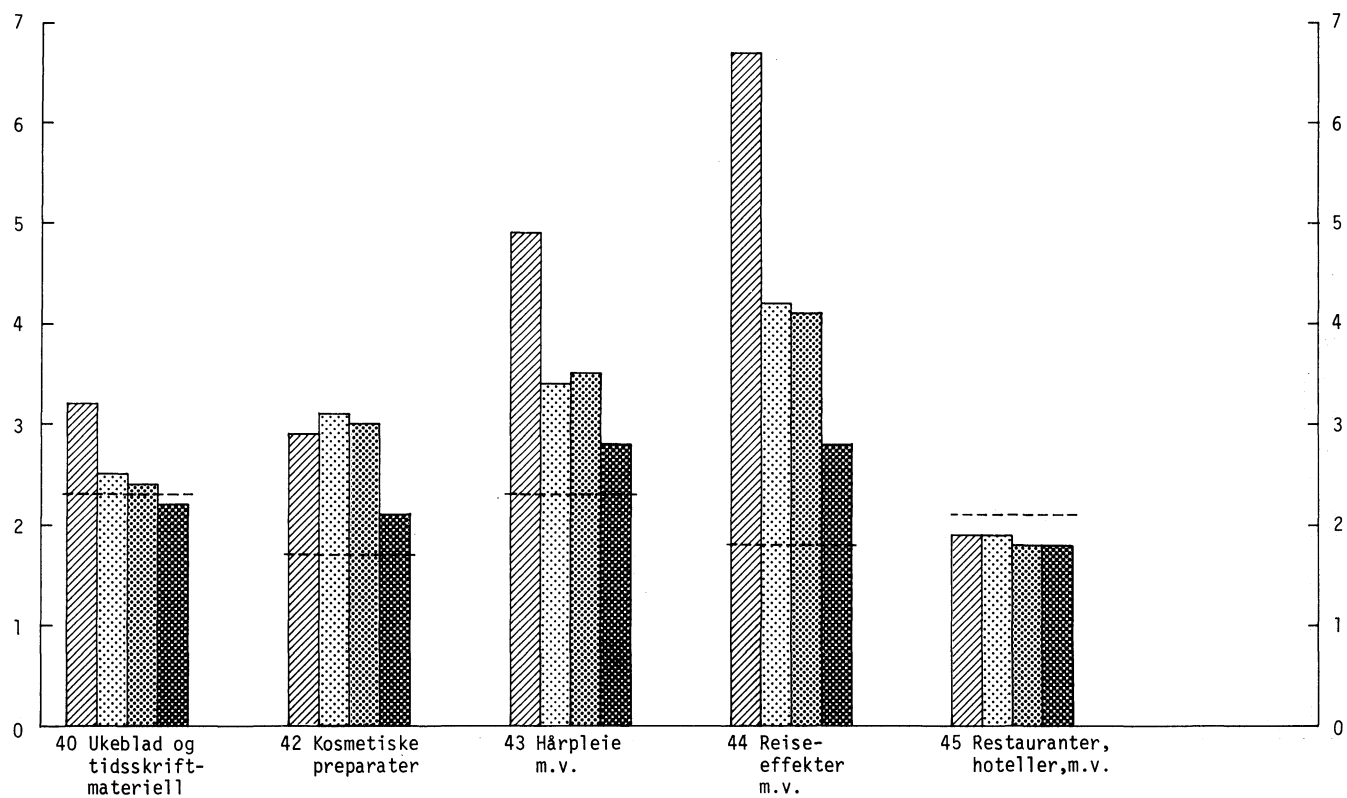
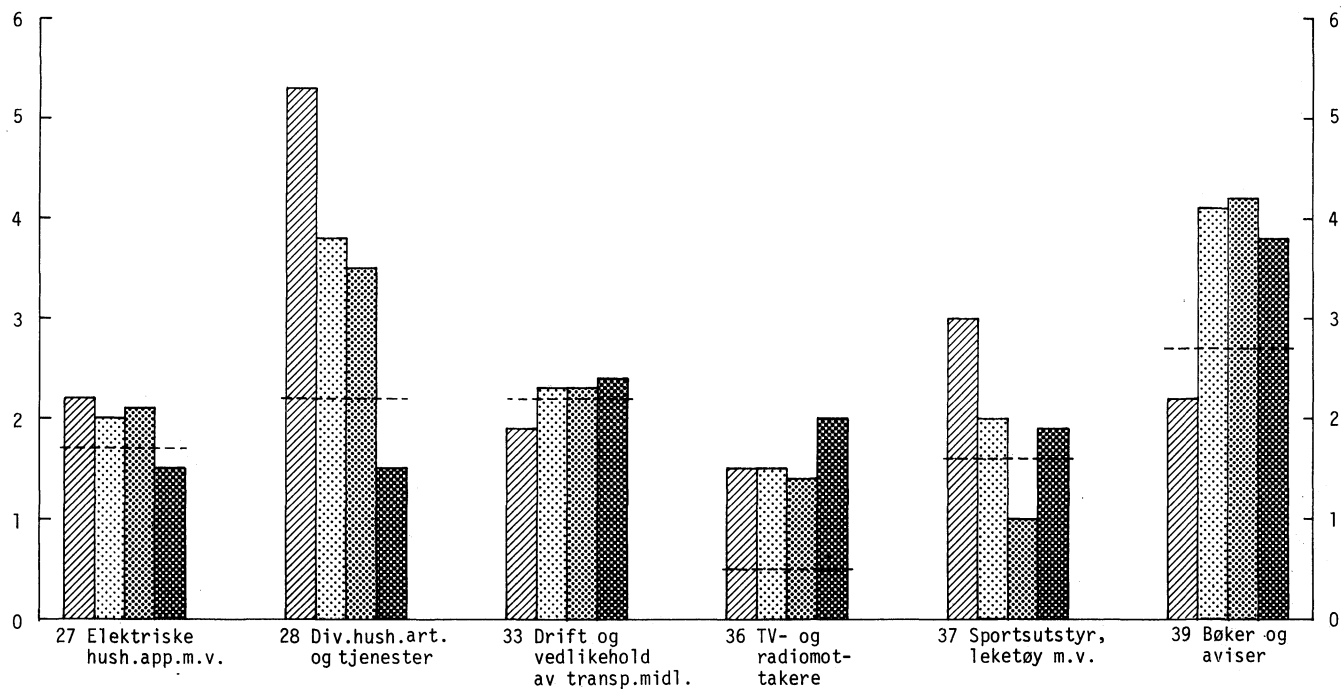
I tillegg har vi gitt kvartalsvis gjennomsnittlig prosentvis stigning i delindeksene som vannrette linjestykker (tabell 5.0).

Uttrykkene for restleddenes variasjon er grovt sett sammenlignbare føyningsmål og i diagram 6.13 målt i prosent. Formålet med figuren er å gi et samlet bilde av hva vi har oppnådd av føyningspresisjon ved de ulike prisrelasjonene i kapittel 6 uttrykt ved estimer på restleddspredningen. Merk at i trendrelasjonen (søyle 1 og vannrett linje) bruker vi kjøperverdien av konsumprisene, i de andre målene har vi korrigert for endringer i mengdeavgifter og mengdesubsidier inklusive merverdiavgift. Jfr. avsnitt 5f. Konsumsektor 01, Mjøl og gryn, som eksempel: Av tabell 5.0 ser vi at standardavviket til restleddet ved en logaritmisk trend er 3.3 prosent. Dette er gjengitt som søyle 1 fra venstre i diagram 6.13. Av tabell 6.6 ser vi at variasjonskoeffisienten ved momentane kvartalsrelasjoner ved MODIS IV er 3.0 prosent, noe som er angitt ved søyle nr. 2. Tabell 6.8 viser at standardavviket til restleddet ved sesongkorrigert kvartalsrelasjoner er 2.8 prosent, altså en svak reduksjon i restleddspredningen i forhold til de to første tilfellene. Søyle 3 blir derfor noe lavere enn søyle 1 og 2. Søyle 4 er lavere enn de andre søylene. Dette reflekterer at restleddvariasjonen (variasjonskoeffisienten) er redusert til 1.92 prosent ved laggede kvartalsrelasjoner (tabell 6.12).

Det vannrette linjestykket tvers over søylene for konsumsektor 01 angir størrelsen på den gjennomsnittlige, kvartalsvise endringstakten for denne konsumsektoren (1.3 prosent i følge tabell 5.0).

Figur 6.13. Støylediagram for restleddyariasjonen i ulike kvartalsvise prisrelasjoner for de 23 konsumsektorene med kryssløpsbestemte priser. 1970-1975





For de fleste konsumsektorene er restleddvariasjonen størst for trenden. Unntak fra dette er de 7 konsumsektorene:

- 05 Hermetikk m.v.
- 19 Tobakk
- 20 Bekledningsartikler
- 21 Tøyer og garn
- 22 Skotøy
- 33 Drift og vedlikehold av egne
- 39 Bøker og aviser

For gruppen 05 har vi trolig ikke klart å ta hensyn til prisimpulsene fra jordbruks- og fiskevarer på noen god måte. Gruppe 19, Tobakk, domineres av utviklingen i mengdeavgifter, jfr. tabell 5.9, side 22. Når vi observerer at residualen til en trend til priser i kjøperverdi viser mindre variasjon enn residualspredningen i relasjoner med tilnærmet selgerverdi som venstresidevariabel, kan det henge sammen med at det er negativ samvariasjon mellom utviklingen i avgiftsverdien og selgerverdien. Dette kan indikere at en del av avgiften blir veltet over i selgerverdien. For teko-varene, gruppene 20, 21 og 22, er det mulig at vi ikke har fått tak i betydningen av utenlandsk konkurranse. Priskonkurransen vil kunne gi seg utslag både ved at hjemmeprisene²⁷⁾ på teko-varer til en viss grad følger importprisene direkte, og ved at den direkte importandelen endres for disse varegruppene. Dette er ikke tatt hensyn til i beregningene i kapittel 6, men vi skal komme tilbake med forsøk på å bygge inn dette i avsnitt 7b. For gruppe 33 utgjør kostnadsimpulsen fra lønn og bruttoeierinntekt i varehandel og annen tjenesteyting 53 prosent av T-prisindeksen, se virkningstabellen i vedlegg 2. Siden lønningene i denne produksjonssektoren er definert som en trend til lønnsutviklingen i industrien avsnitt 5e, side 20 må vi vente at restleddspreddningen for de 4 prisrelasjonene er jevnstore slik diagram 6.13 viser. For gruppe 39, Bøker og aviser, er det vanskeligere å si hva grunnen kan være til at den logaritmiske trenden kommer best ut av de 4 relasjonene. At kjøperverdien føyer seg relativt bedre til en trend tyder på at vi kan ha oversett endringene i reglene for indirekte beskatning av denne konsumgruppen. Det kan og være at vi ikke har klart å dekke prisutviklingen på vareinnsatsen av papir på noen god måte.

Ved å sammenligne søyle 2 og 3 ser vi at sesongkorreksjonene ikke har bidratt til nevneverdig reduksjon i restleddvariasjonen, et klart unntak er konsumsektor 37. De laggede kvartalsrelasjonene har mindre restleddvariasjon enn de ujusterte prisrelasjonene for de fleste konsumsektorene, men de lave Durbin-Watson-verdiene i tabell 6.12 gir et advarende pek om at vi skal være forsiktige ved tolkningen av disse resultatene.

7. Andre forklaringsfaktorer, modifikasjoner

Vi skal i dette avsnittet ta opp en del utvidelser av de føyningene som ble gjennomført i det vi har kalt hovedberegningene i kapittel 6. I avsnitt 7a trekker vi inn pris- og avansestopp som en forklaringsvariabel. I avsnitt 7b blir konsumgruppene 20, 21 og 22 tekovarer analysert nærmere. Vi forsøker med en hypotese om at konsumprisutviklingen for denne gruppen i særlig grad blir påvirket direkte av importprisutviklingen, og vi forsøker også å ta hensyn til at andelen av direkte import for disse varegruppene har økt i observasjonsperioden. I avsnitt 7c studerer vi samvariasjonen mellom konsumprisutvikling, T-prisindeks og kapasitetsutnyttelsen i industrien. Kapasitetsutnyttelsen måles som beregnede avvik mellom en logaritmisk-lineær trend for industriproduksjonen og den faktiske utviklingen i industriproduksjonen. I avsnitt 7d, som er delt i 5 underavsnitt, tar vi opp igjen prisrelasjonene som bygger på momentan samvariasjon mellom løpende konsumprisindekser og T-prisindekser. Vi undersøker samvariasjonen i de beregnede restleddene i disse relasjonene mellom konsumsektorene (7d, i) og over tiden (seriekorrelasjon, avsnitt 7d, ii). I tilfellet med seriekorrelasjon ser vi på

27) Hjemmepriser er definert i [23], side 10: „Prisen på varer som kommer fra (innenlandske) produksjonsaktiviteter og leveres til (innenlandske) produksjonsaktiviteter eller innenlandske sluttleveringsaktiviteter, hjemmeleveranser, kalles for hjemmepriser.“

aggregering av kvartalsrelasjoner til årsrelasjoner (7d, iii). Avsnitt 7d, iv gir eksempler på korreksjon av prisrelasjonene som utnytter seriekorrelasjonen i restleddene ved prisprediksjoner. I tilknytning til dette har vi i underavsnitt 7d, v noen synspunkter på oppdatering av parametrene i relasjoner som bygger på seriekorrelasjon i restleddene.

7a. Virkninger av pris- og avansestopp

Med utgangspunkt i vårt kostnadsbegrep T-prisindeksen burde vi vente at en prisstopp ville føre til at en økning i den faktiske prisindeksen skulle bli mindre enn det en økning i T-prisindeksen tilsier. Vi har forsøkt å tallfeste denne effekten ved å definere en variabel K_t som kvantifiserer prisstoppbestemmelsene. Bakgrunnsstoffet for å tallfeste denne variabelen har vært avsnittene i Økonomisk Utsyn [32], som omhandler prispolitikk og prisreguleringer. Detaljer om tallfestingen er gitt i vedlegg 3. Her skal vi nøye oss med å si at K_t 's maksimale verdi er satt lik 1, denne verdien tillegges kvartaler hvor tilnærmet full prisstopp har vært gjeldende i hele kvartalet (f.eks. 1. kvartal 1971), andre kvartaler tillegges verdier i forhold til dette på en slik måte at normaliseringskravet

$$(7.0) \quad \sum_{t=1}^{24} K_t = 0$$

gjelder. Vi har ikke spesifisert forskjellige prisstoppverdier på forskjellige vareslag selv om dette hadde vært det mer tilfredsstillende. Det sier seg selv at anslagene på K_t kan være forbundet med store målefeil, men vi tror likevel at våre anslag inneholder mer riktig informasjon enn en ren binær representasjon av prisstopp tiltakene.

Vi har tatt hensyn til prisstopp tiltak på samme måte som sesongvariable, jfr. avsnitt 6c, ligning (6.7). Dvs. vi har estimert parametrene c_{i0} og c_{i1} i regresjonen

$$(7.1) \quad \frac{p_{i,t}}{\hat{p}_{i,t}} = c_{i0} + c_{i1}K_t + u_{Kit}, \quad i=1, \dots, 23.$$

Brøken $\frac{p_{i,t}}{\hat{p}_{i,t}}$ er forholdet mellom den løpende konsumprisutvikling og den normaliserte T-prisindeksen.

Ligning (7.1) bygger på at $\hat{p}_{i,t}$ beveger seg oppover, noe som har vært tilfelle i årene 1970-1975.

I tabell (7.2) har vi gitt punkttestimatene på koeffisientene c_{i1} og standardavvikene til disse estimatene. I tillegg har vi tatt med estimatene på standardavvikene, σ_{Ki} , til restleddene. Av tabell 7.2 ser vi at 14 av de 23 konsumgruppene har "riktig" fortegn på punkttestimatet av prisstopp-parameteren c_{i1} ; standardavvikene til nesten alle estimatene er store i forhold til punkttestimatene og standardavviket på restleddene er ikke nevneverdige annerledes enn variasjonskoeffisientene i tabell 6.6 ("momentane kvartalsrelasjoner ved MODIS IV"): Vi har ikke fått noe entydig bilde av virkningen av pris- og avansestoppene.

Vi kan forklare "galt" dvs. positivt fortegn på prisstoppparameteren ved bl.a.:

- (i) Kvantifiseringen av prisstoppvariabelen kan være galt spesifisert for vedkommende konsumgruppe, f.eks. ved at vi ikke får med eventuelle unntak fra reguleringsbestemmelsene på en riktig måte.
- (ii) I perioder med prisstopp kan kostnadspresset være så sterkt at prisene stiger sterkere enn T-prisindeksen selv om det gjennomføres prisstopp tiltak, dvs. prisstoppen hindrer bare delvis en sterkere prisøkning enn kostnadsøkning; vi har utelatt variable som er korrelert med prisstoppvariabelen K_t i regresjonen (7.1). Men det kan også være at prisstopp tiltakene har liten betydning for prisutviklingen for enkelte konsumsektorer, positivt fortegn på prisstopp-parameteren er like sannsynlig som negativt fortegn.

Tabell 7.2. Virkninger på prisutviklingen av pris- og avansestopp i perioden 1970-1975. Estimater på parametrene c_{ij} omregnet til prosent ($100 \times c_{ij}$); (ligning 7.1) med tilhørende standardavvik. Estimater på standardavvikene til residualene i prosent

Sektor- nr.	Konsumsektor	Estimater på $100 \times c_{ij}$	Standard- avvik	Standard- avvik til restledd- ene i prosent
01	Mjøl og gryn m.v.	0.11	0.86	2.81
02	Bakervarer	-0.27	0.79	2.59
05	Kjøtt- og fiskehermetikk	0.43	0.80	2.64
09	Margarin, spiseolje m.v.	1.84	2.16	7.10
12	Tørket frukt, friske bær, konserver	0.83	0.70	2.29
14	Sjokolade, drops o.l.	0.17	1.80	5.92
16	Selters, brus o.l.	-0.58	1.00	3.27
19	Tobakk	-1.78	1.20	3.93
20	Bekledningsartikler	-0.46	0.75	2.50
21	Tøyer og garn	-0.25	0.68	2.25
22	Skotøy og skotøyrep.	-1.02	1.02	3.34
26	Møbler, gulvtepper m.v.	-0.30	0.53	1.74
27	Elektriske husholdningsapparater, kjøkkenredskap, glass m.v.	-0.14	0.60	1.97
28	Diverse husholdningsartikler og tjenester	0.24	1.02	3.34
33	Andre utgifter til drift og vedlikehold av egne transportmidler	-0.91	0.67	2.21
36	TV- og radiomottakere	-0.54	0.43	1.42
37	Sportsutstyr, leketøy, grammofonplater m.v. og blomster	0.19	0.62	2.04
39	Bøker og aviser	-0.22	1.23	4.04
40	Ukeblad og tidsskrift. Skrivemateriell ..	-0.83	0.74	2.43
42	Kosmetiske preparater	-0.92	0.85	2.81
43	Hårpleie, skjønnhetspleie, toalettsåpe og andre toalettartikler	2.22	0.92	3.04
44	Reiseeffekter, smykker, ur og andre varer	0.46	1.21	3.97
45	Restauranter, hoteller, selskapsreiser o.l.	-0.42	0.52	1.72

Vi kan tolke tallene i tabell 7.2 ved å se nærmere på konsumgruppe 33 der vi har fått relativt rimelige resultater ut fra våre å priori antakelser om negativt fortegn på pristopp parameteren $c_{33,1}$. Den estimerte regresjonen er:

$$100 \times \left(\frac{P_{33,t}}{P_{33,t}} \right) = 100.00 - 0.91K_t, \quad t=1, \dots, 24.$$

Anta at begge prisindeksene er 100 i utgangssituasjonen. Anta så at T-prisindeksen stiger til 103, dette fører til at konsumprisindeksen øker til 103 hvis det ikke gjennomføres noen prisstopp tiltak og til 102,1 hvis full prisstopp gjennomføres. Hvis prisstoppen oppheves fra neste kvartal av og vi tar 3 kvartaler til med i analysen, samt lar T-prisindeksen f.eks. utvikle seg som: 105, 107 og 109, vil konsumprisindeksen få utviklingen 105,3, 107,7 og 109,4, dvs. vi antar ved normaliseringen (7.0) at prisstoppen bare kan demme opp og fordele prisstigningen over tiden, ikke fjerne den for godt.

Alt i alt må vi konkludere med at vår enkle representasjon og tallfesting av en prisstopps virkninger er for overfladisk til at vi kan komme med annet enn nokså løse spekulasjoner om effekten av prisstopp tiltak.

7b. Betydningen av stigende importandel og priskonkurranse fra utlandet - tekovarer som eksempel

For noen av konsumsektorene må vi regne med at konkurransen fra utlandet både kan ha hatt en egen innflytelse på prisdannelsen og ført til en økende importandel i observasjonsperioden. Vi skal se nærmere på dette ved å ta for oss en spesiell gruppe konsumvarer; lignende analyser kunne vært gjennomført for andre konsumgrupper.

Det er konsumsektorene 20, 21 og 22 (Bekledningsartikler, Tøyer og garn og Skotøy) som er brukt som eksempel. Av hensyn til datatilgangen er disse delindeksene slått sammen til en felles delindeks for teko-varer. I den felles delindeksen veier gruppe 20 med 0.733, gruppe 21 med 0.100 og gruppe 22 med 0.167; teko-varene domineres altså av gruppen Bekledningsartikler, (jfr. tabell 3.0, side 3).

Vi har tatt utgangspunkt i en enkel modell for pris- og kvantumsutviklingen for en vare der innenlandske produsenter møter konkurranse fra utlandet:

$$(7.3a) \quad p_t = v[(1-y_t)(1+\gamma)^t w_t + y_t b_t] + (1-v)b_t$$

$$(7.3b) \quad y_t = \Pi_0 \frac{b_t}{p_t} + \Pi_1 t + \Pi_2$$

Her er p_t = konsumprisindeks,

w_t = lønnsindeks,

b_t = importprisindeks (direkte import),

y_t = importandel,

t = tiden.

v , γ , Π_0 , Π_1 og Π_2 er parametre, der vi antar å priori at $0 \leq v \leq 1$, $\gamma < 0$ (jfr. 4.2), $\Pi_0 \geq 0$, $\Pi_1 \leq 0$ og $\Pi_2 \geq 0$.

Ligning (7.3a) beskriver dannelsen av konsumprisene. Når parameteren $v = 1$, er (7.3a) en forenklet beskrivelse av (4.2) med unntak bl.a. av at de faste vektene i (4.2) er skiftet ut med variable vekter representert med y_t i (7.3a). Parameteren γ tar vare på økende produktivitet ved innenlandsk produksjon av konsumvaren. Når $v = 0$, vil konsumprisutviklingen følge importprisutviklingen b_t (i cif.verdi). Ligning (7.3a) tilsvare Ringstads formulering av prisdannelsen på hjemmevarer, se [31], side 147.

I ligning (7.3b) blir importandelen bestemt som en funksjon av forholdet mellom importpris og konsumpris og en trend som tar vare på mer langsiktige utviklingsfaktorer som inntektsvekst m.v. Vi ser på systemet når $t = 0$ og antar at lønn, w_t , og importpris, b_t , er eksogene variable. Med $v = 0$, dvs. konsumprisene følger importprisene, blir importandelen en konstant, ved denne prispolitikken taper ikke norske produsenter markedsandel ($t = 0$). Når $v > 0$ og lønningene regnet pr. produsert enhet - $(1 + \gamma)^t w_t$ - stiger samtidig som importprisene er konstante, vil importandelen y_t stige ved at etterspørselen blir vridd mot den relativt billigere importen.

Vi har estimert parametrene i (7.3) ved først å estimere Π_0 , Π_1 og Π_2 i (7.3b) ved minste kvadraters metode i det vi ignorerer at p_t i følge (7.3a) er avhengig av y_t og egentlig er en endogen variabel. Vi får følgende beregnede verdier for importandelens bevegelse i perioden 1970-1975 (standardavvik i parentes):²⁸⁾

$$(7.4) \quad \hat{y}_t = 0.4107 - 0.1893 \frac{b_t}{p_t} + 0.0037t.$$

(0.1567) (0.1417) (0.0008)

²⁸⁾ Vi har kommet fram til kvartalsdata for importandelen, y_t , ved å kombinere volumindeksene for importen av SITC-gruppene 65 (Tekstilgarn, -stoffer og -varer), 84 (Klær og hodeplagg) og 85 (Fottøy) med detaljomsetningsindeksen for de tilsvarende varegruppene, samt virkningstallene for direkte import av disse varene, jfr. virkningstabellen i vedlegg 2. Indeksene er satt lik 100 i 1974. Detaljomsetningsindeksen er en indeks for verdien av omsetningen av ulike vareslag i detaljhandelen. For å komme fram til en volumindeks, har vi deflatert denne indeksen med konsumprisindeksen på teko-varer. Videre har vi beregnet en regresjon med forholdet mellom volumindeks for import og volumindeks for omsetning

som regressand og prisforholdet $\frac{b_t}{p_t}$, trenden t og dummy-variable for sesong som regressorer. De

beregnete verdiene av regressanden med sesongvariasjon korrigert er deretter multiplisert med virkningstallet for direkte import av teko-varer, 0.2882, for å kunne komme fra til relasjonen for y_t i (7.4).

Her er $t = 1, \dots, 24$ og gjennomsnittet for t i modellens basisår, 1974, er dermed 18.5. Merk at importprisene er målt eksklusive distribusjonskostnader. I observasjonsperioden har indeksen for det relative prisforholdet, $\frac{b_t}{p_t}$, (1974 = 1) sunket fra 1.08 i første kvartal 1970 til 1.00 i 4. kvartal 1975. Indeksen var nede i 0.97 i 1. kvartal 1974. Hvis prisforholdet fra 1. kvartal 1970 ikke hadde blitt endret i observasjonsperioden, ville importandelen ifølge (7.4) vært 0.326 i stedet for den beregnede $\hat{y}_{24} = 0.311$, dvs. en nokså ubetydelig forskjell. De beregnede verdiene starter i virkeligheten med $\hat{y}_1 = 0.208$ og avslutter med nyss nevnte $\hat{y}_{24} = 0.311$, dvs. en øking i importandelen på rundt 50 prosent i observasjonsperioden. Trenden dominerer altså utviklingen, men multikolaritet mellom t og $\frac{b_t}{p_t}$ korrelasjonskoeffisient på 0.75 og liten variasjon i $\frac{b_t}{p_t}$ (variasjonskoeffisient på 4 prosent) gjør det vanskelig å få en presis bestemmelse av parametrene Π_1 og Π_2 .

Som neste steg i beregningen har vi erstattet de faste virkningstallene for direkte import av teko-varer med de beregnede \hat{y}_t -verdiene og justert de øvrige virkningstallene etter formelen i note 7. Denne justeringen er gjort for å opprettholde forutsetningen om at summen av virkningstallene skal være konstant. Deretter har vi estimert den trendmessige utviklingen i lønnskostnadene for teko-varer, γ , gitt de nye og variable virkningstallene. Vi fikk følgende estimat på trendfaktoren regnet i prosent: $\hat{\gamma} = -1.06$. Fra tabell 6.3 husker vi følgende estimater på trendverdiene for konsumgruppene 20, 21 og 22: $\hat{\gamma}_{20} = -1.19$, $\hat{\gamma}_{21} = -0.56$ og $\hat{\gamma}_{22} = -0.19$. Av disse tre veier gruppe 20 tyngst og vi ser således at trendfaktoren ikke blir særlig annerledes om vi tar hensyn til at den direkte importandelen har økt fra 0.2 til 0.3 i observasjonsperioden. Dette henger selvsagt sammen med at konsumprisene på teko-varer bare har økt litt sterkere enn importprisene i løpet av observasjonsperioden. Hadde forskjellen i prisutviklingen vært mer markert i favør av importen, skulle vi ha ventet at beregninger som tar hensyn til stigende importandel, ville gitt et redusert anslag på trendfaktoren. For gruppen teko-varer har vi dermed en indikasjon på at vi ikke har gjort noen alvorlig feil ved å anta at virkningstallene for direkte import holdes konstante i hele observasjonsperioden.

Med utgangspunkt i beregninger som bygger på variable virkningstall, har vi reestimert noen av kvartalsrelasjonene i avsnittene 6b. - 6d. for alle teko-varene under ett. I tillegg har vi forsøkt med beregninger som følger prisdannelsesrelasjonen (7.3a), idet vi spesifiserer prisutviklingen på import som en egen forklaringsvariabel.

Momentan kvartalsrelasjon

Den momentane kvartalsrelasjonen med variable virkningstall (Jfr. 6b, tabell 6:6) gir en variasjonskoeffisient i restleddet på 2.28 prosent og Durbin-Watson estimatoren får en verdi på 0.4606, verdier som ligger svært nær dem vi fikk med faste virkningstall for hele observasjonsperioden.

Importprisindeksen som en egen variabel

Vi renser T-prisindeksen for virkningen av direkte import (står igjen med \hat{p}_{Ht}) og bruker prisindeksen på importen av teko-varer, b_t , som egen forklaringsvariabel. Med disse høyresidevariablene får den estimerte regresjonsligningen:

$$(7.5) \quad p_t = 0.765 p_{Ht} + 0.170 b_t + 5.722$$

$$(0.172) \quad (0.229) \quad (6.416)$$

der standardavvikene til estimatene er gitt i parentes. Variasjonskoeffisienten til restleddet er 2.43 prosent, dvs. av samme størrelsesorden som i tilfellet ovenfor. Virkningstallet for direkte import går fra 0.2 til 0.3 i observasjonsperioden, vi ser dermed at punkttestimatet ovenfor impliserer at importprisene har en negativ virkning på den del av konsumprisindeksen som gjenstår når vi renser denne for virkningen av direkte import. Virkningen av prisen på direkte import er imidlertid langt fra skarpt bestemt, et tilnærmet 95 prosent konfidensintervall går fra -0.288 til 0.628 og omfatter således med god margin virkningstall fra 0.2 til 0.3. Multikolaritet mellom p_{Ht} og b_t er selvsagt

en viktig årsak til at konfidensintervallet blir så langt. Når vi bare ser på den momentane samvariasjonen mellom konsumprisene, prisene på direkte import og indeksen for andre kostnadskomponenter, er vi likevel fristet til å forkaste en hypotese om at importprisene på teko-varer har hatt en sterk virkning på den norske prisutviklingen på teko-varer gjennom priskonkurranse.

Almon-lag

Vi har også forsøkt Almon-lag med samme a priori antakelser som i avsnitt 6d, dvs. lag 3 kvartaler tilbake og 2. gradspolynom. Datamaterialet tillater ikke at importpriser og T-prisindeks brukes samtidig som forklaringsvariable. I tabell 7.6 har vi ført opp resultatene av estimeringen.

Tabell 7.6. Almon-lag mellom T-prisindeksen og den løpende konsumprisindeksen og mellom importprisindeksen og den løpende konsumprisindeksen. Teko-varer. Lagkoeffisienter (2. grads polynom) med sum lik én. Gjennomsnittslag og sum av lag. Koeffisienter med standardavvik i parentes. 1970-1975

Forklaringsfaktor	Sam-tidig	Lag-koeffisienter			Gjennomsnittslag	Sum lag-koeffisienter
		1.kv. tid-ligere	2.kv. tid-ligere	3.kv. tid-ligere		
T-prisindeksen (variable virkningstall)	0.699	0.400	0.100	-0.199	0.0042 (0.6932)	0.9291 (0.0536)
Importprisindeksen	0.380	0.293	0.207	0.120	1.0669 (0.3520)	1.2348 (0.060)

Variasjonskoeffisientene i de to tilfellene er henholdsvis 2.45 prosent og 2.70 prosent, dvs. av samme størrelsesorden. Samme føyningspresisjon ble også oppnådd i tilfellet med faste virkningstall, jfr. tabell 6.12. Av tabell 7.6 kan vi slutte at hvis vi velger å tro at T-prisindeksen gir den beste forklaringen på prisutviklingen av teko-varer, må vi anta med at momentan tilpasning mellom T-prisindeks og konsumprisindeks gir den beste forklaringen. Velgervi å betrakte importprisindeksen som den beste forklaringsfaktoren, må vi regne med et visst lag i tilpasningen.

7c. Virkninger av avvik fra normal kapasitetsutnyttelse i industrien

Vi har også forsøkt med mål på avvik fra normal kapasitetsutnyttelse i industrien som en forklaringsfaktor bak prisdannelsen. Som mål har vi benyttet estimerte absolutte avvik fra en logaritmisk-lineær trend til de sesongkorrigerte indeksene for henholdsvis total industriproduksjon og produksjon i konsumvareindustrien.²⁹⁾

Vi har innført avvik fra normal kapasitetsutnyttelse, C_t , som en forklaringsfaktor på samme måte som sesongvariable og prisstoppvariable, dvs. avvik i kapasitetsutnyttelsen (målt i poeng) forklarer avvik i forholdstallet mellom den løpende konsumprisindeks, og den justerte T-prisindeksen:

$$(7.7) \quad \frac{P_{it}}{P_{it}} = g_{i0} + g_{i1}C_t + u_{Cit}$$

der g_{i0} og g_{i1} er parametre, g_{i0} er tilnærmet lik 1, mens g_{i1} måler virkningen av kapasitetsutnyttelsen

29) Vi har benyttet data for observasjonsperioden 1970-1975 som grunnlag for å estimere trenden. Jfr. Lesteberg, Wettergreen (1975) [22], for bl.a. en nærmere analyse av trender i industriproduksjonen i Norge og andre land. For total industriproduksjon, XT, fikk vi følgende trend:

$$\lg XT = 0.00799 t + 4.42027, \quad t=1, \dots, 24,$$

(0.00067) (0.00954)

og for produksjon av konsumvarer, XK, trenden:

$$\lg XK = 0.00410 t + 4.51756, \quad t=1, \dots, 24.$$

(0.00044) (0.00622)

Standardavvikene er gitt i parentes. Restleddenes standardavvik er henholdsvis 2.265 prosent og 1.477 prosent.

på prisforholdet, og u_{Cit} er et stokastisk restledd som antas å ha samme bekvemme fordelingssegenskaper som restledd i tidligere regresjoner. På samme måte som dummy-variablene i sesongkorreksjonen og prisstoppvariablen, er C_t normalisert, og

$$(7.8) \quad \sum_{t=1}^{24} C_t \approx 0,$$

idet C_t er beregnet som absolutte avvik mellom den faktiske utvikling i produksjonsindeksene og en logaritmisk-lineær trend til produksjonsindeksene i samme observasjonsperiode som brukes til å estimere (7.7).

Hvis $g_{ij} > 0$, vil de løpende prisene ligge høyere enn T-prisindeksen når kapasitetsutnyttelsen ligger over det normale. Dette kan vi forbinde med tilfeller der vareetterspørselen spiller en sentral rolle for prisfastsettingen på kort sikt. Hvis $g_{ij} < 0$, vil de løpende prisene ligge lavere enn T-prisindeksen. Dette kan vi forbinde med tilfeller der økt kapasitetsutnyttelse i første omgang driver opp prisene på produksjonsfaktorene, kanskje særlig lønningene. Ifølge "tradisjonell tenking" omkring prisdannelsen for disse konsumgruppene, skulle vi vente at $g_{ij} < 0$ er det vanligste tilfellet. I situasjoner med ledig kapasitet, impliserer $g_{ij} < 0$ at konsumprisindeksen vil ligge over T-prisindeksen. Noe av lagget mellom de løpende priser og T-prisindeksen, som ble postulert i avsnitt 6d, kan dermed knyttes til konjunkturutviklingen uttrykt ved svingninger mellom sterkere og svakere kapasitetsutnyttelse.

Tabell 7.9. Kapasitetsutnyttings betydning for forholdet mellom den løpende konsumprisutviklingen og T-prisindeksen. Punktestimater omregnet til prosent med standardavvik; ligning (7.7). Standardavvikene til restleddene i ligning (7.7) i prosent. 1970-1975

	Estimater på $100 \times g_{ij}$ i ligning (7.7)		Standardavvik til rest- leddene i ligning (7.7) i prosent	
	Industri totalt	Konsumvare- industri	Industri totalt	Konsumvare- industri
01 Mjøl og gryn m.v.	-0.44 (0.25)	-0.93 (0.36)	2.64	2.47
02 Bakervarer	-0.59 (0.22)	-0.22 (0.38)	2.25	2.58
05 Kjøtt- og fiskehermetikk	0.71 (0.21)	0.90 (0.34)	2.14	2.31
09 Margarin, spiseolje m.v.	0.05 (0.70)	-0.95 (1.04)	7.22	7.09
12 Tørket frukt, friske bær, konserver ...	-0.04 (0.23)	-0.71 (0.31)	2.36	2.13
14 Sjokolade, drops o.l.	-1.60 (0.46)	-2.23 (0.73)	4.75	4.96
16 Selters, brus o.l.	-1.16 (0.20)	-1.27 (0.40)	2.08	2.73
19 Tobakk	-0.68 (0.37)	-0.10 (0.60)	3.84	4.12
20 Bekleddningsartikler	-0.30 (0.23)	-0.43 (0.36)	2.43	2.44
21 Tøyer og garn	-0.29 (0.20)	-0.35 (0.32)	2.16	2.19
22 Skotøy og skotøyrep.	0.63 (0.30)	0.18 (0.50)	3.12	3.41
26 Møbler, gulvtepper m.v.	-0.01 (0.16)	-0.33 (0.25)	1.75	1.68
27 Elektriske husholdningsapparater, kjøkkenredskap, glass m.v.	-0.26 (0.18)	-0.07 (0.29)	1.89	1.97
28 Diverse husholdningsartikler og tjenester	-1.15 (0.21)	-1.11 (0.43)	2.16	2.93

Tabell 7.9 (forts.). Kapasitetsutnyttings betydning for forholdet mellom den løpende konsumprisutviklingen og T-prisindeksen. Punktestimater omregnet til prosent med standardavvik; ligning (7.7). Standardavvikene til restleddene i ligning (7.7) i prosent. 1970-1975

	Estimater på $100 \times g_{i1}$ i ligning (7.7)		Standardavvik til restleddene i ligning (7.7) i prosent	
	Industri totalt	Konsumvare- industri	Industri totalt	Konsumvare- industri
33 Andre utgifter til drift og vedlikehold av egne transportmidler	0.03 (0.22)	- (0.34)	2.30	2.30
36 TV- og radiomottakere	- (0.14)	- (0.21)	1.47	1.47
37 Sportsutstyr, leketøy, grammofonplater m.v. og blomster	0.05 (0.20)	-0.59 (0.27)	2.04	1.86
39 Bøker og aviser	0.23 (0.41)	0.44 (0.63)	4.29	4.28
40 Ukeblad og tidsskrift. Skrivemateriell	-0.07 (0.24)	-0.54 (0.35)	2.49	2.37
42 Kosmetiske preparater	-0.80 (0.23)	-0.43 (0.41)	2.28	2.77
43 Hårpleie, skjønnhetspleie, toalettsåpe og andre toalettartikler	-0.69 (0.29)	0.90 (0.46)	3.05	3.15
44 Reiseeffekter, smykker, ur og andre varer	-0.98 (0.32)	-1.63 (0.47)	3.34	3.19
45 Restauranter, hoteller, selskapsreiser o.l.	-0.44 (0.14)	-0.22 (0.25)	1.44	1.71

Tabell 7.9 gir et ganske sterkt inntrykk av at fortegnene på g_{i1} , $i = 1, \dots, 23$, er negative, dvs. en bekreftelse på at "tradisjonell tenking" omkring dette problemet kan være riktig, det er nesten litt overraskende at resultatene er såpass klare. Ser en på restleddvariasjonen, uttrykt ved standardavvikene, viser imidlertid en sammenligning med diagram 6.13 at restleddenes variasjon ikke er sterkt redusert. Tallene i tabell 7.9 synes forøvrig ikke å gi noe entydig svar på om det er kapasitetsutnyttelsen i hele industrien eller bare i konsumvareindustrien som gir den beste føyningen.

Vi kan tolke tallene i tabell (7.9) med et eksempel, vi ser på konsumgruppe 28, Diverse husholdningsartikler og tjenester. For denne gruppen er virkningen av avvik fra normal kapasitetsutnyttelse klar. I tabellen nedenfor har vi for 1974 og 1975 gjengitt den løpende konsumprisutvikling for gruppe 28, observerte og beregnede verdier for indeksen $100 \times \frac{P_{28,t}}{P_{28,t}}$ og avvikene fra normal kapasitetsutnyttelse i industrien i poeng, C_{it} .

Variabel	1974				1975			
	I kv.	II kv.	III kv.	IV kv.	I kv.	II kv.	III kv.	IV kv.
$P_{28,t}$	93.2	96.8	102.5	107.3	114.3	118.9	122.7	124.9
$100 \times \frac{P_{28,t}}{P_{28,t}}$ Observert	94.8	92.4	94.9	97.1	102.0	102.8	106.1	104.6
Beregnet	93.3	96.8	96.3	97.2	99.4	100.4	104.1	106.3
C_t	5.8	2.8	3.3	2.5	0.5	-0.3	-3.6	-5.4

Vi ser f.eks. at indeksen for forholdstallet steg med hele 7.7 prosent fra 1974, IV til 1975, IV (i den samme perioden steg den løpende konsumprisindeksen med 16.4 prosent). Ut fra resultatene i tabell 7.9 kan vi delvis forklare at løpende priser steg mye sterkere enn T-prisindeksen fra 1974, IV til 1975, IV ved at kapasitetsutnyttelsen gikk over fra å være svakt presset i 1974, IV til å være unormalt svakt utnyttet i 1975, IV.

7d. Korrelasjon i restleddene ved momentan samvariasjon

I dette avsnittet tar vi opp igjen tråden fra avsnittene 4d og 6b der vi studerte den momentane samvariasjon mellom løpende prisindekser og T-prisindeksene.

Avsnittet er delt i 5 underavsnitt:

- (i) Korrelasjonsmatrisen for beregnede restledd i konsumsektorene.
- (ii) Prisrelasjoner sammensatt av T-prisindekser og stokastiske restledd definert ved Markov-prosesser.
- (iii) Aggregering av kvartalsrelasjoner til årsrelasjoner.
- (iv) Eksempel på Green-Goldbergs konstantkorreksjon.
- (v) Løpende oppdatering av parametrene i Markov-prosessen.

7d, i) Korrelasjonsmatrisen for beregnede restledd i konsumsektorene

Restleddene u_{it}^* og u_{jt}^* ($i, j = 1, \dots, 23$) i regresjonene (6.4) er forutsatt å være ukorrelerte. I tabell 7.10 har vi gitt korrelasjonsmatrisen for de tilhørende beregnede restledd \hat{u}_{it} og \hat{u}_{jt} ($i, j = 1, \dots, 23$), der

$$\hat{u}_{it} = p_{it} - \hat{p}_{it}.$$

Merk at beregnede restledd for to konsumsektorer vil være korrelerte selv om de "sanne" restledd ikke er det. Dette skyldes at minste kvadraters metode pålegger restleddene restriksjonen

$$\sum_{t=1}^{24} \hat{u}_{it} = 0.$$

Korrelasjonsmatrisen inneholder informasjon som vi kaster vrak på i de andre prisrelasjonene. Vi tar den med her nærmest for å minne om dette og lar en videre utnyttning av denne informasjonen stå åpen. Vi skal bare kort gi et eksempel på hvorledes korrelasjonskoeffisienter kan benyttes til å vurdere restleddvariasjonen med momentan samvariasjon for aggregerte konsumsektorer. La oss anta at vi ønsker å finne restleddvariasjonen for en varegruppe som dekker gruppen "Andre norsk-produserte konsumvarer påvirket av verdensmarkedets priser p.g.a. stort importinnhold eller råstoff-prisbestemt på verdensmarkedet", som er en gruppe i oppdelingen av konsumprisindeksen etter såkalte leveringssektorer (Jfr. f.eks. Statistisk månedshefte). Denne gruppen omfatter tilnærmet konsumsektorene 01, 09, 14 og 27 i tabell 7.10. Fra 7.10 kan vi ekstrahere korrelasjonsmatrisen

	01	09	14	27
01	1.00			
09	0.38	1.00		
14	0.70	0.26	1.00	
27	-0.03	-0.50	0.11	1.00

De 4 konsumsektorene 01, 09, 14 og 27 inngår med vektene 0.11, 0.14, 0.17 og 0.58 (tabell 3.0) og har variasjonskoeffisientene 3.04, 7.22, 6.90 og 1.95 (tabell 6.6). Variasjonskoeffisienten til restleddet for den aggregerte gruppen kan tilnærmet skrives

$$\bar{v} = \left(\sum_{i=1}^4 (\alpha_i V_i)^2 + 2 \sum_{\substack{i,j=1 \\ i < j}}^4 \alpha_i \alpha_j r_{ij} V_i V_j \right)^{\frac{1}{2}}$$

der r -ene er korrelasjonskoeffisienter, α -ene er vektor og V -ene variasjonskoeffisienter. Innsetting

Tabell 7.10. Korrelasjonsmatrisen for beregnede restledd i momentanrelasjonene for hver konsumsektor. 1970-1975

Sektor- nr.	Konsumsektor	01	02	05	09	12	14	16	19
01	Mjøl og gryn m.v.	1.00							
02	Bakervarer	0.56	1.00						
05	Kjøtt- og fiskehermetikk	-0.51	-0.19	1.00					
09	Margarin, spiseolje m.v.	0.38	-0.00	-0.26	1.00				
12	Tørket frukt, friske bær, konserv	0.55	0.14	-0.29	0.54	1.00			
14	Sjokolade, drops o.l.	0.70	0.42	-0.84	0.26	0.47	1.00		
16	Selters, brus o.l.	0.50	0.57	-0.62	-0.07	0.32	0.77	1.00	
19	Tobakk	0.21	0.64	0.07	-0.34	-0.10	0.22	0.39	1.00
20	Bekledningsartikler	-0.52	-0.10	0.62	-0.64	-0.37	-0.49	-0.20	0.38
21	Tøyer og garn	0.23	0.56	0.00	-0.31	0.15	0.36	0.62	0.76
22	Skotøy og skotøyrep.	-0.24	-0.24	0.42	-0.32	-0.17	-0.27	-0.29	0.21
26	Møbler, gulvtepper m.v.	-0.10	-0.04	-0.12	-0.16	0.37	0.27	0.42	0.07
27	Elektriske husholdnings- apparater, kjøkkenredskap, glass m.v.	-0.03	0.43	0.13	-0.50	-0.11	0.11	0.58	0.48
28	Diverse husholdningsartikler og tjenester	0.61	0.64	-0.75	0.30	0.48	0.87	0.83	0.29
33	Andre utgifter til drift og vedlikehold av egne transportmidler	-0.20	0.11	0.30	-0.65	-0.16	-0.12	0.11	0.68
36	TV- og radiomottakere	-0.09	0.38	0.48	-0.54	-0.20	-0.27	0.19	0.67
37	Sportsutstyr, lekertøy, grammo- fonplater m.v. og blomster	0.05	0.08	0.10	0.03	0.34	-0.02	0.18	0.19
39	Bøker og aviser	-0.28	0.14	0.58	-0.42	-0.24	-0.40	-0.07	0.54
40	Ukeblad og tidsskrift. Skrivemateriell	0.18	0.37	-0.09	0.07	0.18	0.28	0.35	0.28
42	Kosmetiske preparater	0.24	0.66	-0.30	-0.27	0.15	0.51	0.77	0.72
43	Hårpleie, skjønnhetspleie, toalettsåpe og andre toalettartikler	0.31	0.35	-0.56	0.18	0.37	0.70	0.57	0.22
44	Reiseeffekter, smykker, ur og andre varer	0.68	0.42	-0.79	0.37	0.63	0.89	0.72	0.11
45	Restauranter, hoteller, selskapsreiser o.l.	0.51	0.83	-0.23	0.10	0.26	0.54	0.59	0.78

20	21	22	26	27	28	33	36	37	39	40	42	43	44	45
1.00														
0.45	1.00													
0.71	0.24	1.00												
0.39	0.51	0.33	1.00											
0.52	0.65	0.21	0.49	1.00										
-0.48	0.39	-0.48	0.26	0.27	1.00									
0.80	0.68	0.59	0.43	0.46	-0.16	1.00								
0.64	0.58	0.32	0.21	0.63	-0.12	0.70	1.00							
0.21	0.41	0.31	0.46	0.22	0.07	0.37	0.30	1.00						
0.79	0.51	0.67	0.32	0.55	-0.30	0.68	0.70	0.48	1.00					
0.27	0.54	0.37	0.66	0.41	0.33	0.32	0.26	0.53	0.49	1.00				
0.28	0.85	0.04	0.55	0.69	0.65	0.54	0.49	0.34	0.39	0.56	1.00			
-0.27	0.32	-0.38	0.28	0.20	0.77	-0.01	-0.10	0.04	-0.39	0.15	0.50	1.00		
-0.58	0.25	-0.37	0.26	0.07	0.90	-0.22	-0.26	0.06	-0.44	0.21	0.43	0.75	1.00	
0.04	0.75	-0.03	0.17	0.41	0.68	0.33	0.33	0.21	0.29	0.47	0.80	0.47	0.51	1.00

av tallverdiene over gir den aggregerte gruppen variasjonskoeffisienten

$$\bar{v} \approx (3.789 + 2 \times 0.274)^{\frac{1}{2}} = 2.08,$$

dvs. 2.08 prosent. Dersom vi ikke hadde tatt hensyn til kovariansleddet, hadde \bar{v} fått verdien 1.95 prosent. En viktig grunn til at kovariansleddet er så beskjedent, er selvsagt at korrelasjonskoeffisienten mellom restleddene i konsumsektorene 09 og 27 er -0.5; dvs. når den løpende konsumprisindeksen ligger over T-prisindeksen for sektor 09 er det en tendens til det motsatte for sektor 27, avvikene opphever hverandre.

7d, ii) Prisrelasjoner sammensatt av T-prisindekser og stokastiske restledd definert ved Markov-prosesser

Av tabell (6.6) ser vi av verdiene på Durbin-Watson estimatorene at positiv seriekorrelasjon i restleddene, u_{it}^* , synes å være et nokså påfallende fenomen. I dette avsnittet skal vi ta hensyn til at prisdannelsen på forskjellige tidspunkter kan være knyttet sammen ved å anta at restleddene u_{it}^* i ligning (6.4) følger en Markov-prosess:³⁰⁾

$$(7.11) \quad u_{it}^* = \rho_i u_{it-1}^* + v_{it}^*, \quad i=1, \dots, 23,$$

der v_{it}^* antas å være normalfordelte, stokastiske variable pålagt de samme restriksjoner som restleddene i regresjonene (4.6). ρ_i er en parameter forutsatt å ligge i intervallet $-1 < \rho_i < 1$, men fordi positiv seriekorrelasjon er det framtreddende problemet skal vi bare diskutere tilfellet $0 \leq \rho_i < 1$.

Vi kan tolke denne formuleringen av prisdannelsesrelasjonene ved å si at vi har antatt en momentan sammenheng mellom konsumprisene og T-prisene, mens de øvrige, uspesifiserte faktorene bak prisutviklingen kan beskrives ved en autoregressiv prosess som (7.11). Vi har ingen god a priori begrunnelse for at dette er en realistisk beskrivelse av virkeligheten. Autonomigraden i ligning (7.11) er trolig svak, men vi tar opp seriekorrelasjon i restleddene for å forsøke å utnytte data-materialet best mulig til å lage prediksjoner for perioder som følger umiddelbart etter samplingsperioden. Green et.al, foreslår med utgangspunkt i en artikkel av Goldberger³¹⁾ å korrigere konstantleddet i relasjoner som brukes til prediksjoner ved å legge til

$$(7.12) \quad \Delta_{iT}^{\tau} = \hat{\rho}_i^{\tau} \left(\frac{\hat{u}_{Ti} + \hat{\rho}_i \hat{u}_{T-1,i}}{2} \right),$$

jfr. Green et.al. (1972), [16] pp. 31-32. $\hat{\rho}_i$ er estimatoren for parameteren ρ_i og \hat{u}_{Ti} og $\hat{u}_{T-1,i}$ er de estimerte residualene i de to siste observasjonsperiodene, τ angir tallene på perioder etter den siste observasjonsperioden som vi skal lage prediksjoner for. Med $0 \leq |\hat{\rho}_i| < 1$, vil tillegget til konstantleddet synke etter som vi predikerer perioder som ligger lenger og lenger vekk fra observasjonsperioden. Ved å bruke et veid gjennomsnitt av de to siste restleddene i observasjonsperioden reduserer vi mulighetene for at tilfeldige utslag (utslag i v_{it}^* i (7.11)) skal kunne påvirke konstantleddskorrekksjonen. Ved å benytte konstantkorrekksjonen Δ_{iT}^{τ} velger vi en mellomting mellom å anta at relasjonene predikerer endringer korrekt, ρ_i nær opp til 1, eller at det er nivåene som predikeres korrekt $\rho_i = 0$. Det synes som korrekksjonen i (7.12) er å foretrekke framfor å velge en av disse to ytterpunktene selv om autonomigraden til Markov-prosessen som sagt kan være skrøpelig. I avsnitt 7d, iv gir vi et eksempel på bruk av denne korrekksjonsmetoden.

Ved å kombinere (7.11) med (6.4), får vi

$$p_{it} = a_i(p_{it}^* - \rho_i p_{it-1}^*) + \rho_i p_{it-1} + b_i(1 - \rho_i) + v_{it}^*.$$

Parametrene inngår ikke-lineært i dette uttrykket, og vanlig minste kvadraters metode er dermed

³⁰⁾ Kendall (1976) [20], pp. 71-73. ³¹⁾ Green, Liesenberg, Hirsch (1972) [16] og Goldberger (1962) [15].

ikke mulig som estimeringsmetode.

Vi har valgt å estimere ρ_i ved minste kvadraters metode ved å benytte de estimerte residualene fra (6.5), $\hat{u}_{it} = p_{it} \cdot \hat{p}_{it}$:

$$(7.13) \quad \hat{u}_{it} = \rho_i \hat{u}_{it-1} + v_{it}^{**}$$

De samme estimeringsproblemerne er diskutert og forsøkt i f.eks. Biørn [4], pp. 41-44. Resultatene av vår estimering er gitt i tabell 7.14. Der har vi gitt estimatene på ρ_i i (7.13) og standardavvikene til disse estimatene. Standardavvikene til restleddene v_{it}^{**} også er tatt med.³²⁾ For å gjøre tallene sammenlignbare med føyningsmålene i kapittel 6, særlig tabell 6.6, er begge disse standardavvikene delt med gjennomsnitt av p_{it} i observasjonsperioden og omregnet til prosent (variasjonskoeffisienter).

Tabell 7.14. Estimerer på seriekorrelasjonen i restleddene ved momentane prisrelasjoner, regresjonen (7.13), $\hat{\rho}_i$. Estimerer på residualstandardavvikene til de tilfeldige leddene i (7.13), og standardavvikene til de sammensatte tilfeldige leddene, \hat{u}_{it} . Begge dividert med gjennomsnittet av de løpende konsumprisindekser i observasjonsperioden og omregnet til prosent (variasjonskoeffisienter). 1970-1975

Sektor- nr.	Konsumsektor	ρ_i	Standard- avviket til $\hat{\rho}$	Variasjonskoeffisienter	
				Rent tilfeldige ledd i (7.13)	Sammensatt tilfeldige ledd i (7.13)
01	Mjøl og gryn m.v.	0.339	0.195	2.75	2.92
02	Bakervarer	0.574	0.171	2.12	2.59
05	Kjøtt- og fiskehermetikk	0.855	0.144	1.61	3.10
09	Margarin, spiseolje m.v.	0.566	0.175	5.90	7.16
12	Tørket frukt, friske bær, konserver	0.093	0.208	2.39	2.40
14	Sjokolade, drops o.l.	0.855	0.136	4.07	7.85
16	Selter, brus o.l.	0.754	0.191	2.94	4.48
19	Tobakk	0.676	0.154	2.93	3.98
20	Bekledningsartikler	0.777	0.129	1.47	2.34
21	Tøyer og garn	0.558	0.173	1.90	2.29
22	Skotøy og skorep.	0.494	0.193	2.98	3.43
26	Møbler, gulvtepper m.v.	0.367	0.198	1.63	1.75
27	Elektriske husholdningsapparater, kjøkkenredskap, glass m.v.	0.548	0.180	1.60	1.95
28	Diverse husholdningsartikler og tjenester	0.874	0.126	2.12	4.36
33	Andre utgifter til drift og vedlikehold av egne transportmidler	0.694	0.157	1.66	2.31
36	TV- og radiomottakere	0.458	0.183	1.24	1.39
37	Sportsutstyr, leketøy, grammofonplater m.v. og blomster	0.007	0.209	1.91	1.91
39	Bøker og aviser	0.763	0.150	2.75	4.25
40	Ukeblad og tidsskrift. Skrivemateriell ..	0.360	0.204	2.29	2.45
42	Kosmetiske preparater	0.757	0.148	2.07	3.17
43	Hårpleie, skjønnhetspleie, toalettåpe og andre toalettartikler	0.742	0.152	2.35	3.51
44	Reiseeffekter, smykker, ur og andre varer	0.722	0.155	3.00	4.34
45	Restauranter, hoteller, selskapsreiser o.l.	0.682	0.154	1.36	1.86

32) Vi har $\sigma_{\hat{u}} = \frac{\sigma_{v^{**}}}{\sqrt{1-\rho^2}}$ der $\sigma_{\hat{u}}$ er standardavviket til restleddet \hat{u} og $\sigma_{v^{**}}$ er standardavviket til restleddet v^{**} .

Av tabellen ser vi at 18 av de 23 konsumgruppene har signifikant positiv seriekorrelasjon (5 prosentnivå), ingen av punktestimatene er negative, men for konsumgruppene 12 og 37 er punktestimatene nær null. Sterkest innslag av seriekorrelasjon har vi observert for gruppene 05, 14 og 28 med verdier på seriekorrelasjonen rundt 0.85 - 0.90. 13 av estimatene ligger mellom 0.5 og 0.8.³³⁾ En ser ved å sammenligne tabellene 6.6 og 7.14 at spredningen i de rent tilfeldige komponentene er redusert noe, samtidig som de nye estimatene på spredningen til de sammensatte restleddene er omlag som dem vi fikk i tabell 6.6. Jfr. note 32. Reduksjonen i spredningen i det tilfeldige leddet oppveier stort sett den korreksjon vi må gjøre for seriekorrelasjon.

I Malinvaud [26] blir det omtalt at en estimator "uten betydelige skjevheter" for parameteren ρ_i vil være

$$(7.15) \quad \hat{\rho}_i = \hat{\rho}_i + \frac{2}{23} (1 + \hat{\rho}_i) = 1.087\hat{\rho}_i + 0.087,$$

[26], p. 433 ($m = 2$, $T = 23$, $r_1 = \hat{\rho}_i$ med symbolene i [26]). $\hat{\rho}_i$ er minste kvadraters estimatoren for ρ_i , gitt i første kolonne i tabell 7.14. Denne korreksjonen har vi ikke tatt hensyn til, men formel (7.15) gir uttrykk for at vår estimeringsmåte bidrar til at seriekorrelasjon i restleddene blir undervurdert i tabell 7.14.

7d, iii) Aggregering av kvartalsrelasjonene til årsrelasjoner

Vi skal se på to aggregeringer over tiden med utgangspunkt i modellen

$$(7.16) \quad \begin{aligned} p_{it} &= \hat{p}_{it} + \hat{u}_{it} \\ \hat{u}_{it} &= \rho_i \hat{u}_{it-1} + v_{it}^{**}, \quad 0 \leq \rho < 1. \end{aligned}$$

Måleproblemer knyttet til \hat{p}_{it} og \hat{u}_{it-1} blir ignorert i dette underavsnittet. Vi ønsker å avlede årsmoellen og kan aggregerere kvartalsmodellen på to måter: (i) Løpende fire og fire kvartaler, for hvert nytt kvartal tas det "eldste" kvartalet ut av beregningen. Alle kvartaler veier med samme vekt, 0.25. (ii) Riktige kalenderår, ingen overlapping mellom kvartalene. Dette svarer til den alminnelige bruken av MODIS IV idag.

Vi ser på et uveid, glidende gjennomsnitt av p_{it} over 4 kvartaler

$$\bar{p}_{it} = \frac{1}{4} \sum_{\tau=0}^3 p_{it-\tau} = \bar{p}_{it} + \bar{u}_{it}$$

der \bar{p}_{it} er et uveid gjennomsnitt av T-prisindeksen for de samme 4 kvartalene og \bar{u}_{it} et tilsvarende gjennomsnitt for det sammensatte restleddet \hat{u}_{it} . Når $\tau=0$ tilsvarer første kvartal i et år, vil \bar{p}_{it} også være "riktige" kalenderårgjennomsnitt. De foregående årsobservasjonene i de to tilfellene blir selvsagt av typen

$$\bar{p}_{it-1} = \frac{1}{4} \sum_{\tau=0}^3 p_{it-1-\tau}$$

for det glidende gjennomsnittet og

$$\bar{p}_{it-4} = \frac{1}{4} \sum_{\tau=0}^3 p_{it-4-\tau}$$

for det riktige årgjennomsnittet.

33) Durbin-Watson estimatorene viser stort sett "pene verdier" rundt 2, men fordi vi har en lagget endogen variabel på høyre side av likhetstegnet i (7.13), har disse observatorene mindre verdi, se f.eks. læreboka [21], p. 102.

Vi er nå interessert i variansene og autokorrelasjonskoeffisientene av 1. orden for de aggregerte verdiene på restleddene: Hvor mye mindre spredning vil det være for årsrelasjoner, og hvor mye kan vi vinne på å trekke inn restleddets størrelse i tidligere perioder ved årsprediksjoner? Vi kaller her variansen til det sammensatte restleddet på årsbasis Σ og på kvartalsbasis σ (sløyfer fotskriften). 1. ordens autokorrelasjonskoeffisienten på årsbasis kaller vi for P og på kvartalsbasis for ρ . År dannet ved uveide, glidende gjennomsnitt over 4 kvartaler indikeres ved fotskriften G og riktige år med fotskriften A . Med litt regning finner vi sammenhengene

$$\Sigma_G = \frac{\sigma^2}{8}(2 + 3\rho + 2\rho^2 + \rho^3),$$

$$\Sigma_A = \Sigma_G = \Sigma,$$

(7.17)

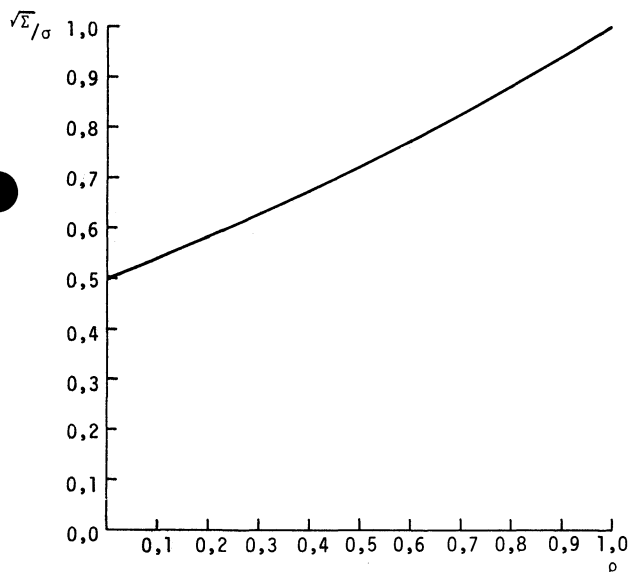
$$P_G = \frac{1+\rho}{2} \frac{3 + 3\rho + \rho^2 + \rho^3}{2 + 3\rho + 2\rho^2 + \rho^3},$$

$$P_A = \frac{\rho}{2} \frac{(1 + \rho + \rho^2 + \rho^3)^2}{2 + 3\rho + 2\rho^2 + \rho^3}.$$

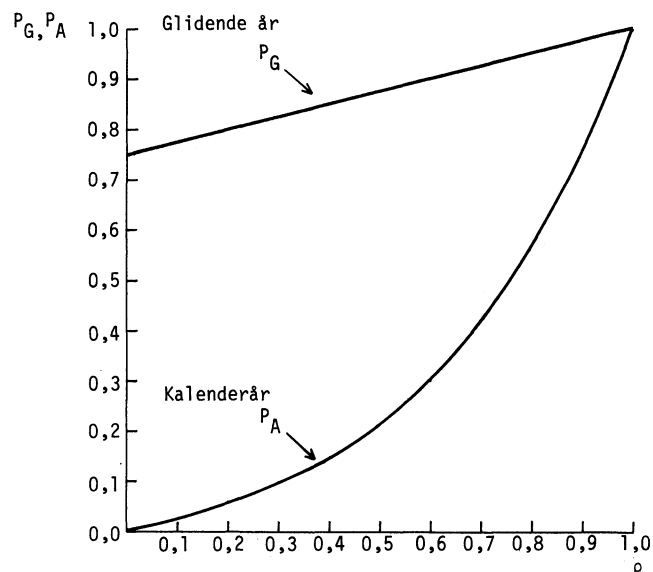
I diagram (7.18a) har vi tegnet opp forholdet mellom standardavvikene $\sqrt{\Sigma}/\sigma$ som funksjoner av parameteren ρ ; i diagram (7.18b) har vi gjengitt P_G og P_A som funksjoner av ρ . (Vi har bare gjengitt sammenhengene for $\rho \geq 0$.)

Figur 7.18. Grafisk framstilling av formlene i ligning 7.17.

a) Forholdet mellom standardavvikene på årsbasis og kvartal som funksjon av autokorrelasjon på kvartal ($0 \leq \rho < 1$)



b) 1.ordens autokorrelasjon mellom år som funksjon av autokorrelasjon på kvartal ($0 \leq \rho < 1$)



En ser at når restleddene på kvartal ikke er korrelerte, $\rho=0$, vil standardavviket på årsbasis, $\sqrt{\Sigma}$, bli redusert til det halve av standardavviket på kvartal. Når $\rho \leq 1$, vil ikke standardavviket på årsbasis bli redusert i det hele tatt. Vi ser av grafen i 7.18a at sammenhengen mellom forholdstallet $\sqrt{\Sigma}/\sigma$ og ρ er nesten lineær, dvs.

$$\sqrt{\Sigma}/\sigma \approx 0.5(\rho+1).$$

Når restleddene følger en Markov-prosess på kvartal, (7.16), vil altså reduksjonen i spredningen på restleddet ved å gå fra kvartal til år ligge mellom 0 og 50 prosent.

Av diagram 7.18b ser vi, naturlig nok, at restleddene ved "glidende år" er kjennetegnet ved en høy positiv 1. ordens autokorrelasjon; selv om restleddene på kvartal ikke er autokorrelerte vil restleddene ved glidende år ha en 1. ordens autokorrelasjon på 0.75. Mer interessant er sammenhengen mellom P_A og ρ . Når det ikke er autokorrelasjon på kvartal, vil det heller ikke være det mellom kalenderår. Når ρ øker vil P_A først øke langsomt, f.eks. er $P_A \approx 0.21$ når $\rho = 0.5$, men når ρ er nær opp til én vil også P_A være nær opp til én.

Typiske verdier for ρ i vårt observasjonsmateriale ligger rundt 0.5-0.7, tabell 7.14. Ifølge diagram 7.18 vil dermed standardavviket på årsbasis bli redusert med 20-30 prosent i forhold til kvartalsspredningen. 1. ordens autokorrelasjonskoeffisientene for restledd på årsbasis vil typisk ligge rundt 0.20-0.40, ikke helt neglisjerbare størrelser.

7d, iv) Eksempel på Green-Goldbergs konstantkorreksjoner

La oss ved et eksempel studere Green-Goldbergs justering konstantleddet ved prediksjoner. Vi tar utgangspunkt i modellen i (7.16) der konstantleddene har verdien null, og ser på konsumgruppene 20, Bekledningsartikler der innslaget av seriekorrelasjon er sterkt $\rho_{20} = 0.777$ - og 40, Ukeblad og tidsskrift, m.v. der seriekorrelasjonen er estimert til å være forholdsvis svak, $\rho_{40} = 0.360$. Det er estimert følgende restledd i de to siste kvartalene i samplet (3. og 4. kvartal 1975):

$$\begin{aligned} \hat{u}_{20,23} &= -1.29 & \hat{u}_{40,23} &= 2.22 \\ \hat{u}_{20,24} &= -2.22 & \hat{u}_{40,24} &= -2.37 \end{aligned}$$

Ved prediksjon av kvartal τ regnet fra 1. kvartal 1976 skal vi ifølge ligning (7.12) legge følgende til de MODIS-beregnete T-prisindeksene:

$$\begin{aligned} \text{Bekledningsartikler:} & \quad \Delta_{20,24}^{\tau} = -1.613 \cdot (0.777)^{\tau} \\ \text{Ukeblad og tidsskrifter m.v.:} & \quad \Delta_{40,24}^{\tau} = -0.7829 \cdot (0.360)^{\tau} \end{aligned}$$

Vi får følgende verdier på Δ for ulike τ -verdier:

	$\tau=1$	$\tau=2$	$\tau=4$	$\tau=8$	$\tau=12$
$\Delta_{20,24}^{\tau}$	-1.25	-0.97	-0.59	-0.21	-0.08
$\Delta_{40,24}^{\tau}$	-0.28	-0.10	-0.013		

Med den sterke seriekorrelasjonen i konsumgruppen Bekledningsartikler, henger konsekvensene av at de tilfeldige utslagene dro prisen ned i 3. og 4. kvartal 1975 med i i prisprediksjonene selv 3 år ($\tau = 12$)-fram i tiden. For konsumgruppe 40 blir korreksjonen ubetydelig når mer enn et år har gått.

T-prisindeksen for konsumsektor 20 var lik 111.7 i 4. kvartal 1975. Antar vi f.eks. at utviklingen i denne indeksen blir 114, 117, 118 og 120 i de 4. kvartalene i 1976, vil vi ifølge beregningene

over predikere at konsumprisindeksen får utviklingen 112.8, 116.9, 117.4 og 119.8 i de 4 kvartalene i 1976. Den faktiske konsumprisindeksen i 4. kvartal 1975 var 109.5. Hadde vi antatt at modellen predikerer endring riktig ($\rho_{20} \leq 1$), ville vi ha predikert prisutviklingen over kvartalene i 1976 som 111.8, 114.8, 115.8 og 117.8. Ved å anta at modellen predikerer nivå riktig ($\rho_{20} = 0$), ville vi ha predikert utviklingen 114, 117, 118 og 120 i 1976.

Vi kan også se på hvilke korreksjoner som kan gjøres i en kalenderårsmodell som er avledet fra kvartalsmodellen, jfr. foregående avsnitt. Av formel (7.17) kan vi regne ut 1. ordens auto-korrelasjon på årsbasis:

$$P_{A,20} = 0.525, P_{A,40} = 0.125.$$

Restleddene i den avledede årsmodellen vil ikke følge en enkel Markov-prosess slik kvartalsrestleddene gjør, likevel bruker vi som en tilnærming Green-Goldbergs korreksjonsformel, (7.12), med P_A i stedet $\hat{\rho}_i$.

I 1974 og 1975 er restleddene:

$$\bar{u}_{20,20} = -0.82 \quad \bar{u}_{40,20} = 1.31 \quad (1974),$$

$$\bar{u}_{20,24} = -1.64 \quad \bar{u}_{40,24} = -0.82 \quad (1975).$$

Ved prediksjoner for kalenderår regnet fra og med 1976 får vi dermed ut følgende konstanter som skal legges til årsmodellen i MODIS:

$$\text{Bekledningsartikler: } \Delta_{20,24}^A = -1.04(0.525)^{AR}$$

$$\text{Ukeblad og tidsskrifter m.v.: } \Delta_{40,24}^A = -0.33(0.125)^{AR}.$$

Vi ser at ved prediksjoner av prisindeksen for bekledningsvarer for 1976, skal vi korrigere den beregnede T-prisindeksen ved å trekke fra vel et halvt poeng osv.

Som nevnt tidligere er flere bindinger lagt på MODIS IV ved T-pris beregningen enn ved den egentlige MODIS IV modellen. Ved "normal" bruk av MODIS IV til prisprognoser, vil enkelte av de eksogene prisbestemmende faktorene av og til bli brukt til å "saldere" prisprognosene, f.eks. når en på forhånd har visse synspunkter på hva sluttresultatet av beregningene skal bli. Viktige eksogene variable til dette bruk er som regel eksogene eierinntektsanslag og enkelte eksogene hjemmepriser. Denne salderingen kan sammenlignes med Green-Goldbergs konstantkorreksjon. Konstantkorreksjonen kan gjennomføres ved at f.eks. eksogene eierinntektsanslag blir satt så mye ned i forhold til sin normalverdi at en får tatt hensyn til at prisindeksen lå under det normale i foregående år.

7d, v) Løpende oppdatering av parametrene i Markov-prosessen

Korrelasjonskoeffisientene i restleddene bør en oppdatere eller reestimere hver gang nye observasjoner kan registreres. I modellberegningene bør dermed slike oppdateringsrutiner inngå som en del av modellen. Vi kan begrunne dette ved å følge Lucas (1973) [25], og oppfatte ρ_i som en stokastisk variabel som selv følger en stokastisk prosess. Lucas refererer til Cooley and Prescott som lanserer denne betraktningmåten som "adaptive regression", og sier: „Cooley and Prescott have proposed adaptive regression as a normative forecasting method. I am using it here in a positive sense: as an idealized "model" of the behaviour of large-model forecasters. If the model is, as I believe, roughly accurate, it serves to reconcile the assertion that long-term policy evaluations with econometric models are meaningless with the acknowledgement that the forecast accuracy of these models is good and likely to become even better: under the adaptive structure, a small standard error of short term forecast is consistent with infinite variance of the long term operating characteristics of the system".

Ved å nytte stadig oppdaterte verdier på parametrene ρ_i , burde en kunne klare å forbedre de kvartalsvise prisprediksjonene som kan lages ved momentane kvartalsrelasjoner kombinert med restledd som følger Markov-prosesser, selv om strukturen i denne modellen kan være lite autonom.

8. Sammenfatning og skisse av et opplegg til en operasjonell kvartalsmodell

I denne analysen har vi gått detaljert til verks med å spesifisere delindekser i konsumprisindeksen (23 delindekser). Dette er gjort for ikke å aggregere bort informasjon, med en så kort observasjonsperiode som 24 kvartaler er det nyttig å kunne sammenligne forklaringskraften av ulike faktorer mellom flere delindekser. En alminnelig erfaring ved modelbruk er dessuten at det er lettere å utnytte spesialkunnskap på enkelt-områder ved at analysen er holdt på et så disaggregert nivå at forskjellige personer "kjenner igjen" varegruppene som er analysert. Dette kan være til nytte både ved estimering og prediksjon.

De framkomne beregningsresultatene er vel omlag slik en kunne vente dem med det enkle teoriopplegget som er lagt til grunn. Vi er usikre på hvilke prisrelasjoner som bør brukes i en operasjonell kvartalsmodell, og om vi eventuelt kan få klare forbedringer ved å forsøke andre relasjoner innenfor den rammen som priskryssløpet i MODIS IV setter. Etter vår mening bør en likevel samle et utvalg av prisrelasjonene til en modell og forsøke hvordan et slikt hjelpemiddel fungerer i praksis.

Vi skal sammenfatte resultatene i denne analysen ved å komme med et forslag til hvilke relasjoner som bør med i prismodellen:

1. Det er funnet signifikant lag mellom løpende priser og "normale" priser for de fleste konsumprisene, men bare for 5 av konsumsektorene synes lagrelasjonene å være klare forbedringer i forhold til enkle, momentane sammenhenger mellom de to prisindeksene (avsnitt 6d). For disse 5 sektorene bør en ta med lag - for de andre sektorene bør en kanskje nøye seg med momentan samvariasjon - se punkt 4.
2. Sesongvariasjonen er klar for 3 delindekser, dette bør en ta hensyn til. Ved prisprediksjoner bør en også ha i mente at et flertall av prisene synes å ligge litt over det normale i 1. kvartal (avsnitt 6c, tabell 6.8.).
3. En bør vurdere nærmere om kapasitetsutnyttelsen i industrien skal trekkes inn som en eksogen variabel i prismodellen. For mange konsumsektorer vil dette være et alternativ til lagrelasjonene i avsnitt 6d. Resultatene i avsnitt 7c tyder på at avvik fra normal kapasitetsutnyttelse har en viss betydning. Ved presset kapasitet ligger forholdstallet mellom løpende priser og "normale priser" under én for de fleste delindeksene, mens det motsatte er tilfelle ved ledig kapasitet. Dersom kapasitetsutnyttelsen trekkes inn, bør en også overveie om en samtidig skal ta hensyn til seriekorrelasjon i restleddene å la modellen i avsnitt 7d, dette er ikke forsøkt i dette notatet.
4. Dersom en nøyer seg med å anta en momentan sammenheng mellom de løpende konsumprisindeksene og "normalprisindeksene", bør en bygge inn seriekorrelasjon i restleddene slik det er gjort i avsnitt 7d. Informasjon om samvariasjon i restleddene mellom ulike delindekser - korrelasjonsmatrisen i tabell 7.10 - bør en også forsøke å nyttiggjøre seg.
5. Virkningene av prisstopp har vi ikke klart å få fange opp på noen tilfredsstillende måte, men en bør ha resultatene av undersøkelsene i mente ved aksessoriske resonnementer i tilknytning til prisprediksjonene.
6. Trendfaktorene (avsnitt 6a) må reestimeres på nytt hvert år. I samband med dette må relasjonene revurderes.
7. En må ha adgang til å flikke på virkningstallene ved løpende bruk av modellen, men virkningstallene under ett revideres f.eks. bare hvert tredje år.
8. Det bør arbeides med å forbedre de anslagene på råvareprisene som spiller en sentral rolle for enkelte konsumgrupper (f.eks. for mjøl og gryn, tobakk).

Vi vil også som et diskusjonsopplegg skissere noen synspunkter på bruken og systemopplegget for en slik modell: En modell for prisdannelsen på konsumpriser med kryssløpsbestemte priser bør utformes slik at brukerne slipper så lettvint fra arbeidet med den som mulig. Hovedprinsippet må være at modellen kan brukes ofte og beregningsresultatene stort sett kastes etter noen minutters studier. Prismodellen bør betraktes som et slags tilleggsutstyr til en databank med kvartals- og månedsserier for variable som er interessante for korttidsanalyser av norsk økonomi. Databanken må være slik at det er lett å lagre nye data, og den bør på en eller annen måte være knyttet til MODIS-systemet. Det er viktig at databanken alltid inneholder den ferskeste informasjon som kan oppdrives. Vi kan ikke se det som noe krav for prisanalysene at dataene i banken nødvendigvis må inngå i et konsistent regnskapssystem. I dette modell- og datasystemet må det også være enkelt å reestimere og skifte ut enkeltrelasjoner i prismodellen(e).

For å kunne bli et velegnet hjelpemiddel i analysen av korttidsbevegelser i priser, lønninger m.v., må imidlertid delmodellen for prisdannelsen for varer med kryssløpsbestemte priser etter hvert suppleres med tre andre delmodeller: i) En enkel og summarisk modell som bestemmer importprisene som funksjoner av hva som skjer med priser, valutakurser osv. i resten av verden. ii) En modell for lønnsdannelse på kvartalsbasis. Det er dette feltet i pris- og kostnadsdannelsen som er det mest avgjørende - og mest krevende å analysere. iii) Ad hoc pregede relasjoner for enkelte av de delindekser i konsumprisindeksen som ikke er analysert i dette notatet. F.eks. ved å la en enkel autoregressiv prosess forklare prisutviklingen på bolig tjenester og la prisutviklingen på bensin bl.a. være knyttet til oljeprisene på verdensmarkedet. Tilsammen vil de fire delmodellene utgjøre et modellsystem som er og bør være langt mindre åpen (færre eksogene variable) enn det MODIS IV er i dag.



V e d l e g g 1. Aggregering av varer og produksjonsektorer. Varer med kostnadsbestemte og eksogene hjemmepriser

Den mest detaljerte inndelingen i varer og sektorer m.v. i MODIS IV er gitt i [7]. Nummer på varer og sektorer i MODIS IV bygger på dette notatet.

1a) Importvarer

Varene i MODIS IV er aggregert til følgende importvarer:

Tabell V 1.0. Aggregerte importvarer

Gruppe nr.	Navn
1.	Matvarer
2.	Drikkevarer og tobakk
3.	Råvarer
4.	Brennstoffer
5.	Dyre- og plantefett
6.	Kjemikalier
7.	Bearbeidde varer
8.	Maskiner og transportmidler
9.	Ferdigvarer
10.	Andre varer

I mangel av kvartalsvise nasjonalregnskapstall, må en i beregninger ved hjelp av MODIS IV gå til andre kilder for å få informasjon om kortidsbevegelsene i disse prisene. I Utenrikshandelstatistikken publiseres bl.a. prisindekser for aggregerte varegrupper etter SITC, Rev.vareinndeling. (Standard International Trade Classification, Revised) for hvert kvartal. Vi skal her vise hvordan varene i MODIS IV er aggregert for best mulig å dekke SITC-grupperingen på én-sifret nivå, SITC-grupperingen består av 9 varer, se f.eks. NOS [30], side 18.

I Brenna [9] er grunnmaterialet for utenrikshandelen beskrevet på følgende måte (sidene 8 og 9):

„Oppgavene til statistikken inneholder opplysninger om vare i henhold til spesifikasjonene i tolltariffen, mengde, verdi og "land". For statistiske formål er det spesielt produksjonsland (opprinnelsesland) for importen og forbruksland for eksporten som er av interesse. Tidspunktet for registreringen er når varene blir fortollet for innførselens vedkommende og utklarert når det gjelder utførselen.

Tolltariffen bygger på Brussel-nomenklaturen. I tillegg inneholder tolltariffen oppdeling etter den nordiske statistiske varefortegnelsen og også etter en nasjonal spesifikasjon. For korthets skyld vil tolltariffen i det etterfølgende bli referert til som BTN-nomenklaturen og den mest detaljerte oppdelingen i tolltariffen (som svarer til 7-sifret varenummer) som BTN-vare.

BTN-vare representerer den mest detaljerte varespesifikasjonen i statistikken for utenrikshandelen både i grunnmaterialet og i tabellene. For presentasjonsformål nyttes i tillegg dessuten Standard International Trade Classification, Revised (SITC, REV.). For korthets skyld vil denne nomenklaturen i det etterfølgende bli referert til som SITC. De varegrupper som det nå publiseres indekstall for, er definert ut fra SITC. SITC-grupperingen lar seg entydig definere ut fra BTN-varene slik at det er direkte sammenheng mellom den vare-nomenklaturen som ligger til grunn for rapportering av data og indeksgruppene.

Varegrupperingen i nasjonalregnskapet (NR-varene) bygger på BTN-varene, men følger ikke SITC. For de fleste varegruppers vedkommende må man opp på 2-sifret SITC-nivå før man treffer på grupper som lar seg definere ut fra NR-varene. Under dette nivået vil ofte varer fra samme SITC-gruppe tilhøre ulike NR-grupper eller omvendt, og denne sammenblandingen løser seg ikke opp før man kommer ned på BTN-vare-nivået."

Som det vil framgå av forslaget til vareinndeling, har en ikke klart å komme fram til en inndeling av MODIS-varer som nøyaktig dekker SITC-grupperingen i 9 varer. Det er mulig at det foreliggende forslag til inndeling av MODIS-varer kan forbedres, men det er trolig vanskelig å nå fram til fullt samsvar mellom MODIS-varer og SITC 9-varegruppering.

For å utnytte utenrikshandelens store tallmateriale så godt som mulig til prediksjon og styring av prisutviklingen ved hjelp av MODIS IV, burde mulighetene for å kjøre ut spesielle kvartalsvise prisindekser (og mengdeindekser) til dette formål vurderes. Det foreliggende opplegget for å kjøre ut tall til nasjonalregnskapet fra BTN-varene en gang i året, burde kunne brukes også på kvartalsbasis og knyttes til arbeidet med prisprognoser og prisanalyser gjennom en hensiktsmessig aggregering av nasjonalregnskapsvarer til aggregerte MODIS-varer.

På litt lenger sikt bør vi også forsøke å utnytte utenrikshandelens opplysninger om produksjonsland for importen (og forbruksland for eksporten) gjennom MODIS IV. Ved dette kunne f.eks. prognoser for prisbevegelser i de enkelte land utarbeidet av OECD, og bevegelser i de enkelte lands valutakurser bli trukket inn i vurderingene av prisutviklingen i Norge på en mer systematisk måte enn det som blir gjort i dag.

Tabellen nedenfor gir inndelingen av MODIS-varene. For å ha et mål på hvor godt vår aggregering stemmer med SITC-inndelingen, har vi angitt anvendt import, lagerøking og summen av disse to postene, import, i 1974.

Tallene for anvendt import, lagerøking og import er ikke nøyaktig avstemt. Tallene for import etter MODIS-vare inkluderer toll.

Gruppe 10 "Andre varer", dekker varer utenom handelsstatistikken. Prisutviklingen på denne varegruppen antas å følge prisutviklingen på vareimport i alt ekskl. skip. Prisutviklingen på skip og driftsutgifter i utlandet m.v. har ingen innflytelse på konsumprisberegningene i MODIS IV og er derfor ikke tatt med. Jfr. forøvrig behandlingen av importvarer i avsnitt 5c.

Tabell V 1.1. Innholdet i de aggregerte importvarene. Sammenlikning med SITC-gruppene på 1-siffernivå. Importtall fra 1974

VAREN. i MODIS IV (1974)	Navn	Anvendt import i mill.kr 1974	Lager- øking mill.kr 1974	Import i mill.kr 1974
1. Matvarer				
106	Banener, sitrusfrukter o.l.	274,5	-20,0	254,5
267	Sukker, sirup, melasse og kokosmasse	442,4	63,6	506,0
102	Korn	435,6	249,7	685,3
111	Andre planteprodukter i jordbruket	249,4	-1,4	248,0
129	Andre husdyrprodukter i jordbruket m.v.	46,4	-2,0	44,4
150	Fisk	40,0	3,7	43,7
201	Kjøtt, kjøttvarer, kjøtthermetikk	216,9	-16,8	200,1
211	Mjølkk, fløte m.v.	8,1	-0,7	7,4
212	Ost	18,4	-1,2	17,2
215	Konserver av frukt og grønnsaker	137,8	8,8	146,6
220	Fiskevarer	99,8	-4,5	95,3
225	Fiskehermetikk	15,0	4,0	19,0
235	Vegetabiliske oljer ¹⁾	152,1	-27,6	124,5
245	Margarin	2,2	-0,1	2,1
250	Kornvarer	46,5	-7,6	38,9
255	Bakervarer	70,5	1,7	72,2
260	Sjokolade og sukkervarer	124,7	1,7	126,4
266	Andre næringsmidler	306,3	8,2	314,5
	SUM	2 686,8	259,5	2 946,3
	Import ifølge Utenrikshandelstatistikken SITC-gruppe nr. 0			2 953,1 mill.kr

1) Omfatter bl.a. oljekaker og -mjøl som inngår i SITC-gruppe 081.

Tabell V 1.1 (forts.). Innholdet i de aggregerte importvarene. Sammenlikning med SITC-gruppene på 1-siffernivå. Importtall fra 1974

VARENR. i MODIS IV (1974)	Navn	Anvendt import i mill.kr 1974	Lager- øking mill.kr 1974	Import i mill.kr 1974
2. Drikkevarer og tobakk				
275	Brennevin og vin	119,2	0,3	119,5
280	Øl	28,8	-2,8	26,0
285	Mineralvann	1,7	-4,2	-2,5
290	Tobakksvarer	86,9	-13,6	73,3
	SUM	236,6	-20,3	216,3
	Import ifølge Utenrikshandelstatistikkens SITC-gruppe nr. 1			281,0 mill.kr
3. Råvarer				
112	Rå kaffe, te, rå tobakk, oljefrø, sukkerroer m.v.2)	888,5	230,6	1 119,1
173	Bauksitt, krom- og manganmalm	277,2	-5,9	271,3
182	Råfosfat, salt m.v.	166,1	53,8	219,9
142	Skogsprodukter m.v.	416,6	-61,1	355,5
170	Kull, sovelkis, koppermalm og annen malm	266,2	14,1	280,3
176	Stein, grus, sand, ikke metalliske mineraler m.v.	185,7	-6,7	179,0
270	Dyrefôr	11,4	2,7	14,1
355	Trelast	314,5	10,4	324,9
380	Tremasse	2,3	-1,5	0,8
385	Cellulose	423,9	-2,0	421,9
530	Andre ikke-jernholdige metaller3)	1 412,2	-74,6	1 337,6
	SUM	4 364,6	159,8	4 524,4
	Import ifølge Utenrikshandelens SITC-gruppe 2			4 038,0 mill.kr
4. Brenselstoffer, smøreoljer, elektrisk strøm m.v.				
161	Bensin	558,2	57,0	615,2
164	Fyringsoljer o.l.	1 092,1	189,6	1 281,7
166	Jordolje	2 809,3	135,8	2 945,1
468	Andre jordolje og kullprodukter4)	828,4	8,9	837,3
685	Elektrisitet	11,2	0,0	11,2
	SUM	5 299,2	391,3	5 690,5
	Import ifølge Utenrikshandelens SITC-gruppe 3			5 720,0 mill.kr
5. Dyre- og plantefett m.v.				
230	Fiskeoljer og fiskemjøl	160,6	-34,2	126,4
240	Raffinerte og herdete animalske oljer	12,8	-0,1	12,7
	SUM	173,4	-34,3	139,1
	Import ifølge Utenrikshandelens SITC-gruppe 4			222,6 mill.kr

2) Omfatter bl.a. import av soyabønner - 534 mill. kroner i 1974. 3) Omfatter bl.a. import av nikkelmatte, nikkelspeis og liknende mellomprodukter - 1 117,5 mill.kroner i 1974. 4) Vanskelig vare å plassere - dekker vel store deler av SITC-varen kull, koks og briketter - import 358 mill.kroner i 1974 og petrokkoks - import 124 mill. kroner i 1974.

Tabell V 1.1 (forts.). Innholdet i de aggregerte importvarene. Sammenlikning med SITC-gruppene på 1-siffernivå. Importtall fra 1974

VAREN. i MODIS IV (1974)	Navn	Anvendt import i mill.kr 1974	Lager- øking mill.kr 1974	Import i mill.kr 1974
6. Kjemikalier				
425	Kunstgjødsel og plantevernmidler	136,2	11,6	147,8
430	Basisplast og kunstfibre	695,5	64,9	760,4
420	Kjemiske grunnstoffer	1 534,1	20,6	1 554,7
435	Maling og lakk	213,6	-14,7	198,9
446	Farmasøytiske preparater, vaskemidler og toalett- preparater	563,9	5,4	569,3
450	Sprengstoff og ammunisjon	191,4	-18,5	172,9
455	Andre kjemisk, tekniske produkter	404,1	14,3	418,4
	SUM	3 738,8	83,6	3 822,4
	Import ifølge Utenrikshandelens SITC-gruppe 5 ...			4 016,0 mill.kr
7. Bearbejdede varer				
295	Garn	300,9	28,9	329,8
300	Vevnader	731,1	-55,0	676,1
305	Tekstilvarer, unntatt klær	188,1	-6,2	181,9
321	Golvtepper, tauverk, oljede og belagte tekstiler o.l.	395,8	-12,5	383,3
346	Lær og lær- og skinnvarer, klær av skinn m.v. Hatter og luer	317,5	14,2	331,7
360	Sponplater	45,3	-2,1	43,2
365	Monteringsferdige trehus	14,0	2,3	16,3
370	Bygningsartikler og andre trevarer	238,8	14,3	253,1
390	Papir og papp	322,8	-23,5	299,3
395	Trefiberplater	6,1	-0,3	5,8
400	Emballasje og andre papir- og pappvarer	259,1	18,5	277,6
405	Klisjeer, protokoller, etiketter m.v.	50,2	0,7	50,9
470	Gummiprodukter	433,6	54,0	487,6
475	Plastvarer	689,5	-32,8	656,7
486	Keramikk, glass og glassvarer	352,8	-7,4	345,4
495	Sement og kalk	6,3	-0,1	6,2
501	Teglvarer, betong og betongvarer	97,5	6,0	103,5
505	Bearbeidd stein og andre jord- og steinvarer ...	138,3	3,5	141,8
510	Jern og stål	3 053,9	76,7	3 130,6
515	Ferrolegeringer	22,2	0,4	22,6
520	Støperiprodukter	185,9	-53,8	132,1
525	Aluminium	126,6	5,9	132,5
535	Valse- og støpeprodukter av ikke-jernholdige metaller	532,7	106,7	639,4
555	Metallkonstruksjoner ⁵⁾	269,1	32,6	301,7
566	Metallembalasje, -duk, tråd, spiker og skruer ...	346,3	2,5	348,8
620	Elektrisk kabel og ledning ⁶⁾	326,4	58,7	385,1
	SUM	9 450,8	232,2	9 683,0
	Import ifølge Utenrikshandelens SITC-gruppe 6 ...			9 245,0 mill.kr
8. Maskiner og transportmidler (eksklusive skip)				
578	Traktorer	276,9	-91,4	185,5
651	Personbiler	1 061,6	59,7	1 121,3
575	Jordbruks- og kraftmaskiner	319,3	65,2	384,5
580	Maskiner for industri, bergverk og bygge- og anleggsvirksomhet	1 540,1	14,3	1 554,4
591	Kontor- husholdningsmaskiner	833,2	77,1	910,3
600	Andre maskiner m.v.	1 289,1	64,1	1 353,2
605	Elmotorer og materiell for el-produksjon	803,4	43,6	847,0
610	Signal-, radio og annet telemateriell	1 047,4	-5,0	1 042,4
615	Elektriske husholdningsapparater	160,4	8,1	168,5

5) Ferdige konstruksjoner og deler av jern og stål utgjør den største gruppen - 207,5 mill. kroner.

6) Denne varen omfatter - såvidt vi kan se - det meste av de to viktige SITC-varene stenger, profiler og tråd på koppar - (import 245 mill. kroner) - en SITC-vare i gruppe 6 og Materiell for strømfordeling (import 179 mill. kroner) - en SITC-vare i gruppe 7.

Tabell V 1.1.(forts.). Innholdet i de aggregerte importvarene. Sammenlikning med SITC-gruppene på 1-siffernivå. Importtall fra 1974

VAREN. i MODIS IV (1974)	Navn	Anvendt import i mill.kr 1974	Lager- øking mill.kr 1974	Import i mill.kr 1974
8. Maskiner og transportmidler (eksklusive skip) (forts.)				
625	Andre elektriske apparater og materiell	205,6	26,6	232,2
635	Båter og båtreparasjoner	49,1	0,3	49,4
640	Skips- og båtmotorer m.v.	650,9	38,8	689,7
645	Jernbane- og sporvognsmateriell og reparasjoner av disse	14,7	0,1	14,8
654	Andre motorkjøretøyer, sykler og andre transport- midler, deler til motorkjøretøyer m.v. fly, flydeler og flyreparasjoner m.v.	1 634,4	-73,6	1 560,8
	SUM	9 886,1	227,9	10 114,0
	Import ifølge Utenrikshandelens SITC-gruppe 7 ..			10.803,0 mill.kr
9. Ferdigvarer				
310	Trikotasjevarer	628,3	-10,3	618,0
333	Yttertøy, skjorter, undertøy m.v.	748,7	-17,9	730,8
350	Skotøy	276,0	-40,4	235,6
375	Møbler og innredning av tre	341,3	-5,3	336,0
411	Aviser	25,0	0,0	25,0
416	Forlegging av bøker	63,4	-0,4	63,0
417	Ukeblader og andre trykksaker	102,4	0,0	102,4
546	Husholdningsartikler, håndverktøy, låser og beslag av jern og stål og møbler av metall ...	428,5	0,5	429,0
570	Rørarmatur, belysningsutstyr og andre metallvarer	654,6	2,6	657,2
681	Instrumenter, gull og sølvvarer, sportsartikler og andre industriprodukter	1 315,9	67,9	1 383,8
	SUM	4 584,1	-3,3	4 580,8
	Import ifølge Utenrikshandelens SITC-gruppe 8 ..			4 195,0
	SUM import 1-9			41 746,8
	Import ifølge Utenrikshandelens SITC-grupper 0-8 ekskl. skip			41 588,0 mill.kr
10. Andre varer				
061	Uspesifisert vareimport	36,0		
914	Import statsforvaltningen	108,0		
802	Godstransport med jernbane	5,9		
856	Teletjenester	80,7		
876	Tjenesteyting, livsforsikring og skadeforsikring	233,2		
065	Reklame og annonser, honorarer og diverse andre tjenester, import	1 186,2		
720	Varehandelsavanse	433,8		
906	Utleie av maskiner og utstyr m.v.	99,5		
073	Import av andre tjenester ikke nevnt ovenfor ...	31,0		
	SUM	2 227,0		

1b. Varer med regulerte priser

Varene i MODIS IV er aggregert til følgende varegrupper med regulerte priser:

Tabell V 1.2. Varegrupper med regulerte priser

1. Elektrisitet
2. Post- og teletjenester
3. Transporttjenester med regulerte priser
4. Øl, vin og brennevin
5. Gebyrer
6. Planteprodukter i jordbruk
7. Husdyrprodukter i jordbruk
8. Fisk

Varer med regulerte priser som ikke er tatt med i tabell V 1.2, har ingen eller svært liten innflytelse på beregningen av delindekser med kryssløpsbestemte priser i MODIS IV, dette gjelder f.eks. husleie og prisene på enkelte jordbruksvarer som melk.

Tabell V 1.3. Innholdet i de aggregerte varene med regulerte priser

VAREN. i MODIS IV (1974)	Navn
<u>1. Elektrisitet</u>	
685	Elektrisitet m.v.
<u>2. Post- og teletjenester</u>	
856	Posttjenester
861	Teletjenester
<u>3. Transporttjenester med regulerte priser</u>	
802	Godstransport med jernbane o.l.
805	Persontransport med jernbane o.l.
806	Persontransport med rutebil
807	Godstransport med rutebil
816	Persontransport med drosje
845	Lufttransport
<u>4. Øl, vin og brennevin</u>	
275	Brennevin og vin
280	Øl
<u>5. Gebyrer</u>	
697	Gebyrer, vannforsyning
828	Gebyrer, hjelpevirksomhet for landtransport
841	Gebyrer, fyr- og losvesen
850	Gebyrer, lufttransport
910	Gebyrer, offentlig administrasjon
915	Gebyrer, forsvar
920	Gebyrer, renovasjon og rengjøring
924	Gebyrer, undervisning og forskning
930	Gebyrer, helse- og veterinærtjenester
939	Gebyrer, sosial omsorg og velferdsarbeid
993	Gebyrer, diverse tjenesteyting
<u>6. Planteprodukter i jordbruk</u>	
102	Korn
111	Andre planteprodukter i jordbruk
<u>7. Husdyrprodukter i jordbruk</u>	
121	Mjølke og mjølkeprodukter fra produsent
122	Slaktedyr
129	Andre husdyrprodukter i jordbruk
<u>8. Fisk</u>	
150	Fisk m.v.

lc. Produksjonssektorer

For å beskrive utviklingen i lønnskostnader og tilknyttet produktivitet og eierinntekt er produksjonssektorene i MODIS IV aggregert til følgende sektorer:

Tabell V 1.4. Aggregerte produksjonssektorer

1. Næringsmidler
2. Fiskeoljer og -mjøl. Animalske og vegetabiliske oljer m.v.
3. Produksjon av drikkevarer og tobakk
4. Tekstil, konfeksjon og skotøy
5. Trevarer og møbler
6. Treforedling
7. Grafisk produksjon
8. Plastindustri, maling og lakk, sprengstoff m.v.
9. Elektrokjemisk industri
10. Produksjon av mineralske produkter
11. Metallproduksjon
12. Maskiner og elektriske apparater
13. Transportmidler
14. Varehandel og andre sektorer

Data for lønnsutviklingen fra kvartal til kvartal er hentet fra Norsk Arbeidsgiverforenings kvartalstatistikk for gjennomsnittlig timefortjeneste for voksne menn i industrien. Dette krever en overgangsnøkkel mellom bransjeinndelingen i den kvartalsvise lønnsstatistikken og produksjonssektorene i MODIS IV. Overgangsnøgkelen er etablert ved at innholdet i hver bransje i lønnsstatistikken er angitt ved 5-sifrede koder i Standard for næringsgruppering.¹⁾ Fra dette kan en ved hjelp av nasjonalregnskapets, og til dels Industristatistikkens sysselsettingstall, lage vektorer som gir overgangen fra lønnsstatistikken bransjer til produksjonssektorene i MODIS IV. Disse vektene er angitt i tabell V 1.5.

Tabell V 1.5. Innholdet i de aggregerte produksjonssektorene. Overgangsnøkler fra lønnsstatistikken industribransjer til produksjonssektorene i MODIS IV basert på sysselsettingen i 1971. Nasjonalregnskap og Industristatistikk

Produksjon- sektor nr. i MODIS IV (1974)	MODIS-sektorer og bransjer i lønnsstatistikken	Lønnstaker- årsverk (1971)	Vektor
	<u>1. Næringsmidler</u>		
201	Slakting og annen produksjon av kjøttvarer og kjøtthermetikk	8 700	
215	Konservering av frukt og grønnsaker ...	1 200	
220	Produksjon av fiskevarer	10 300	
225	Produksjon av fiskehermetikk	3 600	
245	Produksjon av margarin	500	
250	Produksjon av kornvarer	1 500	
255	Produksjon av bakervarer	6 300	
260	Produksjon av sjokolade og sukkervarer	2 800	
265	Produksjon av næringsmidler ellers	2 000	
	Sum	<u>36 900</u>	
	Bransjer:		
	Konservesfabrikker		0.034
	Hermetikkfabrikker		0.103
	Møller og fôrblenderier		0.043
	Sjokolade og dropsfabrikker		0.080
	Margarinfabrikker		0.014
	Filet- og fryseribedrifter		0.295
	Slakterier, pølsemakerier		0.249
	Bakerier og konditorier		0.181

1) Denne spesifikasjonen er laget av førstekonsulent Turid Sletten, 3ktr.

Tabell V 1.5 (forts.). Innholdet i de aggregerte produksjonssektorene. Overgangsnøkler fra lønnsstatistikkens industribransjer til produksjonssektorene i MODIS IV basert på sysselsettingen i 1971. Nasjonalregnskap og Industristatistikk

Produksjon- sektor nr. i MODIS IV (1974)	MODIS-sektorer og bransjer i lønnsstatistikken	Lønnstaker- årsverk (1971)	Vekter
<u>2. Fiskeoljer og -mjøl. Animalske og vegetabiliske oljer m.v.</u>			
230	Produksjon av fiskeoljer og fiskemjøl	2 700	
235	Produksjon av vegetabiliske oljer	300	
240	Raffinering og herding av animalske oljer	1 000	
270	Produksjon av dyrefôr	900	
	Sum	<u>4 900</u>	
Bransjer:			
	Sildoljefabrikker		0.551
	Oljemøller, fettraffinering tranindustri		0.449
<u>3. Produksjon av drikkevarer og tobakk</u>			
275	Produksjon av brennevin og vin	400	
280	Brygging av øl	3 300	
285	Produksjon av mineralvann	1 200	
290	Produksjon av tobakksvarer	1 500	
	Sum	<u>7 400</u>	
Bransjer:			
	Bryggerier og mineralvannfabrikker ...		0.797
	Tobakksfabrikker		0.203
<u>4. Tekstil, konfeksjon og skotøy</u>			
295	Produksjon av garn	2 200	
300	Produksjon av vevnader, bånd og elastikk	5 000	
305	Søm av tekstilvarer, unntatt klær	2 200	
310	Produksjon av trikotasjevarer	4 000	
321	Produksjon av tauverk, golvtøpper og tekstilvarer ellers	3 100	
333	Produksjon av yttertøy, skjorter, undertøy m.m.	12 200	
346	Produksjon av hodeplagg, lær og lær- og skinnvarer og klær av lær, skinn og pelskinn	2 800	
350	Produksjon av skotøy	<u>2 800</u>	
	Sum	<u>34 300</u>	
Bransjer:			
	Tekstilfabrikker		0.481
	Skofabriker		0.082
	Konfeksjonsfabrikker		0.356
	Garverier og lærfabrikker		0.029
	Lærvare- og sportsart.fabrikker		0.053
<u>5. Trevarer og møbler</u>			
355	Saging og høvling	8 700	
360	Produksjon av sponplater	1 200	
365	Produksjon av monteringsferdige trehus .	3 700	
370	Produksjon av bygningsart. og andre trevarer	7 000	
375	Produksjon av møbler og innredninger av tre	<u>10 500</u>	
	Sum	<u>31 100</u>	

Tabell V 1.5 (forts.). Innholdet i de aggregerte produksjonssektorene. Overgangsnøkler fra lønnsstatistikkens industribransjer til produksjonssektorene i MODIS IV basert på sysselsettingen i 1971. Nasjonalregnskap og Industristatistikk

Produksjon- sektor nr. i MODIS IV (1974)	MODIS-sektorer og bransjer i lønnsstatistikken	Lønnstaker- årsverk (1971)	Vekter
	Bransjer:		
	Trelastbruk		0.286
	Trevarefabr. og snekkerier		0.187
	Møbel- og annen treindustri		0.370
	Sponplatefabrikker		0.038
	Trehusfabrikker		0.119
	<u>6. Treforedling</u>		
380	Produksjon av tremasse	2 800	
385	Produksjon av cellulose	3 600	
390	Produksjon av papir og papp	9 700	
395	Produksjon av trefiberplater	1 200	
400	Produksjon av emballasje og andre papir- og pappvarer	5 700	
	Sum	<u>23 000</u>	
	Bransjer:		
	Wallboardfabrikker		0.052
	Papirindustri		0.700
	Konvolutt-, pose- og papirv.fabr.		0.078
	Eskefabrikker		0.170
	<u>7. Grafisk produksjon</u>		
405	Grafisk produksjon	11 200	
410	Forlegging av aviser	18 400	
415	Annen forlagsvirksomhet	2 800	
	Sum	<u>32 400</u>	
	Bransjer:		
	Klisjé- og dyptrykkbedrifter		0.111
	Bokbinderier		0.111
	Avistrykkerier		0.333
	Boktrykkerier samt avistrykkerier utenfor Oslo		0.333
	Litotrykkerier		0.111
	<u>8. Plastindustri, maling og lakk, sprengstoff m.v.</u>		
161	Raffinering av jordolje	400 ¹⁾	
430	Produksjon av basisplast og kunstfibre	2 000	
435	Produksjon av maling og lakk	2 300	
446	Produksjon av farmasøytiske preparater, vaskemidler og toalettpreparater	2 800	
450	Produksjon av sprengstoff og ammunisjon	2 000	
455	Annen prod. av kjemisk-tekniske produkter	1 300	
465	Produksjon av jordolje- og kullprodukter	1 500	
470	Produksjon og reparasjon av gummi- produkter	3 900	
475	Produksjon av plastvarer	3 900	
486	Produksjon av keramikk, glass og glass- varer	3 700	
	Sum	<u>25 800</u>	

1) Sysselsettingen i 1972.

Tabell V 1.5 (forts.). Innholdet i de aggregerte produksjonssektorene. Overgangsnøkler fra lønnsstatistikkens industribransjer til produksjonssektorene i MODIS IV basert på sysselsettingen i 1971. Nasjonalregnskap og Industristatistikk

Produksjon- sektor nr. i MODIS IV (1974)	MODIS-sektorer og bransjer i lønnsstatistikken	Lønnstaker- årsverk (1971)	Vekter
	Bransjer:		
	Gummivarefabrikker		0.151
	Sprengstoffindustri		0.078
	Maling og lakkindustri		0.089
	Plastindustri		0.229
	Oljemøller, fettstoff, tranindustri		0.310
	Glassverk		0.027
	Fajanse-, porselens- og keramikk- industri		0.116
	<u>9. Elektrokjemisk industri</u>		
420	Produksjon av kjemiske grunnstoffer og forbindelser, unntatt kunstgjødsele ...	3 400	
425	Produksjon av kunstgjødsele og plante- vermidler	3 400	
525	Produksjon av aluminium	7 300	
530	Prod. av andre ikke-jernholdige metaller	4 000	
535	Valsing og støping av ikke-jernholdige metaller	2 000	
	Sum	<u>20 100</u>	
	Bransjer:		
	Elektrokjemisk industri		1.000
	<u>10. Produksjon av mineralske produkter</u>		
176	Annen bergverksdrift	3 100	
495	Produksjon av sement og kalk	1 400	
501	Produksjon av teglvarer, betong og betongvarer	5 200	
505	Steinbearbeiding og annen produksjon av jord- og steinvarer	2 100	
	Sum	<u>11 800</u>	
	Bransjer:		
	Teglverk		0.059
	Kjemisk industri		0.339
	Betongvarefabrikker		0.254
	Mineralindustri		0.195
	Steinindustri		0.153
	<u>11. Metallproduksjon</u>		
510	Produksjon av jern og stål	6 000	
515	Produksjon av ferrolegeringer	4 500	
520	Støping av jern og stål	4 900	
546	Produksjon av husholdningsartikler, håndverktøy, låser og låslag og møbler av metall	6 400	
566	Prod. av metallemballasje, metallduk, -tråd, spiker og skruer	4 400	
570	Produksjon av andre metallvarer	8 300	
	Sum	<u>34 500</u>	
	Bransjer:		
	Metallvarefabrikker		0.858
	Støperier		0.142

Tabell V 1.5 (forts.). Innholdet i de aggregerte produksjonssektorene. Overgangsnøkler fra lønnsstatistikkens industribransjer til produksjonssektorene i MODIS IV basert på sysselsettingen i 1971. Nasjonalregnskap og Industristatistikk

Produksjon- sektor nr. i MODIS IV (1974)	MODIS-sektorer og bransjer i lønnsstatistikken	Lønnstaker- årsverk (1971)	Vekter
<u>12. Maskiner og elektriske apparater</u>			
555	Produksjon av metallkonstruksjoner	7 700	
575	Produksjon av kraftmaskiner, motorer og jordbruksmaskiner	3 200	
580	Produksjon av industri- og bergverks- maskiner, bygge- og anleggsmaskiner ..	3 800	
582	Prod. av oljerigger. Prod. og reparasjon av boreskip, boreplatt- former, produksjonsplattformer og deler til disse	-	
591	Prod. av kontor- og husholdningsmaskiner	2 100	
595	Reparasjon av maskiner, oljerigger o.l.	4 100	
600	Produksjon av andre maskiner	8 900	
605	Produksjon av el.motorer og materiell for el.produksjon	5 300	
610	Prod. av signal-, radio og annet tele- materiell	8 300	
615	Produksjon av elektriske husholdnings- apparater	1 700	
620	Prod. av elektrisk kabel og ledning	2 300	
625	Annen produksjon av elektriske apparater og materiell	2 500	
	Sum	49 900	
Bransjer:			
	Radiofabrikker		0.166
	Mekaniske verksteder		0.446
	Elektroteknisk ind. ekskl. radio- fabrikker		0.388
<u>13. Transportmidler m.v.</u>			
630	Bygging av skip	30 100	
635	Bygging av båter	3 400	
640	Produksjon av skips-, båtmotorer og spesialdeler	5 600	
645	Produksjon og reparasjon av jernbane- og sporvognsmateriell	3 500	
651	Prod. av motorkjøretøyer, motorsykler, sykler og transportmidler ellers, produksjon av fly	4 700	
681	Prod. av instrumenter, gull- og sølv- varer, sportsartikler og andre industriprodukter	5 000	
	Sum	52 300	
Bransjer:			
	Karosseribedrifter		0.1568
	Skipsbyggerier		0.7476
	Gullsmedbedrifter		0.0956
<u>14. Varehandel og andre sektorer¹⁾</u>			
Omfatter de øvrige produksjonssektorene i MODIS IV			

1) Fastlegging av den kvartalsvise lønnsutviklingen for disse sektorene er nærmere omtalt i avsnitt 5e.

Id. Todeling av varene i den brukte versjon av MODIS IV: Varer med kostnadsbestemte hjemmepriser og varer med eksogene hjemmepriser

Den versjon av MODIS IV som er lagt til grunn for virkningstabellen i vedlegg 2 er mer kostnadsorientert enn den versjon av prismodellen som Finansdepartementet bruker. I varelista nedenfor har vi angitt de varer som har eksogene hjemmepriser også i vår kostnadsorienterte modellversjon. Alle andre varer i modellversjonen, se [7], har kostnadsbestemte hjemmepriser.

Tabell V 1.6. Varer med eksogene hjemmepriser i den versjon av prismodellen som er lagt til grunn for beregning av virkningstabellen i vedlegg 2

Varer som ikke kan henføres til en enkelt hovedleverandør

Korn
 Andre planteprodukter i jordbruk
 Mjølk og mjølkeprodukter fra produsent
 Slaktedyr
 Andre husdyrprodukter i jordbruk
 Kjøreinntekter og tjenester i tilknytting til jordbruk
 Fisk m.v.

Mjølk, fløte m.v.
 Ost
 Smør

Brennevin og vin
 Øl
 Elektrisitet
 Godstransport med jernbane o.l.
 Persontransport med jernbane o.l.
 Persontransport med rutebil
 Godstransport med rutebil
 Persontransport med drosje m.v.
 Lufttransport
 Posttjenester
 Teletjenester
 Boligtjenester

Jordolje
 Naturgass
 Boring etter olje og gass
 Olje- og gasstransport med rør
 Gods- og persontransport i utenriksfart

Varer levert fra produksjonssektorer for stats-, trygde- og kommunalforvaltningen, gebyrene.

V e d l e g g 2. Virkningstabell

For hver aggregert eksogen variabel i vedlegg 1 har vi undersøkt hvorledes 1 poengs partiell øking i disse variablene slår ut i prisindeksene til de 23 konsumsektorene med kryssløpsbestemte priser. (Alle variable er indekser lik 100 i utgangspunktet). Virkningstallene gir utslagene i kjøperverdier, og er ikke korrigert med utgangspunkt i kravet om at summen av dem skal være lik 1 minus den andel de direkte mengdeavgiftene inklusive merverdiavgift utgjør av kjøperverdiene (pluss for mengdesubsidier). Jfr. avsnitt 5f. Korreksjonsfaktorene er gitt i nederste linje i tabell V 2.0. Noen av korreksjonsfaktorene har blitt unødvendig store for enkelte delindekser trolig på grunn av en tabbe ved beregning av partielle endringer i bruttoeierinntekten. Endringen ble gitt summarisk som 1 prosents øking i bruttoeierinntekt pr. produsert enhet. Noen sektorer har imidlertid negativ bruttoeierinntekt i modellens basisår, for disse skulle en ha gitt 1 prosents reduksjon for å få fram den ønskede virkning. (Beklager!) Linjene i tabell V 2.0 som gir virkningene av en øking i importprisene er delt i to; øverst står virkningstallene for direkte import · importandeler · underst står virkningstallene for indirekte import.

Tabell V 2.0. Virkninger på prisindeksene til konsumsektorer med kryssløpsbestemte priser (kjøpverdi) av 1 prosents øking i lønn og bruttoeierinntekt m.v. pr. produsert enhet, importpriser og regulerte priser. MODIS IV (1974)

Øking på 1 prosent i:	Virkninger på prisindeksene, utslag i prosent									
	Mjøl og gryn m.v.	Bakervarer	Kjøtt- og fiskehermetikk	Margarin, spiseoljer m.v.	Tørket frukt, friske bær, konserver	Sjokolade, drops o.l.	Selters, brus o.l.	Tobakk	Bekledningsartikler	Tøyer og garn
	01	02	05	09	12	14	16	19	20	21
LØNNSKOSTNADER OG BRUTTOEIERINNTÉKT M.V.										
1. Næringsmidler	0.338	0.417	0.244	0.097	0.113	0.190	0.012	-	-	-
2. Fiskeoljer og -mjøl. Animalske og vegetabiske oljer m.v.	-	-	-	0.220	-	-	-	-	-	-
3. Prod. av drikkevarer og tobakk	-	-	-	-	-	-	0.262	0.035	-	-
4. Tekstil, konfeksjon og skotøy	-	-	-	-	-	-	-	-	0.184	0.147
5. Trevarer og møbler	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
6. Treforedling	0.011	0.014	0.023	0.020	0.017	0.017	0.023	0.011	-	-
7. Grafisk produksjon	0.007	0.012	0.007	0.011	0.006	0.008	0.011	0.006	-	-
8. Plastindustri, maling og lakk, sprengstoff m.v.	-	-	0.008	0.008	0.006	0.007	0.008	-	-	-
9. Elektrokjemisk industri	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
10. Prod. av mineralske produkter	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
11. Metallproduksjon	-	-	0.006	-	0.006	-	-	-	-	0.013
12. Maskiner og el. apparater	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
13. Transportmidler	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Sum industri	<u>0.356</u>	<u>0.443</u>	<u>0.288</u>	<u>0.356</u>	<u>0.148</u>	<u>0.222</u>	<u>0.316</u>	<u>0.052</u>	<u>0.184</u>	<u>0.160</u>
14. Varehandel og andre sektorer	<u>0.136</u>	<u>0.166</u>	<u>0.200</u>	<u>0.303</u>	<u>0.270</u>	<u>0.153</u>	<u>0.236</u>	<u>0.167</u>	<u>0.202</u>	<u>0.222</u>
Sum lønnskostnader og bruttoeierinntekt m.v.	<u>0.492</u>	<u>0.609</u>	<u>0.488</u>	<u>0.659</u>	<u>0.418</u>	<u>0.375</u>	<u>0.552</u>	<u>0.219</u>	<u>0.386</u>	<u>0.382</u>
IMPORT, DIREKTE/INDIREKTE										
1. Matvarer	0.099 0.226	0.049 0.119	0.040 0.037	0.027 0.114	0.156 0.102	0.126 0.087	- 0.117	- 0.050 0.019	-	- 0.009
2. Drikkevarer og tobakk	-	-	-	-	-	-	-	0.050 0.019	-	-
3. Råvarer	- 0.016	- 0.010	- 0.014	- 0.298	- 0.034	- 0.045	- 0.015	- 0.095	-	- 0.006
4. Brennstoffer m.v.	- 0.008	- 0.014	- 0.017	- 0.023	- 0.012	- 0.010	- 0.019	- 0.008	- 0.010	- 0.012
5. Dyr- og plantefett m.v.	- 0.023	- 0.009	- 0.061	-	-	-	-	-	-	-
6. Kjemikalier	-	- 0.006	- 0.007	- 0.016	- 0.009	- 0.011	- 0.014	-	- 0.009	- 0.022
7. Bearbeidde varer	- 0.019	- 0.022	- 0.038	- 0.033	- 0.028	- 0.028	- 0.037	- 0.017	- 0.097	- 0.154
8. Maskiner og transportmidler	- 0.006	- 0.006	- 0.008	- 0.010	- 0.006	- 0.008	- 0.009	-	-	- 0.006

Skotøy og sko- rep.	Møb- ler, gulv- tepper m.v.	El. hus- hold- nings- appa- rater, kjøk- ken- red- skap, glass m.v.	Div. hus- hold- nings- artik- ler og tjen- ester	Andre utg. til drift og ved- like- hold av egne trans- port- midler	TV- og radio- mot- takere	Sports- ut- styr, leke- tøy, gram- mofon- plater m.v. blom- ster	Bøker og avi- ser	Uke- blad og tids- skrift. Skrive- mate- riell	Kosme- tiske prepa- rater	Hår- pleie, skjønn- hets- pleie, toa- lett- såpe og andre toa- lett- artik- ler	Reise- effek- ter, smyk- ker, ur og andre varer	Res- tau- ran- ter, hotel- ler, sel- skaps- reiser o.l.
22	26	27	28	33	36	37	39	40	42	43	44	45
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.036
0.098	0.034	-	-	-	-	0.013	-	-	-	0.016	0.042	-
-	0.135	-	0.007	-	-	-	-	-	-	-	-	-
0.006	0.010	-	0.028	-	-	-	0.038	0.075	0.021	0.047	0.008	-
-	0.008	-	0.007	-	0.008	0.006	0.494	0.339	0.012	-	-	-
0.036	0.018	0.061	0.082	0.055	-	0.032	-	-	0.198	0.044	-	0.007
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
-	0.035	0.033	0.006	-	-	0.007	-	-	-	-	0.019	-
-	-	0.079	0.049	-	0.220	-	-	-	-	0.009	0.022	-
-	0.030	-	0.007	0.023	-	0.095	-	0.007	-	0.014	0.087	-
0.140	0.270	0.173	0.186	0.078	0.228	0.153	0.532	0.421	0.231	0.130	0.178	0.007
0.224	0.221	0.169	0.351	0.531	0.238	0.218	0.195	0.165	0.369	0.526	0.026	0.574
0.364	0.491	0.342	0.537	0.609	0.466	0.371	0.727	0.586	0.600	0.656	0.204	0.581

-	-	-	-	-	-	0.023 0.008	-	-	-	0.010	-	0.037
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.015
0.006	0.013	0.009	0.008	0.009	-	0.009	0.016	0.025	0.010	0.012	0.014	-
0.011	0.012	0.010	0.015	0.008	0.010	0.009	0.013	0.013	0.013	0.013	-	0.016
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
0.011	0.021	0.030	0.108	0.018	-	0.009	-	0.007	0.164	0.024	-	-
0.063	0.135	0.061	0.067	0.016	-	0.031	0.013	0.018	0.207	0.048	0.014	-
0.099	0.120	0.074	0.017	0.099	-	0.039	-	0.022	-	0.052	0.112	-
-	-	0.268	0.032	0.056	0.016	0.049	0.035	0.041	0.033	0.054	0.070	0.021
-	-	0.006	0.062	0.0241	0.057	-	-	-	-	0.012	0.027	-
-	0.006	0.089	0.014	0.096	0.216	0.029	0.007	0.006	0.008	0.012	0.010	-

Tabell V 2.0 (forts.). Virkninger på prisindeksene til konsumsektorer med kryssløpsbestemte priser (kjøperverdi) av 1 prosent øking i lønn og bruttoeierinntekt m.v. pr. produsert enhet, importpriser og regulerte priser. MODIS IV (1974)

Øking på 1 prosent i:	Virkninger på prisindeksene, utslag i prosent									
	Mjøl og gryn m.v.	Baker- gryn varer	Kjøtt- og fiske- herme- tikk	Marga- rin, spise- oljer m.v.	Tørket frukt, friske bær, kon- server	Sjoko- lade, drops o.l.	Sel- ters, brus o.l.	Tobakk	Bek- led- nings- artik- ler	Tøyer og garn
	01	02	05	09	12	14	16	19	20	21
IMPORT, DIREKTE/INDIREKTE (forts.)										
9. Ferdigvarer									0.282	0.058
									0.097	0.023
10. Andre varer	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	0.011	0.012	0.014	0.021	0.014	0.013	0.019	0.012	0.013	0.014
Sum import	0.099	0.049	0.040	0.027	0.163	0.132	-	0.050	0.308	0.307
	0.309	0.198	0.135	0.576	0.205	0.202	0.230	0.151	0.226	0.246
Sum import i alt	0.408	0.247	0.175	0.603	0.368	0.334	0.230	0.201	0.534	0.553
REGULERTE PRISER										
1. Elektrisitet	0.007	0.013	0.007	0.010		0.007	0.009			
2. Post- og teletjenester	0.011	0.012	0.013	0.020	0.013	0.014	0.019	0.013	0.011	0.012
3. Transporttjenester med regulerte priser	0.013	0.014	0.015	0.023	0.014	0.017	0.022	0.014	0.012	0.013
4. Øl, vin og brennevin										
5. Gebyrer									-	
6. Planteprodukter i jordbruk	0.209	0.046			0.159					
7. Husdyrprodukter i jordbruk		0.008	0.257	-						0.011
8. Fisk	0.013	-	0.074	0.033	-	-	-	-	-	-
Sum 1-5	0.031	0.039	0.035	0.053	0.027	0.038	0.050	0.027	0.023	0.025
Sum 6-8	0.222	0.054	0.331	0.033	0.159	-	-	-	-	0.011
Sum regulerte i alt	0.253	0.093	0.366	0.086	0.186	0.038	0.050	0.027	0.023	0.036
Sum virkningstall, ukorrigert	1.153	0.949	1.029	1.348	0.972	0.747	0.832	0.447	0.943	0.971
Mengdeavgifter og subsidier inkl. merverdiavgift som andeler av kjøperverdien, jfr. tabell 5.9	0.098	-	-	0.385	-	-0.210	-0.115	-0.513	-	-
Korreksjonsfaktor	0.953	1.054	0.972	1.027	1.029	1.057	1.064	1.090	1.060	1.030

Skotøy og sko- rep.	Møb- ler, gulv- tepper m.v.	El. hus- hold- appa- rater, kjøk- red- skap, glass m.v.	Div. hus- hold- nings- artik- ler og tjen- ester	Andre utg. til drift og ved- like- hold av egne trans- port- midler	TV- og radio- mot- takere	Sports- ut- styr, leke- tøy, gram- mofon- plater m.v. blom- ster	Bøker og avi- ser	Uke- blad og tids- skrift. Skrive- mate- riell	Kosme- tiske prepa- rater	Hår- pleie, skjønn- hets- pleie, toa- lett- såpe og andre toa- lett- artik- ler	Reise- effek- ter, smyk- ker, ur og andre varer	Res- tau- ran- ter, hotel- ler, sel- skaps- reiser o.l.
22	26	27	28	33	36	37	39	40	42	43	44	45
0.249	0.108	0.032	0.020	-	-	0.147	0.067	0.167	-	0.031	0.205	-
0.083	0.046	0.019	0.009	-	0.008	0.048	0.018	0.042	-	0.016	0.075	-
-	-	-	0.028	-	-	-	-	-	-	-	0.228	-
0.014	0.016	0.011	0.010	0.012	0.014	0.011	0.021	0.016	0.019	0.009	-	0.006
0.312	0.243	0.361	0.173	0.179	0.241	0.275	0.067	0.196	0.164	0.119	0.572	-
0.224	0.234	0.242	0.155	0.197	0.264	0.194	0.123	0.161	0.300	0.164	0.183	0.095
0.536	0.477	0.603	0.328	0.376	0.505	0.469	0.190	0.357	0.464	0.283	0.755	0.095
-	-	-	-	-	-	-	0.009	0.009	0.006	0.007	-	0.016
0.012	0.015	0.010	0.018	0.014	0.012	0.010	0.023	0.018	0.020	0.011	-	0.013
0.013	0.016	0.011	0.014	0.008	0.013	0.010	0.030	0.021	0.025	0.012	-	0.012
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.032
-	0.007	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
-	-	-	-	-	-	0.127	-	-	-	-	-	0.013
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.007	0.049
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.010
0.025	0.038	0.021	0.032	0.022	0.025	0.020	0.062	0.048	0.051	0.030	-	0.073
-	-	-	-	-	-	0.127	-	-	-	-	0.007	0.072
0.025	0.038	0.021	0.032	0.022	0.025	0.147	0.062	0.048	0.051	0.030	0.007	0.145
0.925	1.006	0.966	0.897	1.007	0.996	0.987	0.979	0.991	1.115	0.969	0.966	0.821
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.001
1.081	0.994	1.035	1.115	0.993	1.004	1.013	1.022	1.009	0.897	1.032	1.035	1.203



V e d l e g g 3. Tallfesting av prisstoppvariablen

Ut fra avsnittene i Økonomisk Utsyn, [32], for årene 1970 til 1975 om prispolitikk og prisreguleringer, har vi kommet fram til følgende verdier på prisstoppvariablen K_t :

Tabell V 3.0. Anslåtte verdier på prisstoppvariablen K_t i perioden 1970-1975

År	Kvartaler			
	I	II	III	IV
1970	-0.68	-0.68	0.44	1.00
1971	1.00	1.00	-0.68	-0.67
1972	-0.67	-0.67	0.26	1.00
1973	-0.67	-0.67	-0.67	-0.67
1974	0.25	0.45	0.40	0.30
1975	0.20	0.10	-0.67	1.00

Vi har kommet fram til disse tallene ved først å danne oss et bilde av hvor omfattende pris- og avansestoppene har vært; f.eks. når tiltakene har blitt trappet ned og hvor mange unntak det har vært osv. Tiltak som bare har vært virksomme i deler av kvartaler, er fordelt på kvartalene etter hvor store deler av hvert kvartal som har vært belagt med prisstopptiltak.

Maksimumsverdien til K_t er satt lik 1, den gjelder for kvartaler som i sin helhet har vært belagt med full prisstopp. Summen av K_t over observasjonsperioden er normert til null. Det innebærer at for kvartaler som i sin helhet har vært fri for prisstopp er $K_t = -0.67$ (-0.68). Forsøk med en kvantifisering av prisstoppvariablen der vi antok at perioder like etter opphevelsen av prisstopp hadde spesielt store negative verdier (øyeblikkelig kompensasjon) ga ikke gode resultater.

LITTERATURLISTE

- [1] Arrow, Kenneth (1959): Toward a Theory of Price Adjustment, pp. 41-51 in Abramovitz et al. The Allocation of Economic Resources. Essays in honour of Bernard Francis Haley. Stanford
- [2] Aukrust, Odd (1970): PRIM A Modell of the Price and Income Distribution Mechanism of an Open Economy. Artikler nr. 35 Statistisk Sentralbyrå. Oslo
- [3] Aukrust, Odd (1973): Wage-price Interdependence in Open Economics. Arbeidsnotater fra Statistisk Sentralbyrå IO 73/21. Oslo
- [4] Bjørn, Erik (1975): Investeringsanalyse på grunnlag av norske kvartalsdata - noen resultater for årene 1962-1970. Arbeidsnotater fra Statistisk Sentralbyrå IO 75/40. Oslo
- [5] Bjerkholt, Olav og Svein Longva (1974): The Integration of Fiscal Budgeting and Income Policy in MODIS IV. Arbeidsnotater fra Statistisk Sentralbyrå IO 74/18. Oslo
- [6] Bjerkholt, Olav, Anne Hustveit og Paal Sand (1975): MODIS IV. Dokumentasjonsnotat nr. 1. Behandling av eksogene variable og bruk av alternativer. Arbeidsnotater fra Statistisk Sentralbyrå IO 74/32. Oslo
- [7] Bjerkholt, Olav, Nils Terje Furunes og Svein Longva (1974): MODIS IV. Dokumentasjonsnotat nr. 4. Variabelspesifikasjon og lister. Arbeidsnotater fra Statistisk Sentralbyrå IO 74/42. Oslo
- [8] Bjerkholt, Olav (1975): MODIS som et verktøy i makro-økonomisk planlegging, pp. 127-151 i [34]
- [9] Brenna, Svein (1973): Revisjon av indeksene for utenrikshandelen. Artikler nr. 57 fra Statistisk Sentralbyrå. Oslo
- [10] McCallum B.T. (1976): Rational Expectations and the Estimation of Econometric Models: An alternative Procedure. International Economic Review. Vol. 17, pp. 484-490
- [11] Eckstein, Otto og David Wyss (1971): Industry Price Equations, pp. 133-155 i Eckstein (ed.): The Econometrics of Price Determination. Washington D.C.
- [12] Fromm, Gary og George R. Shink (1973): Aggregation and Econometric Models. International Economic Review. Volume 14 pp. 1-32
- [13] Frost, Petter A. (1975): Some properties of the Almon Lag Technique when One Searches for Degree of Polynomial and Lag. Journal of the American Statistical Association. Volume 70, pp. 606-612
- [14] Furunes, Nils Terje (1975): Realøkonomiske hovedtrekk ved MODIS IV representert i en enkel Keynesmodell, pp. 152-164, i [34]
- [15] Goldberger, Arthur S. (1962): Best Linear Unbiased Prediction in the Generalized Linear Regression Model. Journal of the American Statistical Association. Vol. 57 pp. 369-375
- [16] Green, George R., Maurice Liebenberg og Albert A. Hirsch (1972): Short- and Long-Term Simulations with the OBE Econometric Model, pp. 25-138 Hickman (ed.). Econometric Models of Cyclical Behaviour. Vol. I Columbia University Press. N.Y.
- [17] Hadley, G. (1965): Linear Algebra. Addison-Wesley. London
- [18] Henningsen, Inger og Paal Sand (1976): Virkningstabeller for 1974. Arbeidsnotater fra Statistisk Sentralbyrå IO 76/19. Oslo
- [19] Johansen, Leif (1974): A Multi-Sectoral Study of Economic Growth. Sec. enl. ed. North-Holland Publishing Company. Amsterdam
- [20] Kendall, Maurice (1976): Time-Series Sec.ed. Charles Griffin and Comp. Ltd. London
- [21] Klein, Lawrence R. (1974): A Textbook of Econometrics Sec.ed. Prentice-Hall Inc, Englewood Cliffs. N.J.
- [22] Lesteberg, Halvard og Kjell Wettergreen (1975): Konjunkturbølger i Vest-Europas Industriproduksjon 1955-1975, pp. 272-288 i [34]
- [23] Longva, Svein og Sigurd Tveitereid (1975): Dokumentasjonsnotat nr. 11. Prismodellen. Arbeidsnotater fra Statistisk Sentralbyrå IO 75/18. Oslo
- [24] Lorentsen, Lorents og Tor Skoglund (1976): MSG-3 En modell for analyse av den langsiktige økonomiske utvikling. Artikler fra Statistisk Sentralbyrå, nr. 83. Oslo

LITTERATURLISTE (forts.)

- [25] Lucas, Robert E. (1973): Econometric Policy Evaluation. A Critique. Upublisert arbeidsnotat
- [26] Malinvaud, E. (1968): Statistical Methods of Econometrics. North-Holland Publishing Company. Amsterdam
- [27] Muth, John F. (1961): Rational Expectations and the Theory of Price Movements. Econometrica Vol. 29, pp. 315-335
- [28] Nelson, Charles R. (1975): Rational Expectations and the Estimation of Econometric Models. International Economic Review Vol. 16, pp. 555-561
- [29] Nordhaus, William D. (1971): Recent Developments in Price Dynamics, pp. 16-49 i Eckstein (ed.): The Econometrics of Price Determination. Washington D.C.
- [30] Norges offisielle statistikk (1974): Utenrikshandel 1974 Hefte II. Statistisk Sentralbyrå. Oslo
- [31] Ringstad, Vidar (1974): Prisutvikling og prisatferd i 1960-årene. Samfunnsøkonomiske studier nr. 23. Statistisk Sentralbyrå. Oslo
- [32] Statistisk Sentralbyrå (1970-1975): Økonomisk Utsyn, flere årganger. Oslo
- [33] Statistisk Sentralbyrå (1975): Konsumprisindeksens representantvarer. Gruppering etter leveringssektor og art. Statistisk Sentralbyrås håndbøker nr. 32. Oslo
- [34] Statistisk Sentralbyrå (1975): Nasjonalregnskap, modeller og analyse. En artikkelsamling til Odd Aukrusts 60-årsdag. Samfunnsøkonomiske Studier nr. 26. Oslo
- [35] Tveitereid, Sigurd (1975): Forutsetninger om kostnadsoverveltning ved prisprognoser, pp. 184-191 i [34].