

RAPPORTER

92/28

**ESTIMERING AV DYNAMISKE
UTGIFTSSYSTEMER MED
FEILJUSTERINGSMEKANISMER**

AV
TERJE SKJERPEN OG ANDERS RYGH SWENSEN

STATISTISK SENTRALBYRÅ
CENTRAL BUREAU OF STATISTICS OF NORWAY

Akademika
- avdeling for offentlige publikasjoner
Møllergt. 17
Postboks 8134 Dep
0033 Oslo

Tlf.: (02) 11 67 70
Telefax: (02) 42 05 51

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 92/28

**ESTIMERING AV DYNAMISKE UTGIFTSSYSTEMER
MED FEILJUSTERINGSMEKANISMER**

AV

TERJE SKJERPEN OG ANDERS RYGH SWENSEN

STATISTISK SENTRALBYRÅ
OSLO - KONGSVINGER 1992

ISBN 82-537-3792-0
ISSN 0332-8422

EMNEGRUPPE
59 Andre samfunnsøkonomiske emner

EMNEORD
Konsumutgiftssystemet
AIDS

Omslaget er trykt ved Aasens Trykkerier A.S

Publikasjonen er trykt i Statistisk sentralbyrå

FORORD

I de senere år har det vært arbeidet en del med den dynamiske utformingen til strukturelle relasjoner i SSBs makroøkonomiske modeller MODAG og KVARTS. Flere av disse enkeltrelasjonene er estimert ved bruk av feiljusteringsmodeller, som er karakterisert ved en eksplisitt dekomponering i ledd som tar vare på henholdsvis langtids- og korttidseffekter. Denne rapporten viser hvordan denne type dekomponering kan videreføres til ligningssystemer der venstresidevariablene oppfyller en oppsummeringsbetingelse. Metoden er illustrert ved empiriske eksempler på årsdata der en ser på konsumutgiftssystemer med to og tre konsumkategorier. Langtidsløsningen er basert på en parametrisering som faller sammen med den statiske AIDS-modellen. Den statiske AIDS-modellen tilhører klassen av fleksible funksjonsformer. Modellen kan oppfattes som en førsteordens tilnærming til en generell sammenheng mellom budsjettandeler og logaritmen til inntekt og priser.

To hovedkonklusjoner kan trekkes fra den empiriske analysen. De statiske modellvariantene blir klart forkastet mot de mer generelle dynamiske spesifikasjonene. For mange av de generelle dynamiske spesifikasjonene blir imidlertid langtidsløsningene lite realistiske og vanskelige å forene med økonomisk teori.

Statistisk sentralbyrå, Oslo, 9. november 1992

Svein Longva

INNHold

1. Innledning	7
2. Modell og data	8
2.1 Den teoretiske AIDS-modellen	8
2.2 Data	15
3. Estimering med to varegrupper	18
3.1. Tilpasning av generell modell i de tre tilfellene med to varegrupper	18
3.2. Test av dynamisk struktur	23
3.3. Testing av strukturelle restriksjoner	26
3.4. Parameterestimater	30
4. Estimering med tre varegrupper	35
4.1. Tilpasning av generelle modeller i to tilfeller med tre varegrupper	35
4.2. Test av dynamisk struktur	41
4.3. Testing av strukturelle restriksjoner	44
4.4. Vurdering av parameteranslag	50
5. Sammenfatning og avsluttende merknader	55
Referanser	58

1. Innledning¹

Den statiske AIDS-modellen ble introdusert av Deaton og Muellbauer (1980a). En av fordelene ved denne modellen er at den er enkel å anvende til å teste homogenitets- og symmetrirestriksjoner som må være oppfylt for at etterspørselsfunksjonene skal være forenlig med nyttemaksimering. Det viser seg at både homogenitets- og symmetrirestriksjonen kan testes ved hjelp av lineære parametriske restriksjoner. I likhet med mange andre studier fikk Deaton og Muellbauer forkastning av homogenitet- og symmetrihypotesen. Dessuten rapporterte de at problemer med seriekorrelasjon i restleddene ble forsterket når en påla homogenitet og symmetri. Dette fører igjen til problemer med fortolkning av sannsynlighetskvotetesten når denne er basert på en antagelse om uavhengige restledd.

Disse problemene har inspirert andre til å studere dynamiske generaliseringer av den statiske AIDS-modellen. Anderson og Blundell (1983, 1984) har gitt flere bidrag til en slik utvidelse av AIDS-modellen. Deres forslag er å undersøke om restriksjonene fra nytteteorien er oppfylt på lang sikt, i en steady state løsning, mens ingen slike bånd legges på kort sikt. Under disse forutsetningene fikk de ikke lenger forkastning av homogenitets- og symmetriantagelsen. Siden den statiske modellen framkommer ved å legge parameterrestriksjoner på den generelle dynamiske modellen, er det også mulig å teste den statiske mot den generelle dynamiske modellen. Anderson og Blundell (1983) fant at den statiske modellen klart kunne forkastes mot den dynamiske. Den generelle dynamiske rammen inneholder mange interessante undermodeller som forenkler både den dynamiske strukturen og den implisitte langtidsløsningen. For eksempel fremkommer modellen til Berndt og Savin (1975) som et spesialtilfelle dersom korttids- og langtidsparametrene står i et spesielt forhold til hverandre.

Den dynamiske modellen til Anderson og Blundell er å oppfatte som en multivariat feiljusteringsmodell. Endringen i budsjettandelene avhenger av endringer i priser og inntekt samt av avvik fra steady state løsningen. Som i vanlige lineære feiljusteringsmodeller har en således foretatt en eksplisitt separasjon av kortsiktige og langsiktige effekter. Under forutsetning av at langsiktssløsningen eksisterer er det svært enkelt å regne ut langtidselastisitetene siden formlene for disse faller sammen med de som brukes i det statiske tilfellet. Dette synes å være en klar fordel med denne parametriseringen sammenlignet med andre dynamiske varianter hvor langtidsløsningen kun forekommer implisitt siden en må invertere et matrisepolynom. Et eksempel på sistnevnte parametrisering har vi i Blanciforti og Green (1983). De utvidet den statiske AIDS-modellen med laggede budsjettandeler. Dette fjernet seriekorrelasjonen i restleddene og førte til betydelige endringer i de øvrige parametrene. De regnet imidlertid ikke ut langtidsløsningen.

I SSBs makroøkonomiske modell MODAG brukes det feiljusteringsmodeller for å modellere beholdningen av personbiler og beholdningen av andre varige forbrugsgoder utenom bolig. Kjøpene blir deretter avledet fra akkumulasjonslikningene som tar vare på sammenhengen mellom beholdning, kjøp og depresiering. Totalutgiften til ikke-varige forbrugsgoder spres ut på undergrupper i overensstemmelse med et dynamisk lineært utgiftssystem hvor dynamikken er begrunnet ut fra en antagelse om nærsynt vanedannelse.

For en del av de ikke-varige konsumkategoriene skjer tilpasningen i to trinn. På det laveste trinnet er de varige beholdningene brukt som forklaringsvariable. Fordelingen av total energiutgift på elektrisitet og brensel avhenger av beholdningen av andre varige forbrugsgoder enn boliger og

¹ En takk til Jørgen Aasness, Erik Biørn og Ådne Cappelen for nyttige kommentarer.

transportmidler og fordelingen av totalutgiften til transport (utenom kjøp av egne transportmidler) på reiser foretatt med kollektive transportmidler og driftsutgifter knyttet til private transportmidler avhenger av beholdningen av private transportmidler. Endringer i kjøpsprisene for de varige godene vil således via beholdningstilpasningene for de varige godene ha allokeringsevirkninger på det laveste trinnet når det gjelder allokering av totalutgiftene på ikke-varige konsumgoder. Dette er imidlertid den eneste kanalen for prisimpulser mellom varige og ikke-varige goder. Kjøpet av varige forbruksgoder er helt upåvirket av prisendringer for de ikke-varige forbruksgodene. Heller ikke mellom de varige godene er det noen prisvirkninger. På grunn av manglende forklaringskraft ble slike variable ikke tatt med i de implementerte ligningene i MODAG. (For en mer utførlig beskrivelse av modelleringen av privat konsum i MODAG se Magnussen og Skjerpen (1992).) I denne rapporten er det lagt vekt på i sterkere grad å integrere modelleringen av varige og ikke-varige goder. Denne integreringen er forsøkt foretatt under bibehold av både en fleksibel dynamisk struktur og en fleksibel langtidsstruktur.

Formålet med denne rapporten er å anvende Anderson og Blundells dynamiske AIDS-modell på norske nasjonalregnskapsdata. Siden antall parametre vokser sterkt med antall konsumkategorier som inngår i det dynamiske systemet er vi tvunget til å ha forholdsvis få konsumkategorier i systemet. Vi presenterer derfor kun beregninger basert på 2 og 3 konsumkategorier. I datasettet med kun 2 kategorier skiller vi mellom varige og ikke-varige goder, og i datasettet med 3 konsumkategorier skiller vi mellom to varige konsumgoder og ikke-varige konsumgoder.

Rapporten er organisert på følgende måte. I kapittel 2 presenterer vi det teoretiske grunnlaget og den stokastiske spesifikasjonen. Dessuten gjøres det rede for estimeringsmetode og datagrunnlag. I kapittel 3 ser vi på estimering av et system med to varegrupper. I kapittel 4 presenterer vi resultatene fra estimering av et system med tre varegrupper.

2. Modell og data

2.1 Den teoretiske AIDS-modellen

Vi skal i dette kapitlet gå gjennom hovedpunktene i den såkalte AIDS-modellen til Deaton og Muellbauer (1980a, 1980b), og den dynamiske varianten som ble lansert av Andersen og Blundell i en rekke artikler (1982, 1983, 1984). For utfyllende detaljer henvises det til disse arbeidene.

Fra Deaton og Muellbauer (1980) har vi den statiske AIDS-modellen uten restledd.

$$(1) \quad w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log(p_j) + \beta_i \{ \log(X) - [\alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \log(p_k) + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{kj} \log(p_k) \log(p_j)] \} \quad i=1, \dots, n$$

I (1) er w_i budsjettandelen for konsumkategori i , p_i prisindeksen for konsumkategori i og X total konsumutgift per capita. ($i=1, \dots, n$, der n er antall varegrupper.) Dette utgiftssystemet kan avledes av AIDS-utgiftsfunksjonen som kan skrives som

$$(2) \quad \log c(u, \underline{p}) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \log(p_k) + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{kj}^* \log(p_k) \log(p_j) \\ + u\beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k}$$

I ligning (2) angir u nyttenivået og \underline{p} angir prisvektoren. Dersom (2) skal kunne tolkes som en utgiftsfunksjon må $c(u, \underline{p})$ være homogen av grad 1 i prisene. Dette krever at følgende restriksjoner på parametrene må være oppfylt:

$$(3) \quad \sum_{i=1}^n \alpha_i = 1$$

$$(4) \quad \sum_{j=1}^n \gamma_{kj}^* = 0, \quad k=1, \dots, n$$

$$(5) \quad \sum_{k=1}^n \gamma_{kj}^* = 0, \quad j=1, \dots, n$$

$$(6) \quad \sum_{j=1}^n \beta_j = 0$$

Fra Shephards lemma og logaritmisk derivering av (2) oppnår vi budsjettandelene som funksjon av \bar{p} og u .

$$(7) \quad w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log(p_j) + \beta_i u \beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k}, \quad i=1, \dots, n$$

hvor

$$(8) \quad \gamma_{ij} = \frac{1}{2} (\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*), \quad i=1, \dots, n \\ j=1, \dots, n$$

Innsetting for $u\beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k}$ i (7) fra (2) gir

$$(9) \quad w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log(p_j) + \beta_i \{ \log c(u, p) - [\alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \log(p_k) + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{kj}^* \log(p_k) \log(p_j)] \} \quad i=1, \dots, n$$

Ved å utnytte (8) og det at for en nytte-maksimerende konsument vil være slik at X er lik $c(u, p)$ fremkommer (1). Restriksjonene (3)-(6) impliserer følgende restriksjoner for (1):

$$(10) \quad \sum_{i=1}^n \alpha_i = 1 ; \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0, j=1, \dots, n ; \sum_{i=1}^n \beta_i = 0$$

$$(11) \quad \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 ; i=1, \dots, n$$

$$(12) \quad \gamma_{ij} = \gamma_{ji} ; i=1, \dots, n \\ j=1, \dots, n$$

Siden budsjettandelene summerer seg opp til 1 kan ikke restriksjonene i (10) gjøres til gjenstand for testing. Restriksjonene i (10) og (11) betyr at budsjettandelene er homogene av grad 0 i priser og totalutgift. Relasjon (12) pålegger Slutsky symmetri for de implisitte kompenserte etterspørselsfunksjonene. Både restriksjonene i (11) og (12) kan testes. Legg dessuten merke til at (10) og (12) impliserer (11).

La P være implisitt definert ved

$$(13) \quad \log(P) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \log(p_k) + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{kj} \log(p_k) \log(p_j)$$

Med denne notasjonen kan (1) skrives som

$$(14) \quad w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log(p_j) + \beta_i \log(X/P) \quad i=1, \dots, n$$

P gitt ved ligning (13) har således fortolkning som en prisdeflator for totalutgifter per capita. Deaton og Muellbauer foreslår i en situasjon med liten variasjon i relative priser å tilnærme P med en indeks som er observerbar. En slik kandidat er Divisia indeksen anvendt av Stone (1953).

$$(15) \quad P^* = \prod_{K=1}^n p_K^{w_K}$$

Innsetting av tilnærmelsen i (14) gir

$$(16) \quad w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log(p_j) + \beta_i \log(X/P^*) \quad i=1, \dots, n$$

I den empiriske delen av denne rapporten vil vi anvende både (14) og (16). Fordelen ved (16) er at modellen er lineær i parametrene, noe som betyr at estimering av parametrene blir vesentlig enklere.

Når (10)-(12) er oppfylt, vil P være homogen av grad en i enkeltprisene. Stones prisindeks er også homogen av grad en i prisene. Siden langtidsløsningen blir lineær dersom P erstattes med P^* , er det av betydelig interesse å undersøke hvorvidt P kan approksimeres med P^* . I Deaton og Muellbauer (1980b) hevdes det at når enkeltprisene er tilnærmet kolineære så vil tilnærmingen fungere bra, men det gis ikke noe analytisk argument for dette. Det er derfor i sterk grad et empirisk spørsmål hvorvidt approksimasjonen er tilfredsstillende.

På grunn av oppsummeringsbetingelsen kan en vilkårlig ligning elimineres. Dersom konsumkategori n utelates og en setter inn fra oppsummeringsbetingelsen kan (1) skrives som

$$(17) \quad w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log(p_j) + \beta_i \{ \log(X/p_n) - [\alpha_0 + \sum_{k=1}^{n-1} \alpha_k \log(p_k/p_n)] \\ + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=1}^n \gamma_{kj} (\log(p_k) \log(p_j) - \log(p_j) \log(p_n)) \} \quad i=1, \dots, n-1$$

Ved å ta utgangspunkt i (17) og inkludere et stokastisk restledd får en den statiske modellen Deaton og Muellbauer (1980a) estimerte.

Når det gjelder tolkningen av parametrene står α_0 i en særstilling. I følge Deaton og Muellbauer (1980a), s. 316: "Since the parameter can be interpreted as the outlay required for a minimal standard of living when prices are unity, ... choosing a plausible value is not difficult." Begrunnelsen er formel (2) med $p_i=1$, $i=1, \dots, n$ og $u=0$. Det gir sammenhengen $\log c(0, \underline{e}) = \alpha_0$ der \underline{e} er vektoren med alle elementer lik 1. Siden utgiftsvariabelen i vårt tilfelle er skalert slik at den er omlag 0,7 i basisåret (dvs. ca. kr. 70000 pr. kapita) betyr det at verdier av α_0 mindre enn $\log(0,7) \approx -0,35$ gir mulighet for en slik tolkning. Spesielt vil $\alpha_0 = -1,6$ svare til ca. kr 20 000 som "minimal standard of living" i basisåret 1989. Dette er ment som indikasjon på rimelige verdier av α_0 .

Anderson og Blundell arbeider i en rekke artikler med en dynamisk utvidelse av (17). Skrevet på vektorform blir (13) og (14)

$$(18) \quad \underline{w} = \Pi(\theta) \cdot \underline{x}$$

der \underline{w} er vektoren av budsjettandeler og \underline{x} er en vektor av transformerte pris- og inntektsvariable og $\Pi(\theta)$ er en matrisefunksjon av $\alpha_i, \beta_j, \gamma_{ij}, i, j = 1, \dots, n$.

En naturlig dynamisk utvidelse av (18) er av formen

$$(19) \quad \Delta \underline{w}_t = A^* \Delta \underline{x}_t - B^* (\underline{w}_{t-1} - \Pi(\theta) \underline{x}_{t-1}) + \epsilon_t$$

der Δ er første differens operatoren og A^* og B^* er passende dimensjonerte matriser og ϵ_t betegner uavhengige multinormalt fordelte variable.

Formen (19) er ikke identifiserbar, men ved en reformulering som i Anderson og Blundell (1982) kan en skrive

$$(20) \quad \Delta \underline{w}_t = A \Delta \underline{\tilde{x}}_t - B (\underline{w}_{t-1} - \Pi^n(\theta) \underline{x}_{t-1}) + \epsilon_t$$

Her er $\underline{\tilde{x}}_t$ vektoren som framkommer ved at det konstante elementet i vektoren \underline{x}_t sløyfes. Videre er \underline{w}_{t-1}^n og $\Pi^n(\theta)$ de $n-1$ første radene av henholdsvis vektoren \underline{w}_{t-1} og matrisen $\Pi(\theta)$. Den siste raden kan fås ved å bruke at $w_n = 1 - w_1 - \dots - w_{n-1}$ og oppsummeringsbetingelsene.

Legg spesielt merke til at parametrene i $\Pi(\theta)$ er identifiserte. I det følgende vil vi referere til dem som langtids- eller strukturparametre. Med korttidsparametre forstår vi parametrene i A og B . Siden $\sum_{i=1}^n w_i = 1$ er (20) et singulært system, må estimeringen utføres ved at et vilkårlig element i vektoren $(w_{1,t}, \dots, w_{n,t})$ sløyfes.

Vi ser på tre varianter av (20) som kan beskrives ved følgende tabell

		Langtid	
		Indeks P	Indeks P*
Korttid	Indeks P	X	
	Indeks P*	X	X

og betegner de kombinasjonene vi skal behandle med P^*/P^* , P^*/P og P/P .

P^*/P betyr altså at Stones indeks P^* benyttes i korttidsdelen og P i langtidsdelen. Formuleringen (20) kan fortsatt benyttes, men nå er sammenhengen mellom $\underline{\tilde{x}}_t$ og \underline{x}_t mer komplisert enn for de andre to modelltypene der $\underline{\tilde{x}}_t$ har samme elementer som \underline{x}_t bortsett fra elementet som er konstant over tid.

For P^*/P vil elementer med produkter av log priser ikke inngå i \bar{x} .

Legg også merke til at bruk av P^* har konsekvenser for tolkningen av α -parametrene. I den generelle formuleringen har konstantleddet formen $\alpha_1\beta_1\alpha_0$. Her fanger parameteren α_0 opp skalaen til inntektsvariabelen. Ved bruk av indeksen P^* får en ikke en slik form, og parametrene α_1 og α_0 er ikke identifiserbare. Det har en viss betydning å være klar over dette. Hvis en i slike modeller tolker estimatet for konstantleddet som et estimat for α_1 , vil estimatet avhenge av hvorledes inntekten skaleres. Siden priselastisitetene avhenger av parameteren α_1 , vil en tilsynelatende få ulike priselastisiteter avhengig av hvordan inntekten skaleres.

En måte å omgå dette problemet er å betrakte modellene med P og P^* som adskilte modeller. Vi synes det er mer rimelig å se på bruken av P^* som et alternativ for å forenkle estimeringen av parametrene i AIDS-modellen. Det betyr at vi bare vil betrakte elastisiteter for dette systemet.

Som nevnt i innledningen vokser antall parametre sterkt med antall varegrupper. Det som bestemmer den øvre grensen for antall varegrupper er at antallet parametre og regressorer i en ligning ikke må bli så stort at den kan føye fullstendig ved et passende parametervalg.

I tabell 2.1.1. er antall parametre og antall regressorer i hver ligning angitt som funksjon av antall varegrupper (n) for noen modelltyper.

Tabell 2.1.1. Antall parametre og regressorer i hver ligning som funksjon av antall varegrupper

Antall parametre			Antall regressorer		
P^*/P^*	P^*/P	P/P	P^*/P^*	P^*/P	P/P
$3n+2$	n^2+2n+1	$2n^2+n+1$	$3n+2$	$3n+2+\frac{n(n-1)}{2}$ $=\frac{n^2}{2}+\frac{5}{2}n+2$	$3n+2+n(n-1)$ $=n^2+2n+2$

Siden antallet parametre overstiger antallet regressorer, betyr det at hvis antallet regressorer i en ligning overstiger antallet observasjoner, kan en ligning føye fullstendig ved et passende parametervalg. Sannsynlighetsmaksimeringsestimatorene blir derfor meningsløse i slike tilfeller.

I tillegg har en det allmenne kravet om at det totale antallet parametre i en modell ikke kan være for stort i forhold til antallet observasjoner for å unngå overparametrisering.

De aktuelle modelltypene vi har tilpasset er alle tre når $n=2$, og modellene P^*/P^* og P^*/P når $n=3$. Modelltypene P^*/P og særlig P^*/P^* er som nevnt ovenfor en tilnærming til AIDS-modellen i sin rene form, og et interessant spørsmål i denne sammenhengen er hvordan denne approksimeringen faller ut, dvs. i hvilken grad de ulike modellformuleringene leder til de samme konklusjonene.

Matrisen $\Pi(\theta)$ i ligning (19) og (20) representerer strukturmodellen, som i dette tilfellet er et AIDS-system. Parametrene i θ svarer med andre ord til $\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_{n-1}, \beta_1, \dots, \beta_{n-1}$ og $\gamma_{11}, \dots, \gamma_{n-1n}$. Ved å legge

restriksjoner på elementene i A og B kan ulike dynamiske strukturer tilpasses. Tilsvarende kan en teste for interessante hypoteser i strukturdelen.

Tabell 2.1.2 viser noen ulike dynamiske strukturer som opptrer ved passende restriksjoner i A og B. Tabellen er nærmere beskrevet i Anderson og Blundell (1983).

Tabell 2.1.2. Noen ulike dynamiske spesifikasjoner

Restriksjon		Modell
$a_{ij} = \Pi_{ij+1}(\theta)$	$i=1, \dots, n-1$ $j=1, \dots, k-1$	Autoregressiv modell
$a_{ij} = \sum_{e=1}^{n-1} b_{ie} \Pi_{j+1}$	$i=1, \dots, n-1$ $j=1, \dots, k-1$	Modell med delvis tilpasning
$b_{ij} = 1$ $i=j$ 0 $i \neq j$	$i=1, \dots, n-1$ $j=1, \dots, n-1$	Statisk modell
$b_{nj} = 1$	$j=1, \dots, n-1$	

Det kan være verdt å merke seg at den autoregressive modellen har samme form som den statiske modellen med unntak av at restleddene nå følger en autoregressiv prosess. Slike modeller er behandlet i Berndt og Savin (1975).

Estimeringsmetoden er sannsynlighetsmaksimering basert på at restleddsvektorene i (20) er uavhengige og multinormalfordelte.

Tilpasningen er i alle tilfellene foretatt med programpakken TSP der rutinen for ikke-lineær tilpasning, LSQ, er benyttet for de ikke-lineære modellene. For de lineære er vanlig minste kvadraters metode brukt. I de ikke-lineære modellformuleringer er eventuelle lineære parametre konsentrert ut av likelihooden ved å projisere data inn i rommet som spennes ut av de lineære regressorene. På denne måten begrenses optimeringen til de ikke-lineære parametrene. Kovariansmatrisen til estimatene er beregnet ved metoden som er default i LSQ og som bygger på Gauss-Newtons metode.

De ikke-lineære modellene blir estimert ved iterative prosedyrer. I noen tilfeller var det nødvendig med svært mange iterasjoner. Det kunne dreie seg om flere hundre i enkelte situasjoner. Det eksisterer ingen resultater som garanterer noe entydig maksimum i disse tilfellene, så vi har ingen garanti for at de stasjonære punktene virkelig svarer til globale maksima. Men verdiene av likelihoodene er alle konsistente i den forstand at restriksjoner på en eller flere parametre gir lavere verdier for likelihooden. Endringene i parameterverdiene er også konsistente i den forstand at når en fryser en parameter til en verdi i nærheten av den estimerte er heller ikke endringen i de andre så store. Videre gir de tre modelltypene P/P, P*/P og P*/P* innbyrdes konsistente resultater og for flere av modellene P*/P* er det ikke noe tvil om entydigheten. De er lineære, så det eksisterer eksplisitte uttrykk for hvilke parameterverdier som gir maksimum.

Derimot er det åpenbart at likelihoodene er svært flate, slik at til dels store endringer i parameterverdien gir små utslag i likelihooden. En følge av dette er svært store standardavvik på noen av de estimerte parameterverdiene.

Vi skal nedenfor estimere tre ulike modeller som betegnes med P/P , P^*/P og P^*/P^* avhengig av om Stones indeks ikke benyttes i det hele tatt, benyttes i korttidsdynamikk eller benyttes både i korttids- og strukturdel. For hver av de tre modellene estimerer vi den mest generelle strukturen, som dernest benyttes som referanse for vurdering av restriksjoner for dynamikk og strukturdel.

Vi gjengir først resultatene for estimering med to varegrupper, dernest resultatene for tre varegrupper.

2.2 Data

I denne rapporten bruker vi to datasett. Det første datasettet inneholder 4 variable og er gjengitt nedenfor i tabell 2.2.1. Datane er basert på nasjonalregnskapet. Variabelen w_1 er verdiandelen for varige konsumgoder sett i forhold til verdien av privat konsum med fratrukk av helsekonsum. Verdien av varige goder beregnes som summen av kjøp av varige goder pluss beregnet tjenestekonsum fra boligkapitalen. Variablene p_1 og p_2 er prisindeksene knyttet til hhv. varige konsumgoder og ikke-varige konsumgoder som også inneholder konsum av tjenester utenom bolig- og helsetjenester. Prisindeksene har verdien 1 i sluttåret 1989. Den fjerde variabelen er totalutgiftene regnet per capita til de to konsumkategoriene som analyseres.

Det andre datasettet inneholder 6 variable og er gjengitt i tabell 2.2.2. De to første variablene, w_1 og w_2 , er verdiandelen for hhv. personlige kjøretøy og andre varige goder bortsett fra bolig. Totalutgiften er i dette tilfellet definert tilsvarende som i det første datasettet med det unntak at konsumet av boligjenester nå har blitt ekskludert. Variablene p_1 , p_2 og p_3 er prisindekser for hhv. kjøp av personlige kjøretøy, kjøp av andre varige goder utenom bolig og konsum av ikke-varige konsumgoder. p_3 i det andre datasettet er den samme som p_2 i det første. Igjen har alle prisindeksene verdien 1 i 1989. Den siste variabelen i de to datasettene er henholdsvis total konsumutgift per capita og total konsumutgift per capita fratrukket den imputerte utgiften til boligjenester.

Tabell 2.2.1 Datasettet i varianten med to konsumkategorier

År	w_1	p_1	p_2	X
1962	0.217652	0.197221	0.150720	0.060891
1963	0.221049	0.200020	0.155749	0.064233
1964	0.220708	0.200848	0.164190	0.069155
1965	0.215402	0.206917	0.171308	0.073246
1966	0.216408	0.212233	0.176878	0.077763
1967	0.216878	0.217829	0.186041	0.083700
1968	0.216617	0.224975	0.191405	0.088591
1969	0.231646	0.227440	0.198977	0.097897
1970	0.218136	0.254507	0.218830	0.106559
1971	0.225845	0.266423	0.233878	0.117695
1972	0.228903	0.285602	0.249503	0.127672
1973	0.232689	0.305072	0.269292	0.140434
1974	0.237789	0.331285	0.295380	0.158457
1975	0.236825	0.363824	0.331804	0.184939
1976	0.247173	0.390231	0.362539	0.212630
1977	0.253856	0.417647	0.395998	0.246130
1978	0.237340	0.452738	0.430995	0.260586
1979	0.242743	0.476807	0.452283	0.282024
1980	0.240914	0.512069	0.499028	0.317127
1981	0.237962	0.563359	0.574604	0.362995
1982	0.237465	0.611010	0.643128	0.408047
1983	0.237143	0.664552	0.697044	0.447624
1984	0.240229	0.711427	0.741003	0.488718
1985	0.256761	0.744659	0.784917	0.568669
1986	0.259648	0.811100	0.842407	0.644552
1987	0.243148	0.892936	0.905670	0.684996
1988	0.233644	0.954947	0.961022	0.699630
1989	0.235686	1.000000	0.999999	0.705369

Tabell 2.2.2. Datasettet i modellen med 3 konsumkategorier.

År	w_1	w_2	p_1	p_2	p_3	X
1962	0.040975	0.072814	0.160359	0.244518	0.150720	0.053754
1963	0.042549	0.077723	0.159508	0.246254	0.155749	0.056875
1964	0.047798	0.077124	0.158542	0.245834	0.164190	0.061585
1965	0.046248	0.072980	0.160839	0.254449	0.171308	0.065248
1966	0.047305	0.074526	0.164745	0.258149	0.176878	0.069388
1967	0.048589	0.075478	0.169668	0.261543	0.186041	0.074831
1968	0.046729	0.075756	0.176450	0.262316	0.191405	0.079088
1969	0.061480	0.082442	0.179027	0.269821	0.198977	0.087866
1970	0.046392	0.079800	0.204217	0.297928	0.218830	0.095347
1971	0.054276	0.080832	0.218376	0.306049	0.233878	0.105347
1972	0.053219	0.084175	0.238947	0.326365	0.249503	0.114127
1973	0.053795	0.086075	0.255242	0.344403	0.269292	0.125280
1974	0.051851	0.092716	0.260779	0.384657	0.295380	0.141189
1975	0.055426	0.091336	0.294575	0.426594	0.331804	0.165418
1976	0.065095	0.095631	0.323120	0.457567	0.362539	0.190728
1977	0.073332	0.096516	0.349873	0.488979	0.395998	0.221223
1978	0.054174	0.091218	0.391704	0.510839	0.430995	0.232549
1979	0.062602	0.089152	0.437341	0.527234	0.452283	0.251773
1980	0.064006	0.085949	0.457799	0.578441	0.499028	0.283192
1981	0.060922	0.085011	0.480469	0.652652	0.574604	0.323880
1982	0.064878	0.078258	0.517961	0.706163	0.643128	0.363126
1983	0.063503	0.075111	0.573939	0.753081	0.697044	0.396423
1984	0.063540	0.076865	0.628781	0.782246	0.741003	0.431963
1985	0.087070	0.077696	0.674751	0.814653	0.784917	0.506034
1986	0.091201	0.079124	0.772440	0.870983	0.842407	0.575159
1987	0.068761	0.077099	0.888644	0.944152	0.905670	0.606974
1988	0.048652	0.075697	0.965323	0.982240	0.961022	0.612305
1989	0.041000	0.074818	0.999999	1.000000	0.999999	0.609742

3. Estimering med to varegrupper

3.1. Tilpasning av generell modell i de tre tilfellene med to varegrupper

De tre generelle modellene som er tilpasset for to varegrupper er for typen P/P:

$$\begin{aligned} \Delta w_{1t} = & a_1 \Delta \log p_{1t} + a_2 \Delta \log p_{2t} + a_3 \Delta \log p_{1t} \log(p_{1t}/p_{2t}) + a_4 \Delta \log p_{2t} \log[p_{1t}/p_{2t}] + a_5 \Delta \log X_t \\ & - b w_{1t-1} + b(\alpha_1 - \beta_1 \alpha_0) + b(\gamma_{11} - \beta_1 \alpha_1) \log p_{1t-1} + b(\gamma_{12} - \beta_1 (1 - \alpha_1)) \log p_{2t-1} + b \beta_1 \log X_{t-1} \\ & - \frac{1}{2} b \beta_1 \gamma_{11} \cdot \log p_{1t-1} \log[p_{1t-1}/p_{2t-1}] - \frac{1}{2} b \beta_1 \gamma_{12} \log p_{2t-1} \log[p_{1t-1}/p_{2t-1}] + \epsilon_t \end{aligned}$$

der w_1 er verdiandelen for varige goder, p_1 og p_2 er henholdsvis prisen på varige og ikke-varige goder og X_t beregner totalutgiften per capita. Legg merke til at i dette tilfellet forenkler vi notasjonen litt ved å skrive b , a_1 , a_2 , osv. i stedet for b_{11} , a_{11} , a_{12} , osv.

Modellen P*/P er spesifisert på tilsvarende måte med unntak av at leddene med koeffisienter a_3 og a_4 utgår og at a_3 nå betegner koeffisienten foran et ledd av typen $\Delta \log[X_t/P_t^*]$ der P_t^* er Stone's indeks:

$$\log P_t^* = \sum_{i=1}^2 w_{i,t-1} \log p_{it}$$

For modellen P*/P* er det en ytterligere forenkling, siden indeksen P* forekommer både i kort- og langtidssdel:

$$\begin{aligned} \Delta w_{1t} = & a_1 \Delta \log p_{1t} + a_2 \Delta \log p_{2t} + a_3 \Delta \log [X_t/P_t^*] \\ & - b w_{1t-1} + b \alpha_1 + b \gamma_{11} \cdot \log p_{1t-1} \\ & + b \gamma_{12} \log p_{2t-1} + b \beta_1 \log [X_{t-1}/P_{t-1}^*] + \epsilon_t. \end{aligned}$$

I tabell 3.1.1 er det gjengitt noen observasjoner som beskriver tilpasningen for de ulike modelltypene.

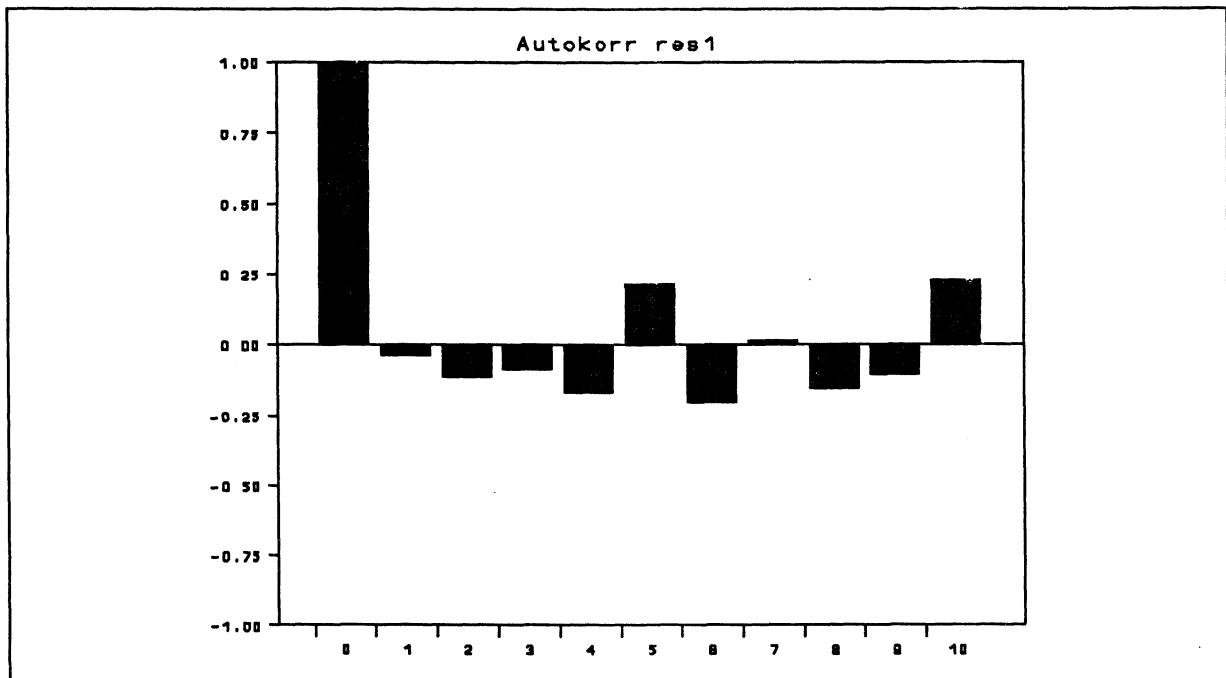
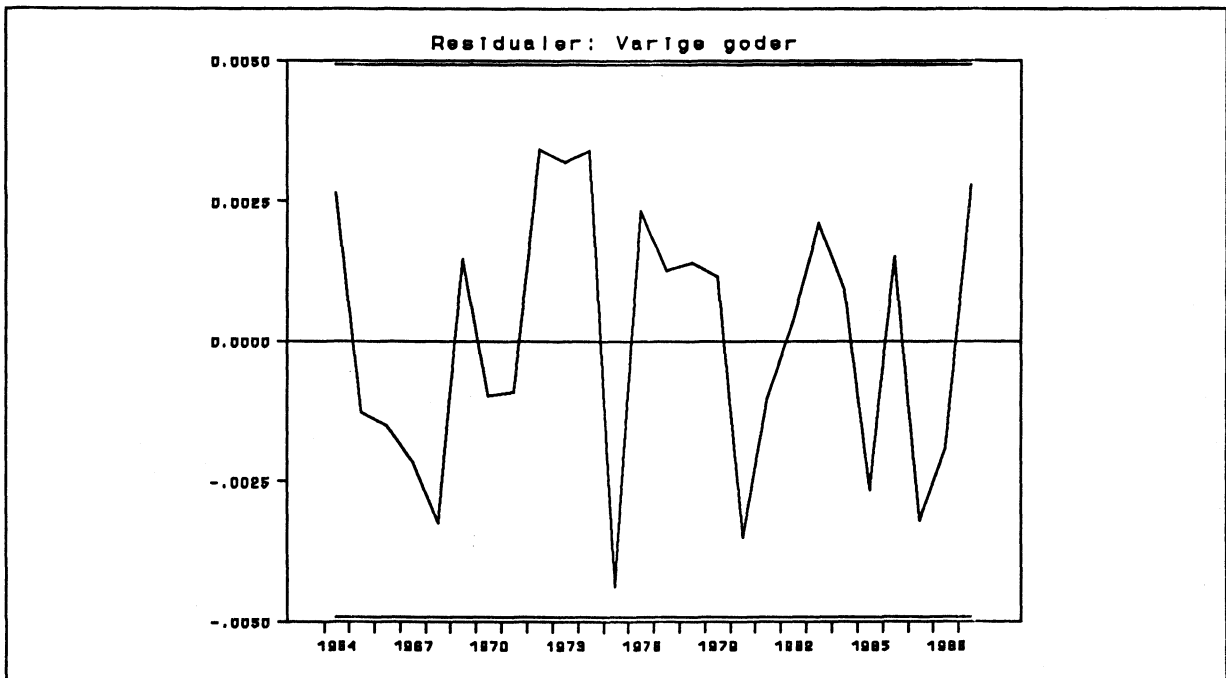
Tabell 3.1.1. Beskrivelse av tilpasning av modell P/P, P*/P og P*/P*

Modell	P/P	P*/P	P*/P*
var ϵ_t	0.59×10^{-5}	0.62×10^{-5}	0.88×10^{-5}
R ²	0.91	0.89	0.90
Durbin-Watson	2.18	1.93	1.66
log likelihood	122.42	120.67	119.20
justert D-W	-0.62	0.26	1.11

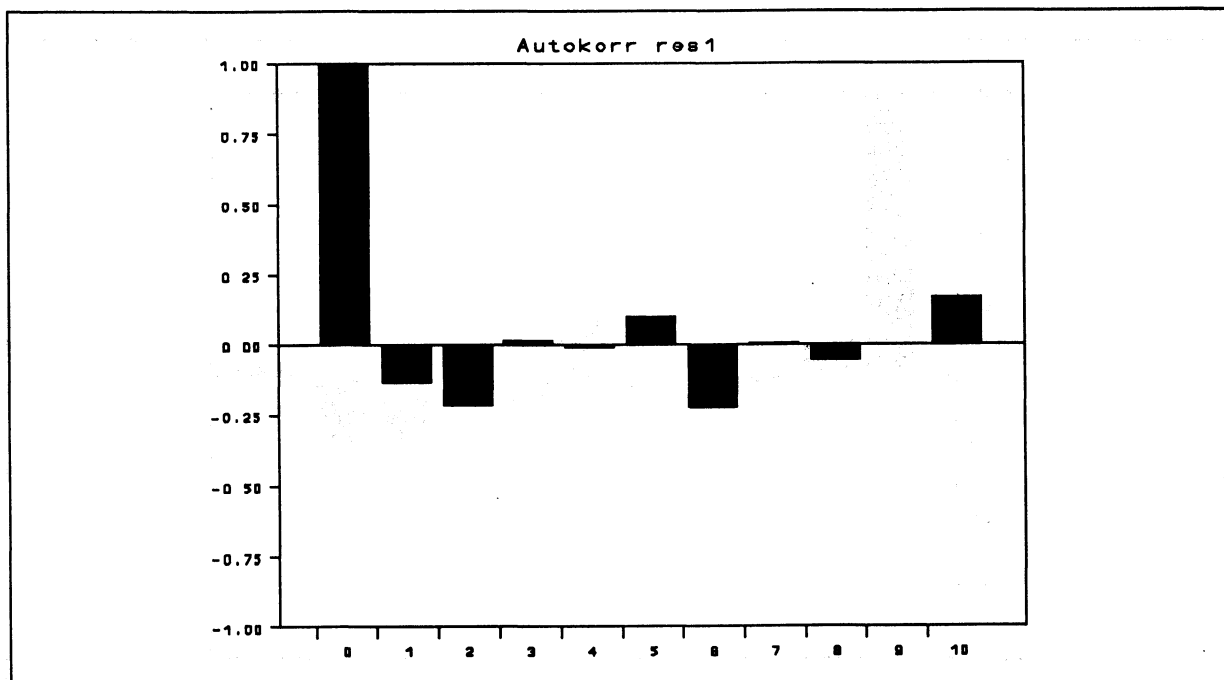
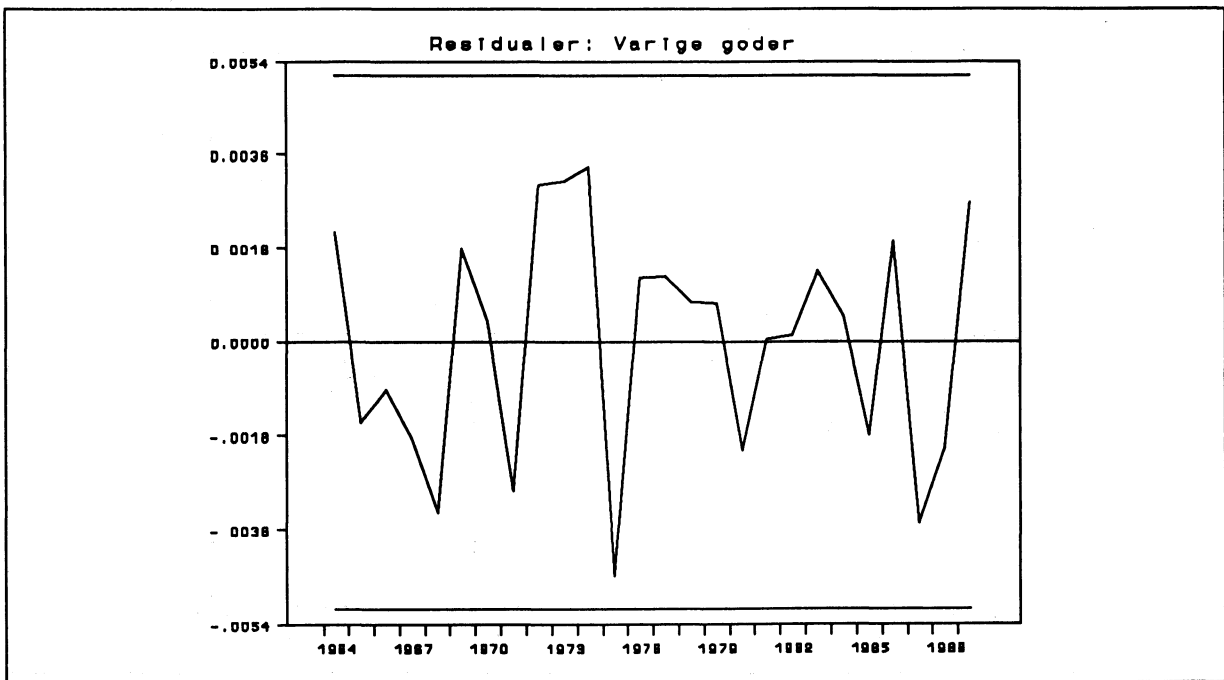
Den justerte Durbin-Watson observatoren er beregnet for å ta hensyn til at det inngår laggede variable i regresjonen. De relevante fraktilene å sammenligne med er fra standard normalfordelingen. Vi ser at selv om fraktilene er basert på en asymptotisk approksimasjon ser ikke autokorrelasjonen i restleddene ut til å være noe problem.

Dette bekreftes av fig. 3.1.1-3 der residualene og autokorrelasjonen for residualene i de tre modelltypene er plottet. Som en ser føyer alle tre modellene godt, kanskje litt for godt, noe som kan antyde en viss overparametrisering.

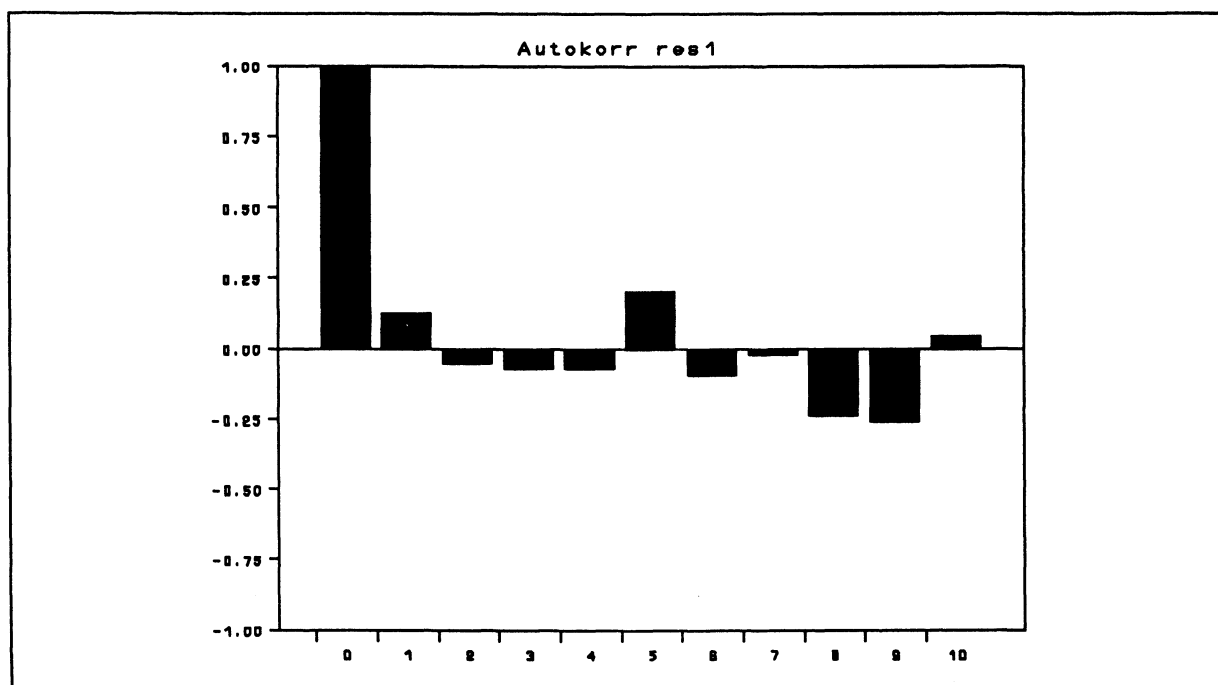
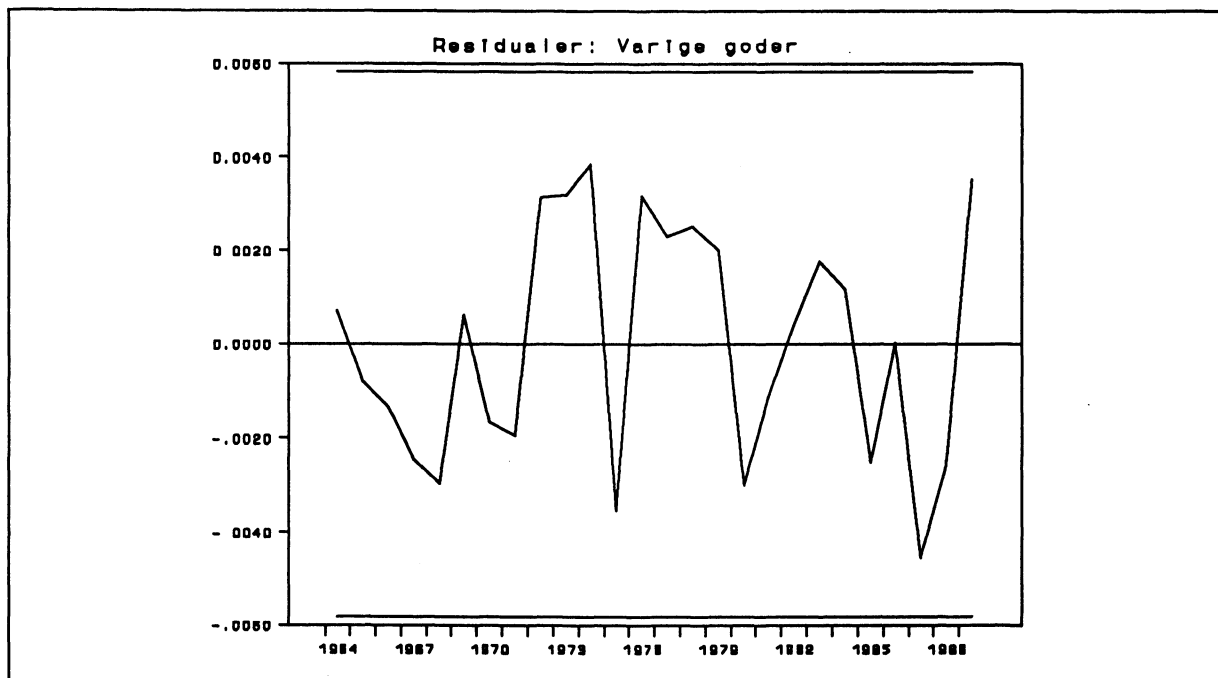
Legg merke til at residualene viser store likhetstrekk i de tre modellene, spesielt mellom modell P/P og P*/P.



Figur 3.1.1. Residualer (med to standardavvik) i ligningen for endringen i budsjettandelen for kjøp av varige goder og autokorrelasjonsfunksjonen basert på disse residualene i P/P



Figur 3.1.2. Residualer (med to standardavvik) i ligningen for endringen i budsjettandelen for kjøp av varige goder og autokorrelasjonsfunksjonen basert på disse residualene i P^*/P .



Figur 3.1.3. Residualer (med to standardavvik) i ligningen for endringen i budsjettandelen for kjøp av varige goder og autokorrelasjonsfunksjonen basert på disse residualene i P^*/P^*

3.2. Test av dynamisk struktur

Hypotesen om at den dynamiske strukturen er gitt ved en autoregressiv modell kan en teste ved å sette

$$\begin{aligned} a_1 &= \gamma_{11} - \beta_1 \alpha_1 \\ a_2 &= \gamma_{12} - \beta_1 (1 - \alpha_1) \\ a_3 &= \beta_1 \\ a_4 &= -\frac{1}{2} \beta_1 \gamma_{11} \\ a_5 &= -\frac{1}{2} \beta_1 \gamma_{12} \end{aligned}$$

i modellen P/P. I modellen P*/P* lar en

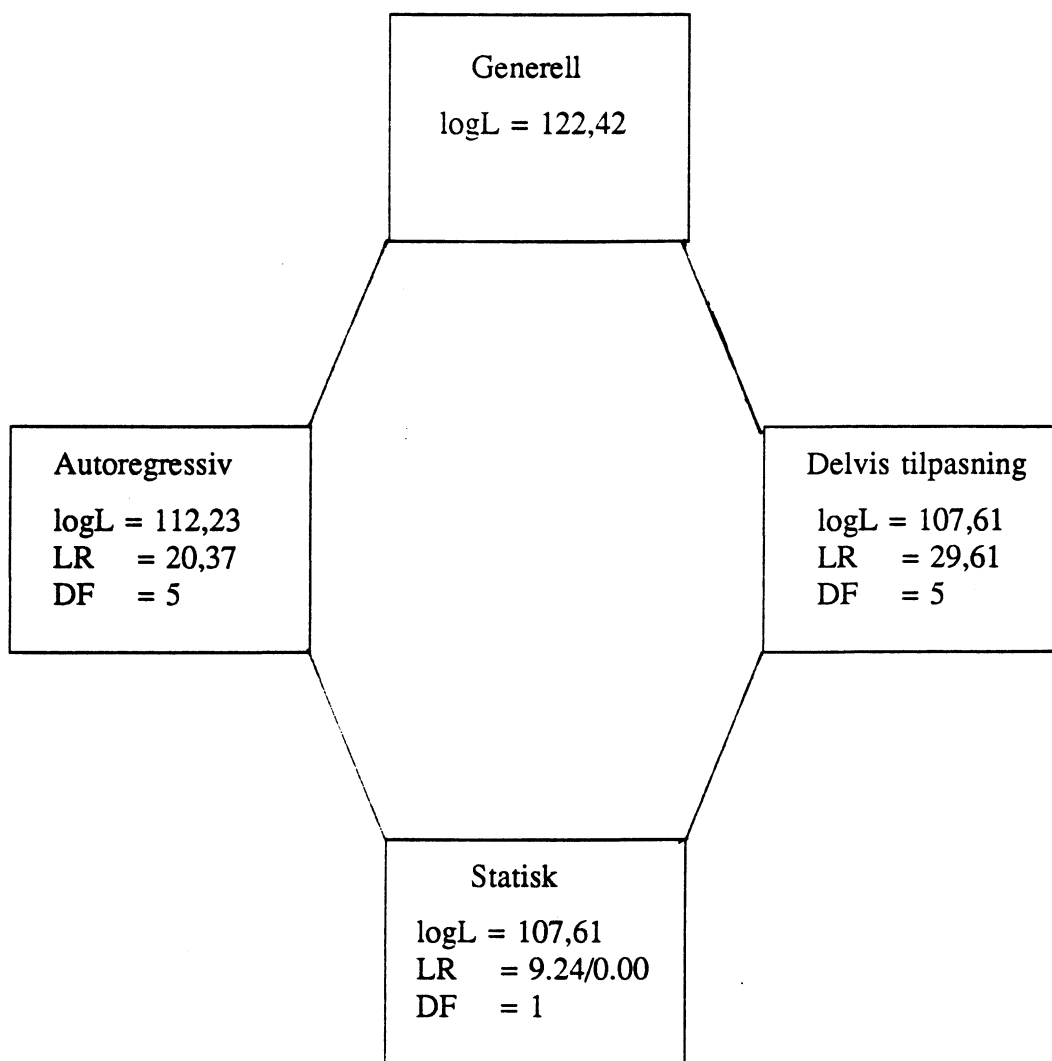
$$\begin{aligned} a_1 &= \gamma_{11} \\ a_2 &= \gamma_{12} \\ a_3 &= \beta_1 \end{aligned}$$

Siden regressorene som inngår i korttidsdel og strukturdel er ulike i modellen P*/P* er det ikke mulig å teste denne typen dynamisk spesifikasjon her.

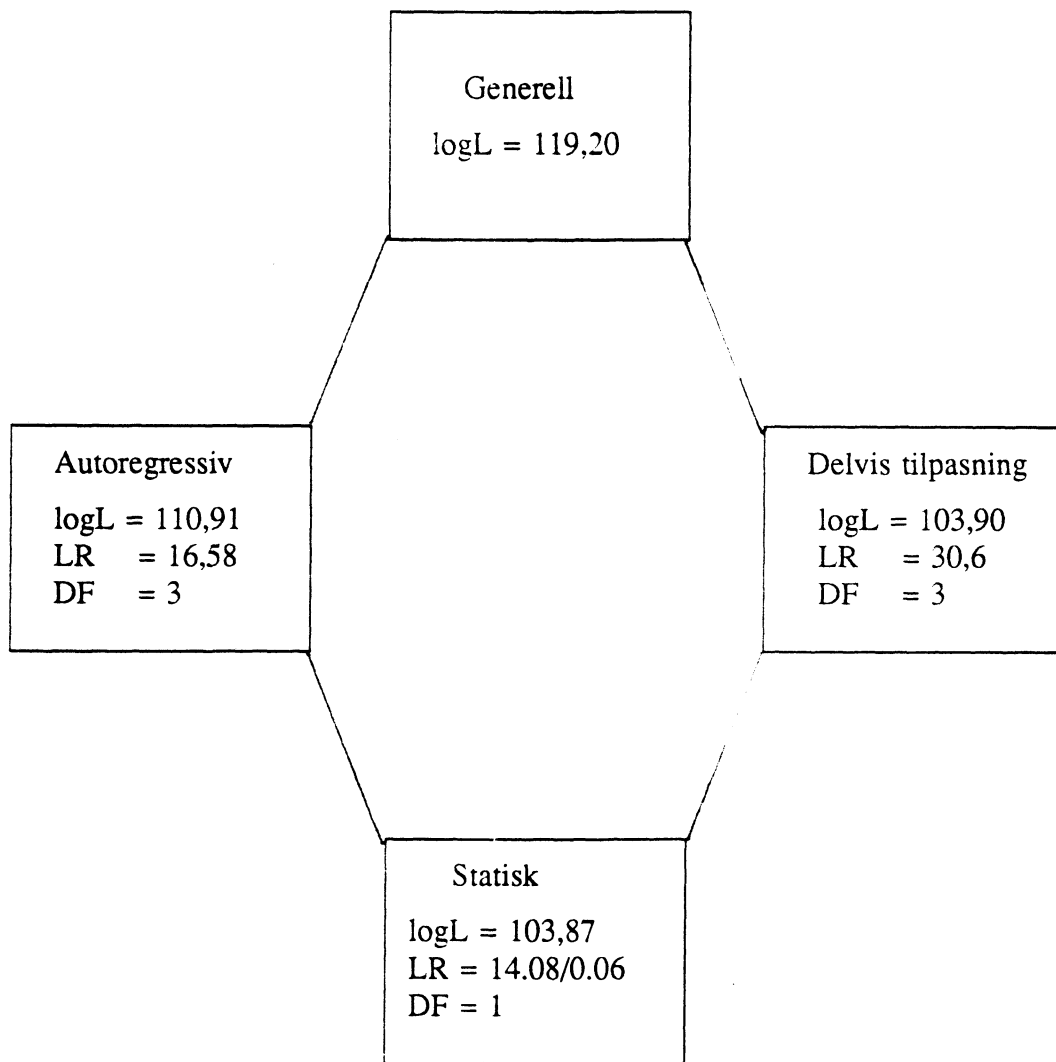
For modeller med delvis tilpasning er de tilsvarende restriksjonene at a'ene er lik uttrykkene på høyre side multiplisert med b, altså $a_1 = (\gamma_{11} - \beta_1 \alpha_1)b$ osv.

Den statiske modellen fremkommer som et spesialtilfelle av de foregående ved i tillegg å innføre restriksjonen $b=1$.

Figurene 3.2.1 og 3.2.2 viser resultatet i henholdsvis modellene P/P og P*/P*. Verdien av log L betegner logaritmen til verdien av likelihooden til de tilpassede modellene. Dessuten er verdier for sannsynlighetskvotetester med tilhørende frihetsgrader angitt. De relevante fraktiler å sammenligne mot er fraktilene i en X^2 fordeling. I begge tilfellene er det ikke grunnlag for å forenkle den dynamiske strukturen. Alle P-verdiene er under 0,005. Men legg merke til at den autoregressive modellen gir størst likelihoodverdi i begge tilfellene, og at forskjellen mellom likelihoodverdiene for den statiske modellen og modellen med delvis tilpasning er svært liten i begge tilfellene.



Figur 3.2.1. Tilpasning av ulike dynamiske strukturer for modellen P/P

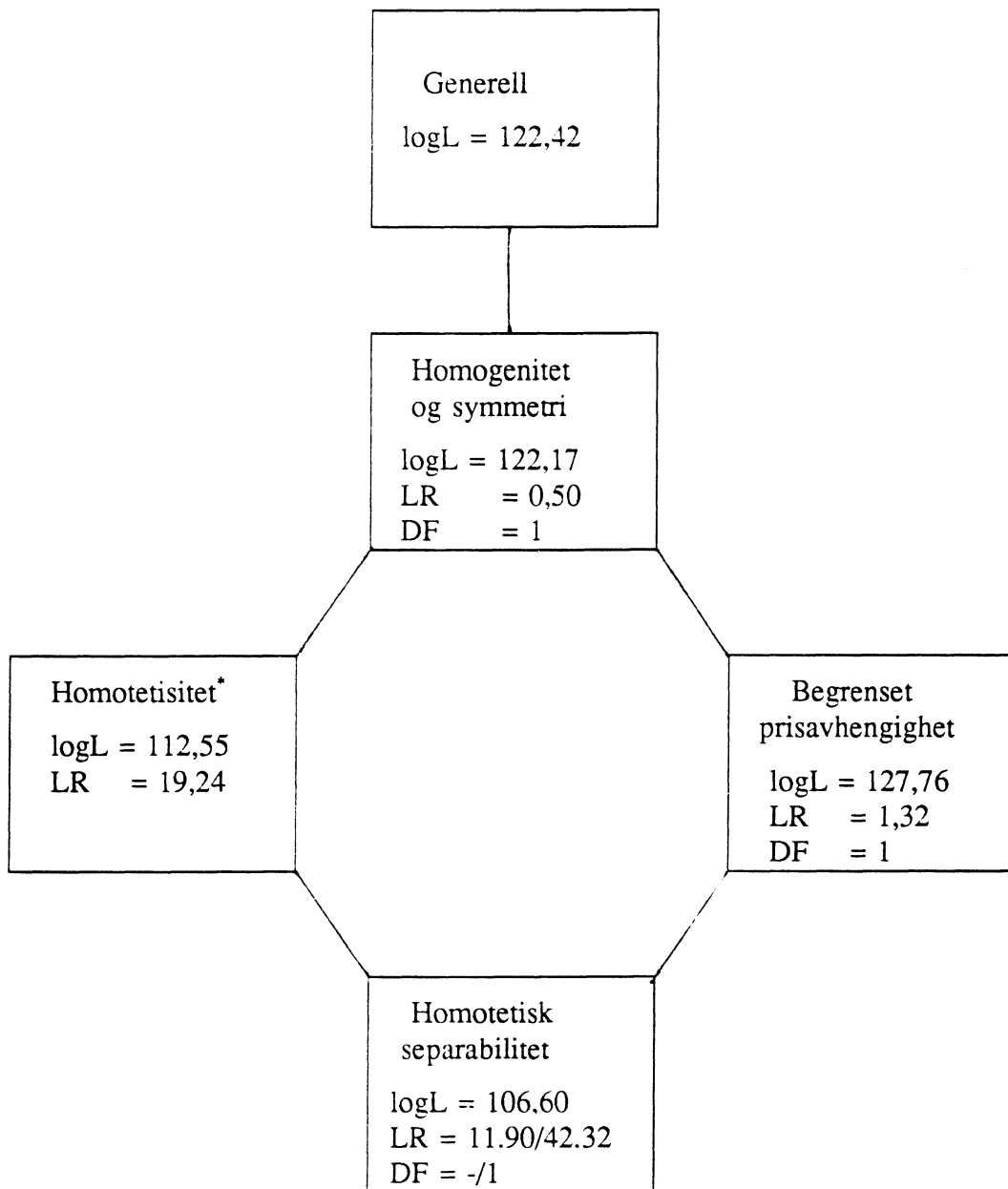


Figur 3.2.2. Tilpasning av ulike dynamiske strukturer for modellen P^*/P^*

3.3. Testing av strukturelle restriksjoner

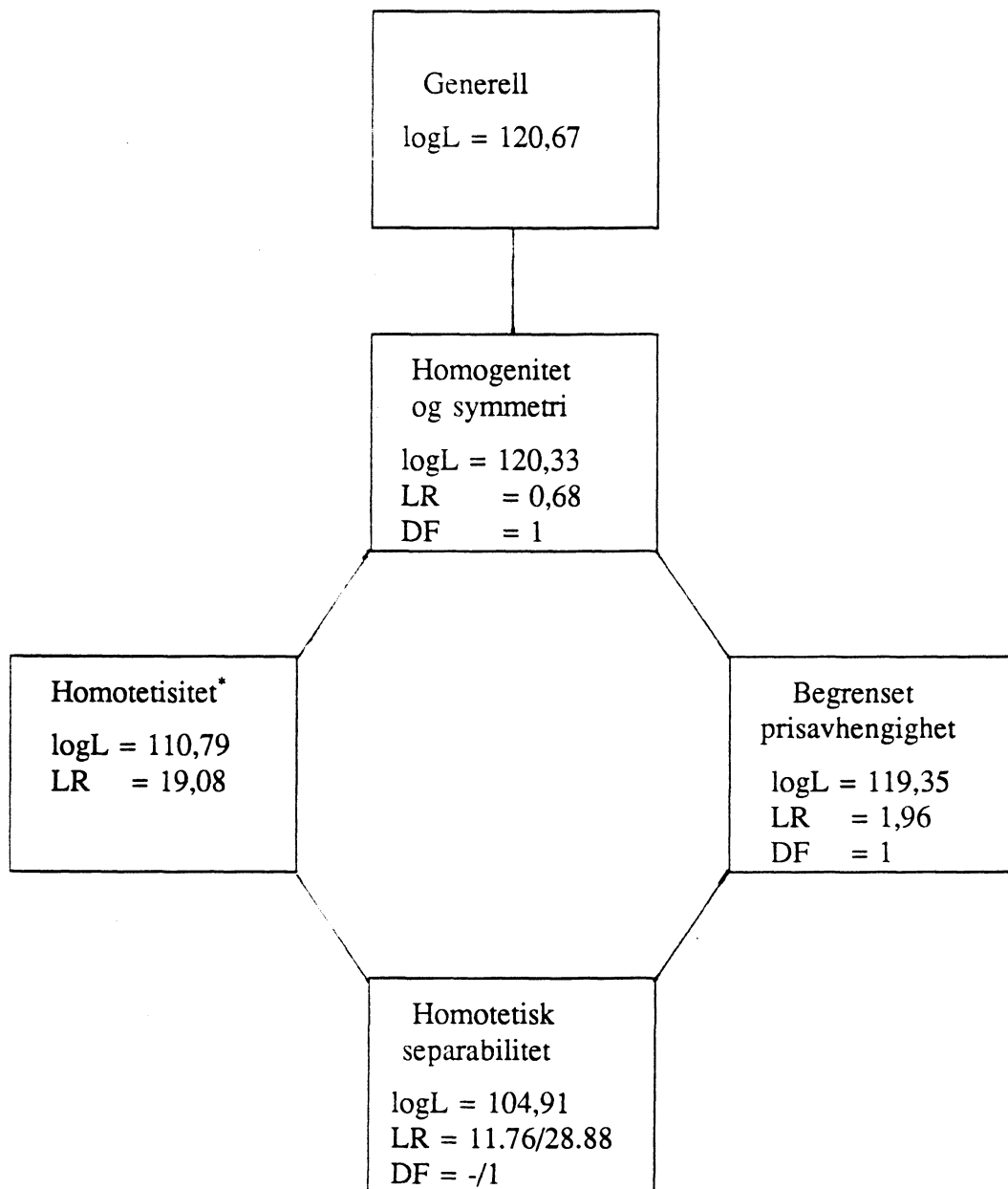
Vi skal her se på testing av restriksjoner for den strukturelle delen som representeres ved matrisen $\Pi(\theta)$. Restriksjonene som testes er av typen homogenitet, $\gamma_{11} = -\gamma_{12}$. På grunn av betingelsene $\gamma_{11} = -\gamma_{21}$ og $\gamma_{12} = \gamma_{22}$ vil dette være ensbetydende med at symmetribetingelsen er tilfredsstilt ($\gamma_{12} = \gamma_{21}$). Andre restriksjoner som testes er homotetisitet ($\gamma_{11} = -\gamma_{12}$ og $\beta_1 = 0$), begrenset prisavhengighet ($\gamma_{11} = \gamma_{12} = 0$) og homotetisk separabilitet ($\gamma_{11} = \gamma_{12} = \beta_1 = 0$).

Resultatet av tilpasningen i de tre modelltypene P/P, P*/P og P*/P* er gjengitt i figurene 3.3.1-3. Vi ser at i alle modellene er det ikke grunnlag for å forkaste hypotesen om homogenitet og symmetri. I modellene P/P og P*/P kan heller ikke hypotesen om begrenset prisavhengighet ($\gamma_{11} = \gamma_{12} = 0$) forkastes. I P*/P* er P-verdien omlag 0,025. Legg merke til at i modellene P/P og P*/P er modellene ikke identifiserte under antagelsene om homotetisitet. Følgelig er ikke de vanlige antagelsene som brukes for å vise at sannsynlighetskvotetesten er asymptotisk χ^2 fordelt til stede. I modellen P*/P* er det derimot identifikasjon, og her forkastes hypotesen om homotetisitet. Siden verdiene til sannsynlighetskvoten er forholdsvis høye også i modellene P/P og P*/P, går vi ut fra at hypotesene ville blitt forkastet her også, om vi hadde beregnet de passende fraktilene.



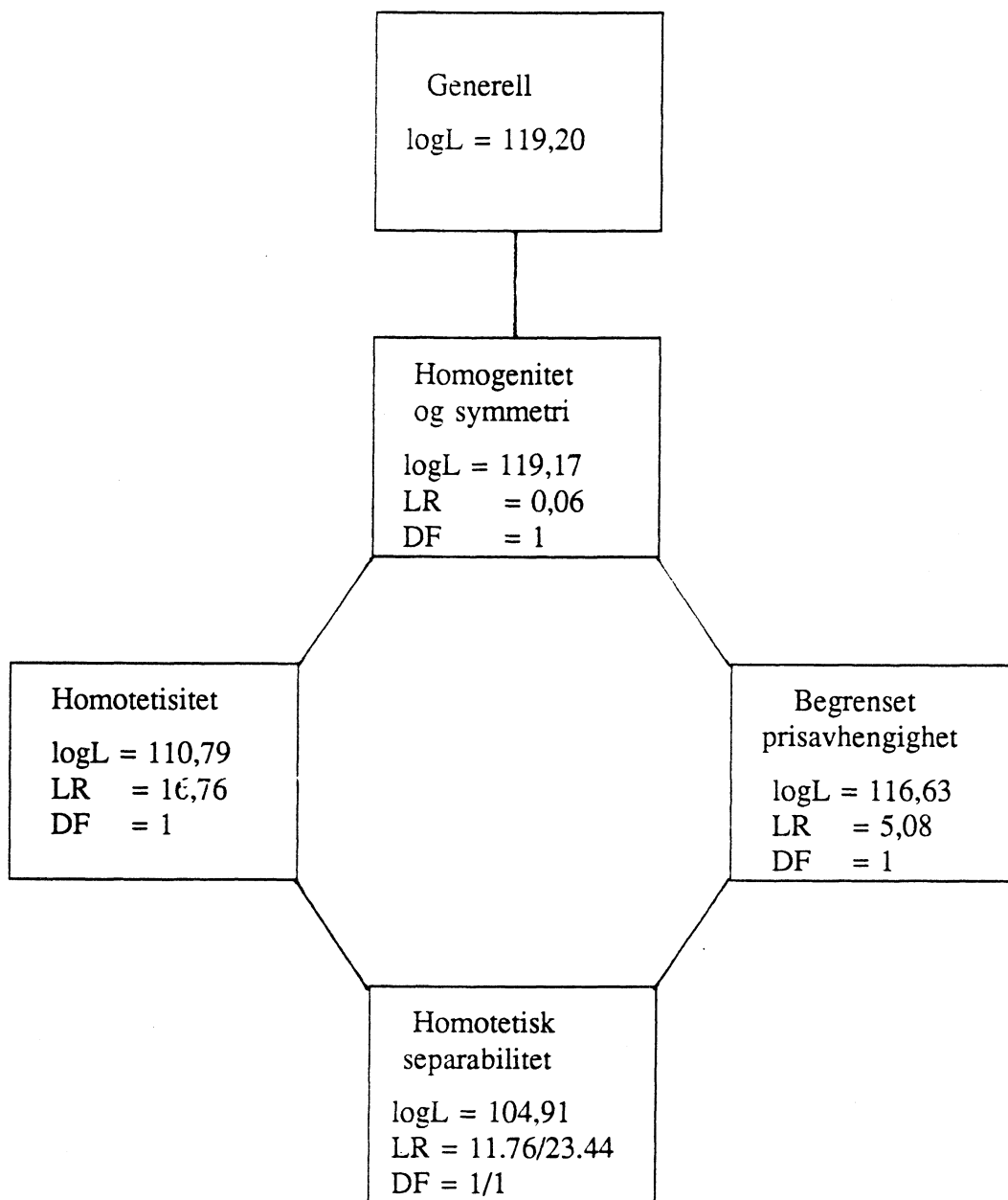
Figur 3.3.1. Testing av strukturelle restriksjoner i modellen P/P

* Ikke identifiserbar.



Figur 3.3.2. Testing av strukturelle restriksjoner i modellen P^*/P

* Ikke identifiserbar.



Figur 3.3.3. Testing av strukturelle restriksjoner i modellen P^*/P^*

3.4. Parameterestimer

I tabellene 3.4.1-3 er parameterestimaterne gjengitt i de mest aktuelle modellene med estimert standardavvik i parentes.

Tabell 3.4.1. Parameterestimer i modeller av type P/P

Modell	Parametre										
	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	b	α_0	α_1	γ_{11}	γ_{12}	β_1
generell	-0,13 (0,03)	-0,15 (0,04)	0,39 (0,14)	-0,34 (0,12)	0,19 (0,02)	0,56 (0,13)	3939 (17030)	210,1 (679,1)	11,3 (24,2)	-11,3 (24,2)	0,05 (0,06)
homogenitet og symmetri	-0,13 (0,03)	-0,15 (0,04)	0,39 (0,14)	-0,34 (0,12)	0,19 (0,02)	0,61 (0,11)	857 (2185)	67,2 (142,0)	5,3 (8,9)	-5,3 -	0,08 (0,04)
begrenset prisavhengighet	-0,13 (0,03)	-0,15 (0,04)	0,39 (0,14)	-0,34 (0,12)	0,19 (0,02)	0,64 (0,10)	-9,1 (2,4)	-0,65 (0,37)	0 -	0 -	0,10 (0,02)

Tabell 3.4.2. Parameterestimer i modeller av typen P*/P

Modell	Parametre									
	a_1	a_2	a_3	b	α_0	α_1	γ_{11}	γ_{12}	β_1	
generell	-0,04 (0,03)	-0,01 (0,03)	0,19 (0,02)	0,54 (0,14)	7248,7 (32690,7)	333,0 (1089,7)	15,5 (31,3)	-15,5 (31,3)	0,05 (0,06)	
homogenitet og symmetri	-0,05 (0,03)	-0,01 (0,03)	0,19 (0,02)	0,60 (0,11)	750,9 (962,5)	61,8 (69,3)	5,2 (5,0)	-5,2 -	0,08 (0,02)	
begrenset prisavhengig- het	-0,05 (0,03)	-0,01 (0,03)	0,19 (0,02)	0,66 (0,10)	-10,7 (1,6)	-0,69 (0,25)	0 -	0 -	0,09 (0,01)	

Tabell 3.4.3. Parameterestimer i modeller av type P*/P*

Modell	Parametre								
	a_1	a_2	a_3	b	konst.- ledd	γ_{11}	γ_{12}	β_1	
generell	0,01 (0,06)	0,01 (0,04)	0,24 (0,03)	0,67 (0,12)	0,27 (0,01)	0,08 (0,05)	-0,08 (0,04)	0,10 (0,03)	
homogenitet og symmetri	0,01 (0,05)	0,01 (0,04)	0,24 (0,02)	0,66 (0,11)	0,27 (0,01)	0,08 (0,03)	-0,08 -	0,09 (0,02)	
begrenset prisavhengighet	-0,02 (0,05)	0,03 (0,04)	0,22 (0,02)	0,56 (0,11)	0,26 (0,01)	-	-	0,06 (0,01)	

Legg merke til at det er liten endring i a-parametrene i de tre modelltypene som følge av restriksjoner på langtidsparemetrene. Spesielt er det en høy signifikant verdi av koeffisienten foran inntektsleddet (a_5 i P/P, a_3 ellers).

Koeffisienten foran feiljusteringsleddet ligger i området 0,5-0,6 i alle modellene og indikerer at en høyere konsumandel av varige goder et år enn det som langtidsløsningen tilsier, resulterer i en reallokering til fordel for ikke-varige goder neste år. Tilsvarende vil en for høy andel for ikke-varige goder et år resultere i en nedgang året etter.

De strukturelle parametrene er vanskeligere å tolke. Tabell 3.4.4 viser et utsnitt av korrelasjonsmatrisen for modellen med begrenset prisavhengighet av typen P/P.

Tabell 3.4.4. Utsnitt av korrelasjonsmatrise for modell med begrenset prisavhengighet

	b	α_1	β_1	α_0
b	1,0	0,09	-0,33	-0,09
α_1		1,0	-0,84	0,92
β_1			1,0	-0,57
α_0				1,0

Som en ser er det høy positiv korrelasjon mellom estimerer for α_1 og α_0 og høy negativ korrelasjon mellom estimatet for α_1 og β_1 . I tabell 3.4.1 ser en at dette forholdet gjenspeiles i at avtagende verdier av $\hat{\alpha}_0$ og $\hat{\alpha}_1$ går sammen med økende verdier av estimatet for $\hat{\beta}_1$. Modellene av typen P*/P viser det samme trekket.

For modellene av typen P*/P* med symmetri og homogenitet er korrelasjonen mellom konstantleddet og $\hat{\beta}_1$ 0,90 og mellom $\hat{\beta}_1$ og $\hat{\gamma}_1$ 0,93, noe som også er meget høyt.

Dette peker i retning av nær ikke identifiserbarhet av enkelte av strukturparametrene. Det er vanskelig å estimere alle simultant. Dette viser seg også ved at det, som nevnt tidligere, i enkelte tilfeller kunne være meget problematisk å få optimeringsalgoritmene til å konvergere.

Et annet krav til parameterestimaterne er at de predikerte langtidandelene for de enkelte varegruppene skal ligge i intervallet [0,1] for rimelige verdier av de eksogene variablene. I basisåret er alle prisindeksene lik 1 slik at de predikerte langtidandelene dette året er gitt ved

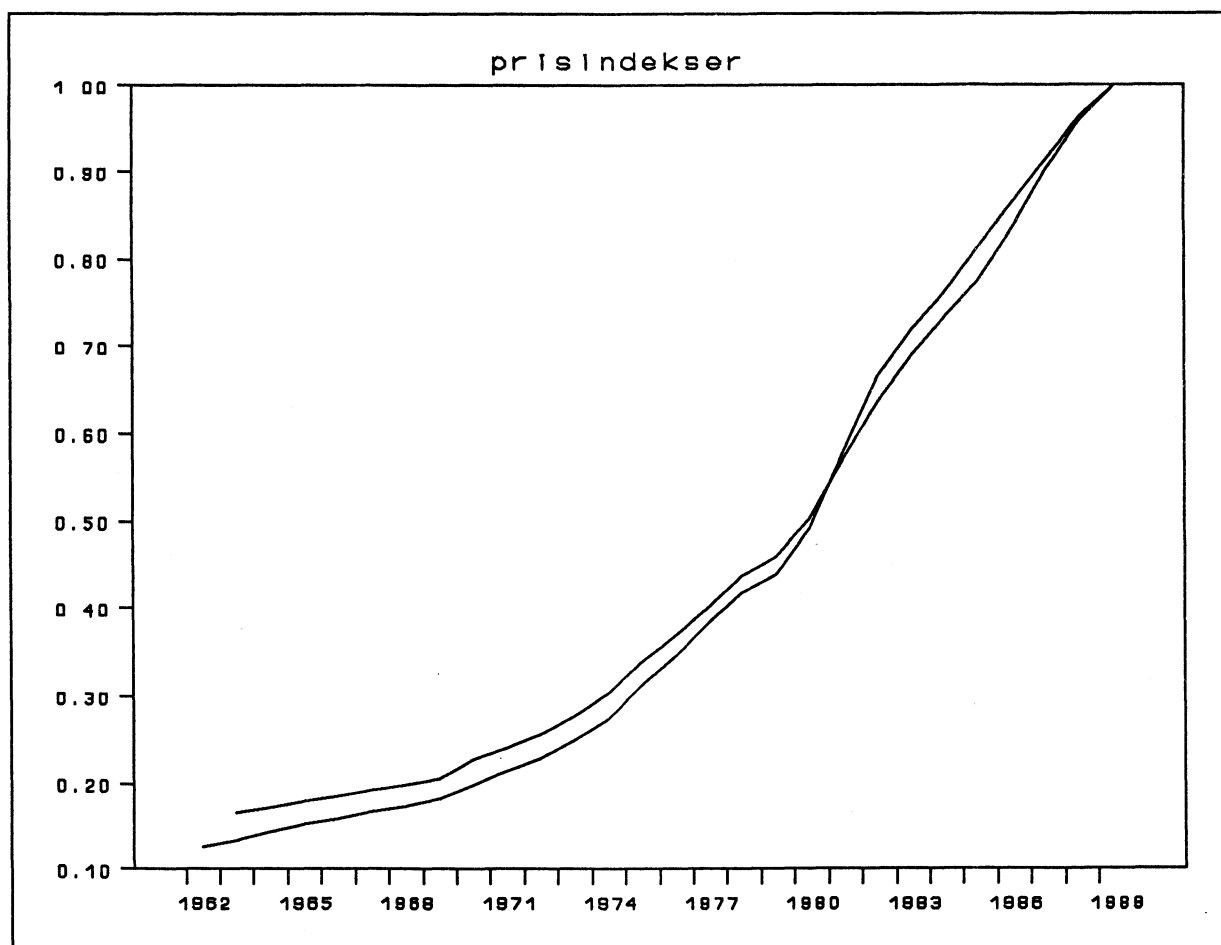
$$\hat{w}_i = \hat{\alpha}_0 - \hat{\beta}_i \hat{\alpha}_i + \hat{\beta} \log X.$$

Her er X i vårt tilfelle omtrent 0,7.

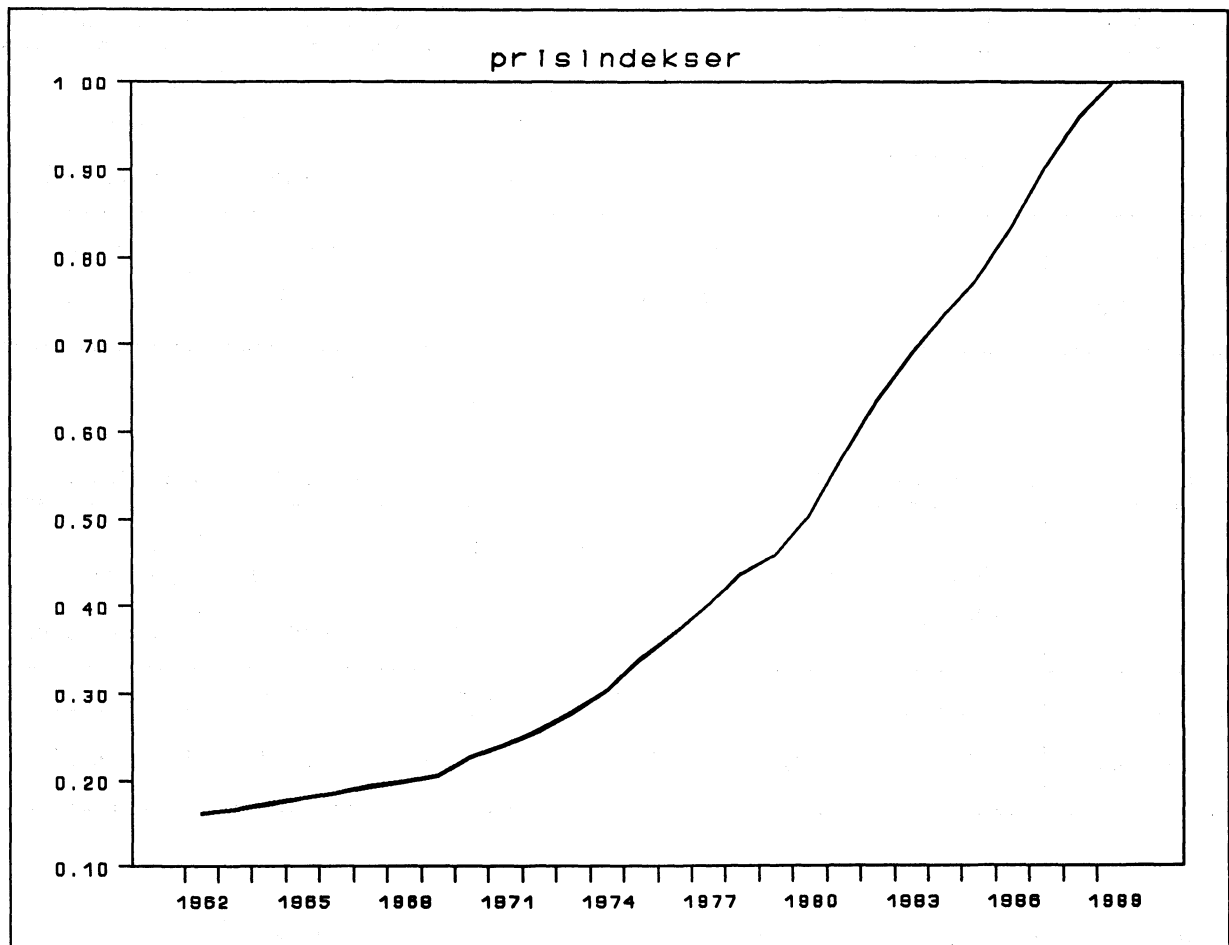
Vi ser at bare modellene av typen P^*/P^* og modeller med pålagt begrenset prisavhengighet er i nærheten av å oppfylle kravet.

Ytterligere inntrykk av rimeligheten av parameterverdiene får en ved å beregne prisindeksene P og P^* . Uttrykket for P er slik at for rimelige parameteranslag skal P og P^* oppføre seg noenlunde likt. Figur 3.4.1 viser P og P^* , der P er beregnet for estimater fra modell P/P med begrenset prisavhengighet. Hvis en bruker parameterverdier fra modellen der en bare antar homogenitet og symmetri er adferden til P nokså merkverdig. Innflytelsen fra produktet av logaritmen til prisene i kombinasjon med parameterestimaterne gjør at P ikke engang blir stigende.

For modellen P^*/P^* svarer linjen fra figur 3.4.2 både til P^* og P beregnet med estimater fra modellen med homogenitet og symmetri og modellen med begrenset prisavhengighet. Som en ser er forskjellen mellom de tre tilfellene knapt merkbar.



Figur 3.4.1. Indeksene P^* og P . Den siste er beregnet med parameterestimater fra modell P/P med begrenset prisavhengighet



Figur 3.4.2. Indeksene P^* og P . Den siste er beregnet med estimater fra modellen P^*/P^* med homogenitet og symmetri, og fra modellen P^*/P^* med begrenset prisavhengighet

Konklusjonen av dette blir at det neppe er rimelig å vente fornuftige parameterverdier i modeller der produktledd av logaritmen til prisene inngår. En mulig angrepsmåte hadde kanskje vært å fryse en del parametre som utviser sterk korrelasjon med andre parametre til gitte a priori rimelige verdier og estimert de øvrige fritt. Dette kan resultere i at en står igjen med et sett parameterverdier som alle er rimelige. Vi har ikke forfulgt denne ideen. Å gjøre det vil trolig kreve en betydelig arbeidsinnsats for et nokså usikkert resultat.

Vi har sett på pris- og inntektselastisiteter og Slutsky substitusjonsledd med utgangspunkt i formlene som står gjengitt i Anderson og Blundell (1983).

Parameterestimaterne er hentet fra modeller av typen P^*/P^* og resultatene er gjengitt i tabellene 3.4.5-7.

Tabell 3.4.5. Elastisiteter for parameterverdier fra modell P*/P* med homogenitet og symmetri

	Inntekts- elastisitet	Priselastisiter (ukompenserte)		Slutsky substitusjonsledd	
		Varige	Ikke-varige	Varige	Ikke-varige
Varige	1,375	-0,744/-0,690	-0,631/-0,685	-0,072	0,072
Ikke-varige	0,885	-0,081/-0,098	-0,801/-0,784	0,072	-0,072

Tabell 3.4.6. Elastisiteter for parameterverdier fra modell P*/P* med begrenset prisavhengighet

	Inntekts- elastisitet	Priselastisiter (ukompenserte)		Slutsky substitusjonsledd	
		Varige	Ikke-varige	Varige	Ikke-varige
Varige	1,246	-1,058/-1,035	-0,188/-0,211	-0,129	0,129
Ikke-varige	0,923	0,018/0,011	-0,941/-0,934	0,129	-0,129

Tabell 3.4.7. Elastisiteter for parameterverdier fra statisk modell med indeks P*

	Inntekts- elastisitet	Priselastisiter (ukompenserte)		Slutsky substitusjonsledd	
		Varige	Ikke-varige	Varige	Ikke-varige
Varige	1,439	-1,259/-1,183	-0,180/-0,256	-0,160	0,160
Ikke-varige	0,857	0,084/0,060	-0,942/-0,917	0,160	-0,160

Verdiene for priselastisitetene er beregnet ved at estimatet for konstantleddet er skrevet $\alpha_1 - \alpha_0\beta_1$. Deretter er dette løst m.h.p. α_1 for estimatet for β_1 og α_0 satt lik -0,4 og -2,0. Som forklart i innledningen har α_0 en tolkning som gjør at dette er rimelige verdier.

Når det gjelder tolkningen av elastisitetene virker de for så vidt rimelige.

4. Estimering med tre varegrupper

4.1. Tilpasning av generelle modeller i to tilfeller med tre varegrupper

Som nevnt ovenfor har vi for tre varegrupper tilpasset modellene P^*/P og P^*/P^* . For modellen P^*/P kan ligningene skrives

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} w_{1t} \\ w_{2t} \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} a_{11} \\ a_{21} \end{pmatrix} \Delta \log p_{1t} + \begin{pmatrix} a_{12} \\ a_{22} \end{pmatrix} \Delta \log p_{2t} + \begin{pmatrix} a_{13} \\ a_{23} \end{pmatrix} \Delta \log p_{3t} + \begin{pmatrix} a_{14} \\ a_{24} \end{pmatrix} \Delta \log [X_t/P_t^*] \\ &- \begin{pmatrix} b_{11} \\ b_{21} \end{pmatrix} \left[w_{1t-1} - (\alpha_1 - \beta_1 \alpha_0) - (\gamma_{11} - \beta_1 \alpha_1) \log p_{1t-1} - (\gamma_{12} - \beta_1 \alpha_2) \log p_{2t-1} \right. \\ &- \left. (\gamma_{13} - \beta_1 (1 - \alpha_1 - \alpha_2)) \log p_{3t-1} + \beta_1 Q_{t-1} - \beta_1 \log(X_{t-1}) \right] \\ &- \begin{pmatrix} b_{12} \\ b_{22} \end{pmatrix} \left[w_{2t-1} - (\alpha_2 - \beta_2 \alpha_0) - (\gamma_{21} - \beta_2 \alpha_1) \log p_{1t-1} - (\gamma_{22} - \beta_2 \alpha_2) \log p_{2t-1} \right. \\ &- \left. (\gamma_{23} - \beta_2 (1 - \alpha_1 - \alpha_2)) \log p_{3t-1} + \beta_2 Q_{t-1} - \beta_2 \log X_{t-1} \right] + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \end{aligned}$$

der

$$\begin{aligned} Q_t &= \frac{1}{2} \gamma_{11} \log p_{1t} \log \left[\frac{p_{1t}}{p_{3t}} \right] + \frac{1}{2} \gamma_{12} \log p_{2t} \log \left[\frac{p_{1t}}{p_{3t}} \right] + \frac{1}{2} \gamma_{13} \log p_{3t} \log \left[\frac{p_{1t}}{p_{3t}} \right] \\ &+ \frac{1}{2} \gamma_{21} \log p_{1t} \log \left[\frac{p_{2t}}{p_{3t}} \right] + \frac{1}{2} \gamma_{22} \log p_{2t} \log \left[\frac{p_{2t}}{p_{3t}} \right] + \frac{1}{2} \gamma_{23} \log p_{3t} \log \left[\frac{p_{2t}}{p_{3t}} \right] \end{aligned}$$

For P^*/P^* inngår Stones indeks P^* også i korttidsdynamikken slik at ligningen blir

$$\Delta \begin{pmatrix} w_{1t} \\ w_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} \\ a_{21} \end{pmatrix} \Delta \log p_{1t} + \begin{pmatrix} a_{12} \\ a_{22} \end{pmatrix} \Delta \log p_{2t} + \begin{pmatrix} a_{13} \\ a_{23} \end{pmatrix} \Delta \log p_{3t} + \begin{pmatrix} a_{14} \\ a_{24} \end{pmatrix} \Delta \log [X_t/P_t^*] \\ - \begin{pmatrix} b_{11} \\ b_{21} \end{pmatrix} \left[w_{1t-1} - \alpha_1 - \gamma_{11} \log p_{1t-1} - \gamma_{12} \log p_{2t-1} - \gamma_{13} \log p_{3t-1} - \beta_1 \log (X_{t-1}/P_{t-1}^*) \right] \\ - \begin{pmatrix} b_{21} \\ b_{22} \end{pmatrix} \left[w_{2t-1} - \alpha_2 - \gamma_{21} \log p_{1t-1} - \gamma_{22} \log p_{2t-1} - \gamma_{23} \log p_{3t-1} - \beta_2 \log (X_{t-1}/P_{t-1}^*) \right] + \begin{pmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

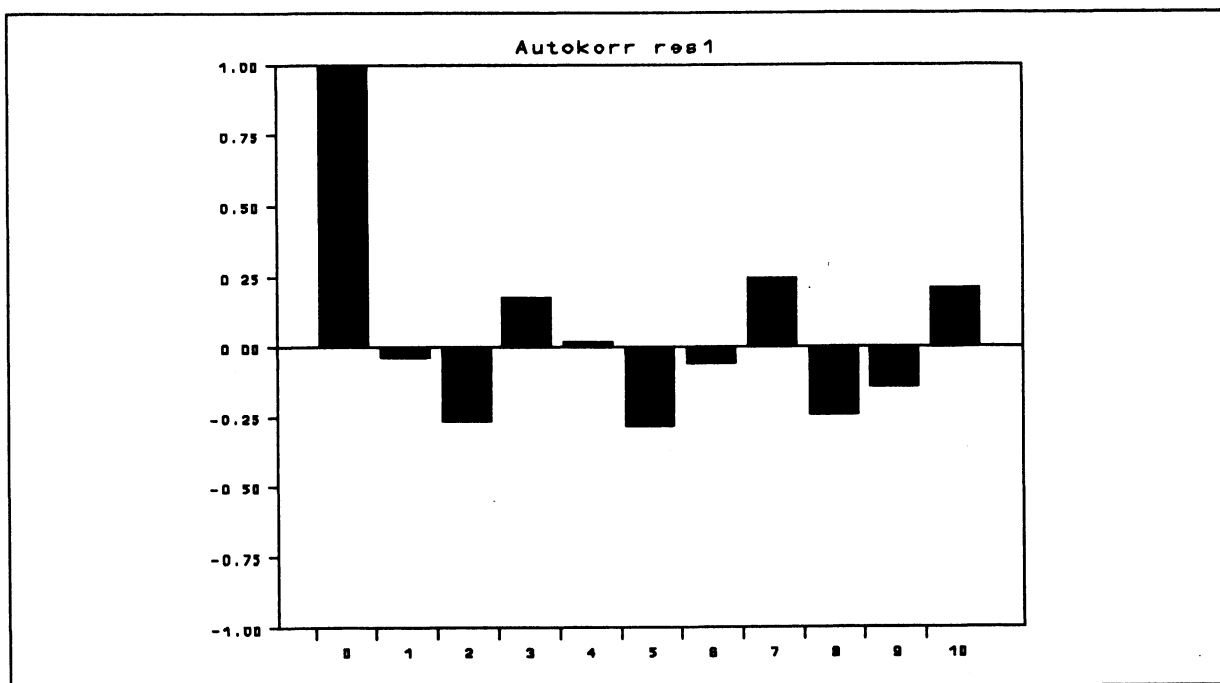
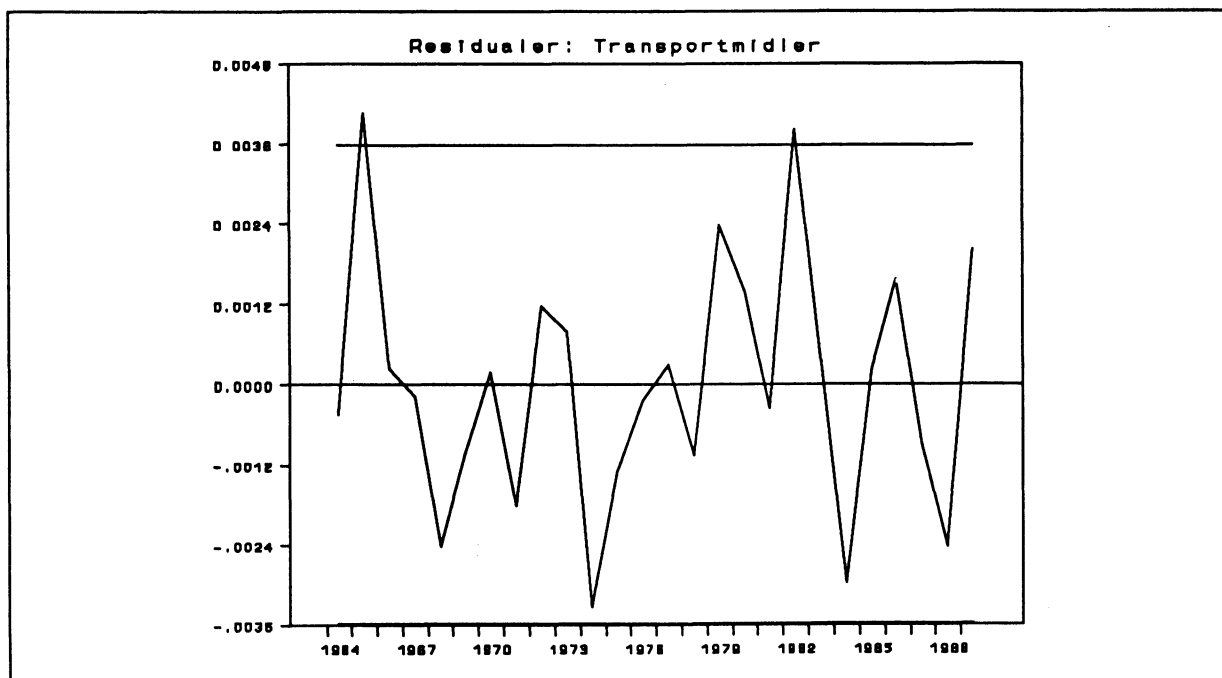
Tabell 4.1.1 inneholder noen observatorer som beskriver tilpasningen av de to modellene uten restriksjoner på noen av parametrene.

Tabell 4.1.1. Beskrivelse av tilpasning av modell P^*/P og P^*/P^*

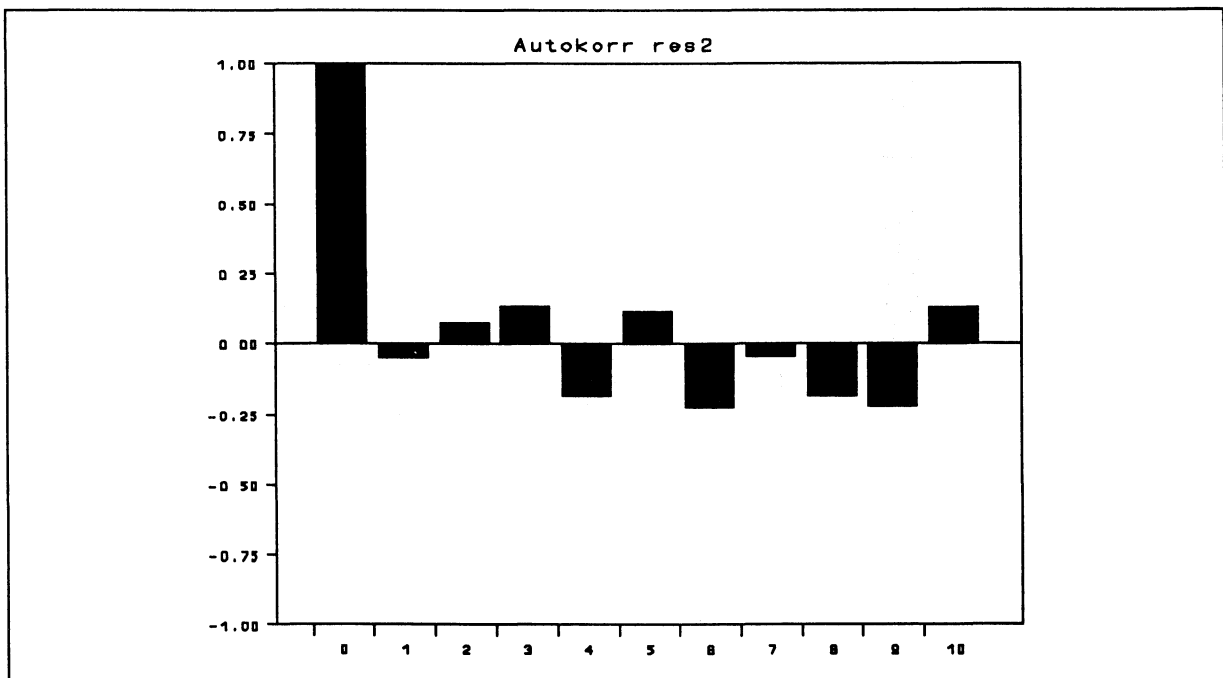
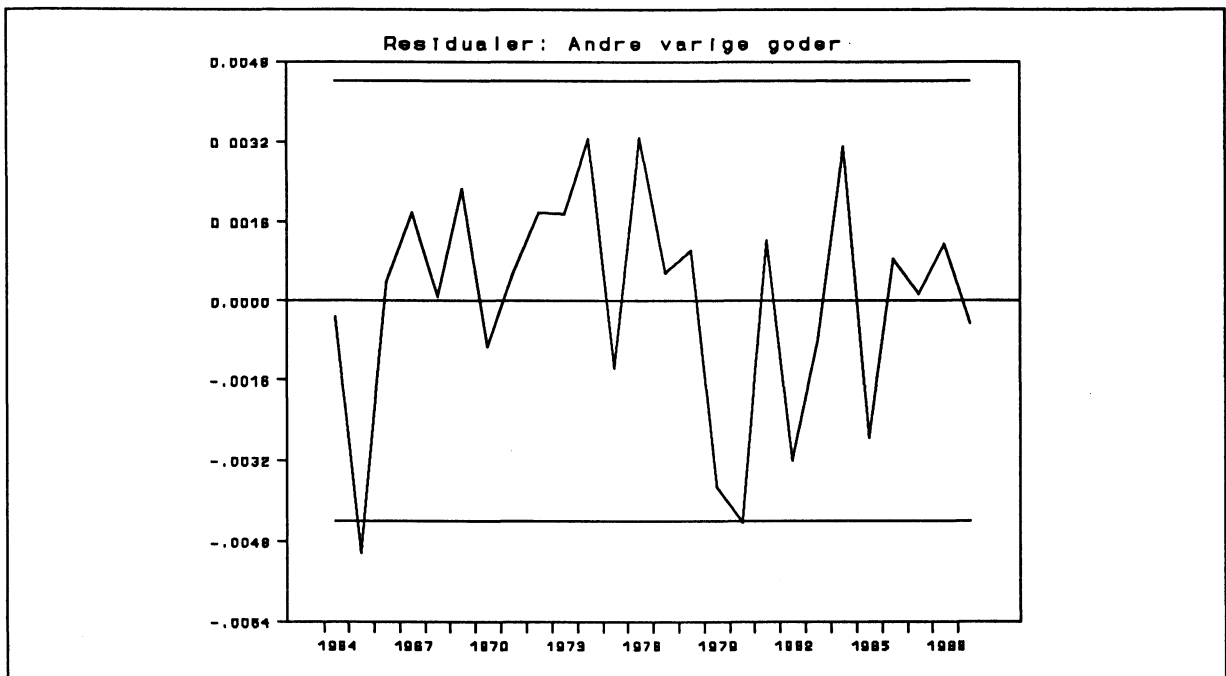
Modell	P^*/P	P^*/P^*
Log Likelihood	256,38	252,32
Ligning 1		
var ϵ_t	$0,39 \times 10^{-5}$	$0,37 \times 10^{-5}$
R^2	0,96	0,96
Durbin-Watson	2,02	1,75
Ligning 2		
var ϵ_t	$0,60 \times 10^{-5}$	$0,41 \times 10^{-5}$
R^2	0,41	0,59
Durbin-Watson	2,09	1,94

Figur 4.1.1-2 og figur 4.1.3-4 viser plott av residualer og korrelasjoner mellom disse for de to modelltypene. Som en ser virker tilpasningen i begge modellene tilfredsstillende.

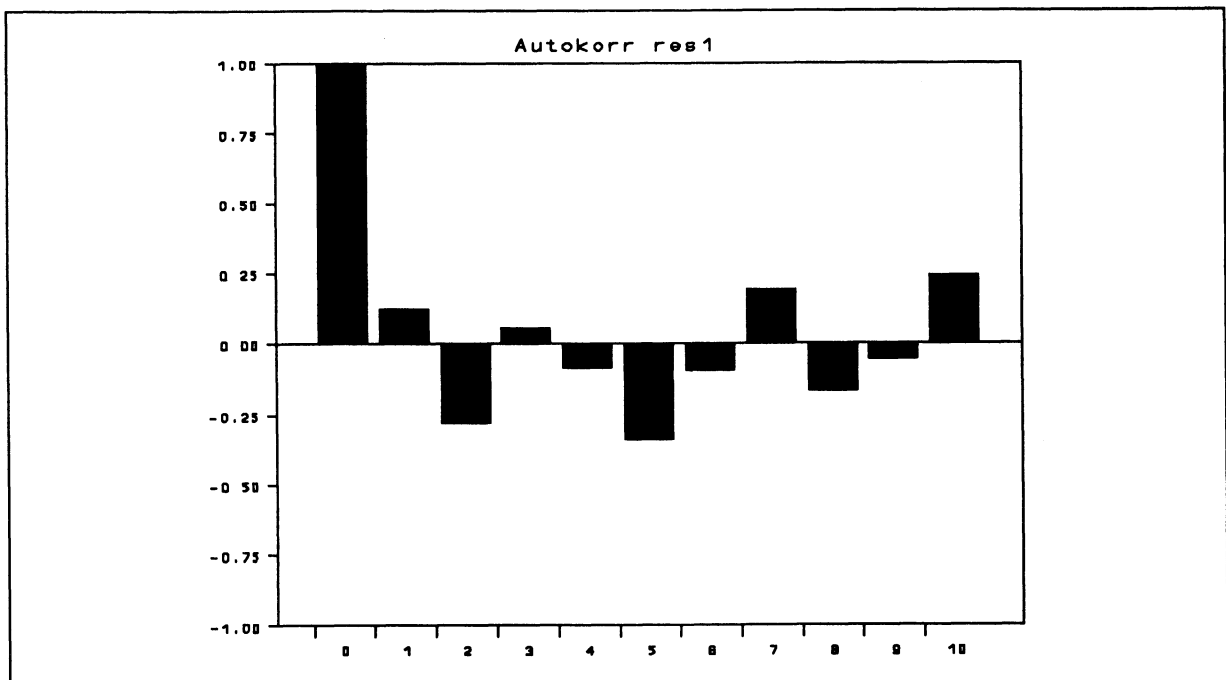
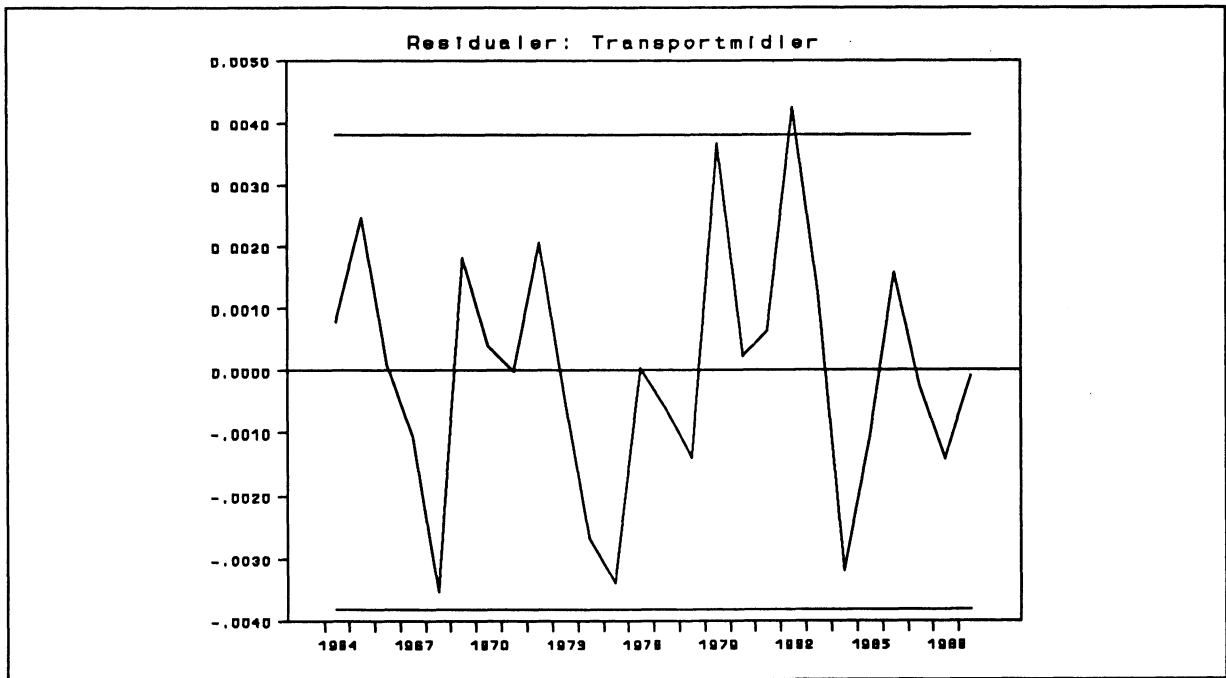
Også i dette tilfellet ser en at residualene har store likhetstrekk for de to modellene.



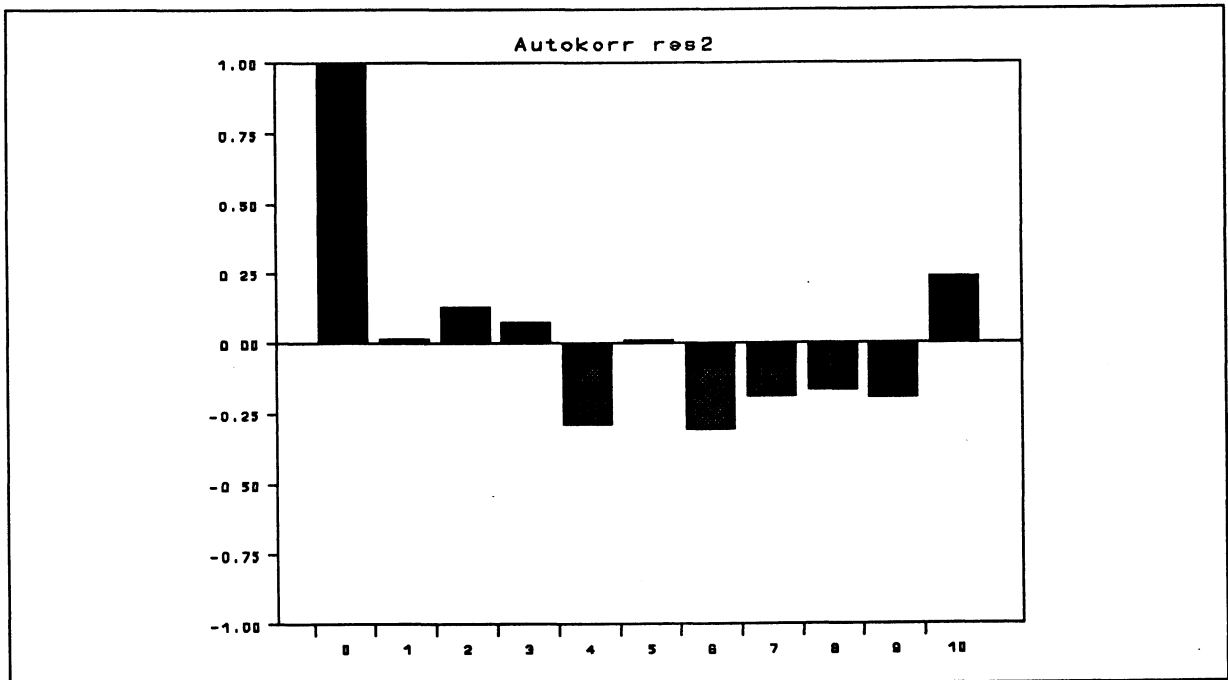
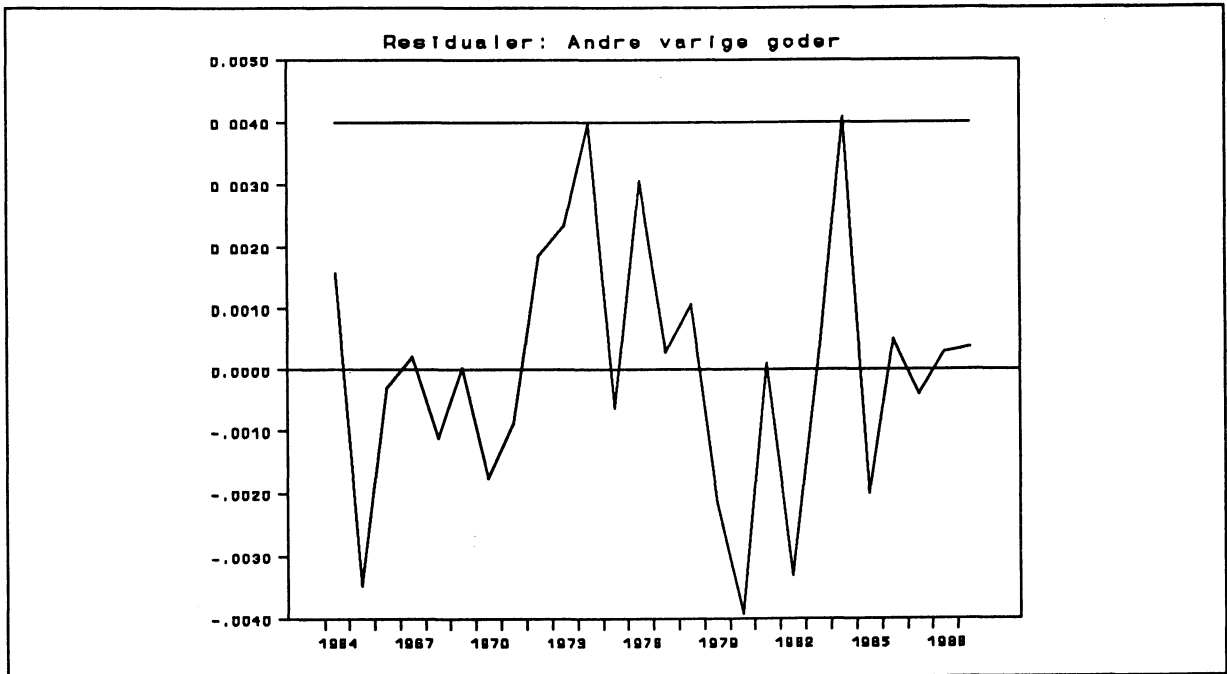
Figur 4.1.1. Residualer (med to standardavvik) i ligningen for endringen i budsjettandelen for kjøp av egne transportmidler og autokorrelasjonsfunksjonen basert på disse residualene i modell P^*/P



Figur 4.1.2. Residualer (med to standardavvik) i ligningen for endringen i budsjettandelen for andre varige goder og autokorrelasjonsfunksjonen basert på disse residualene i modell P^*/P



Figur 4.1.3. Residualer (med to standardavvik) i ligningen for endringen i budsjettandelen for kjøp av egne transportmidler og autokorrelasjonsfunksjonen basert på disse residualene i modell P^*/P^*



Figur 4.1.4. Residualer (med to standardavvik) i ligningen for endringen i budsjettandelen for kjøp av andre varige goder og autokorrelasjonsfunksjonen basert på disse residualene i P^*/P^*

4.2. Test av dynamisk struktur

Som beskrevet ovenfor er det mulig å gjennomføre en test for ulike dynamiske spesifikasjoner i modeller av typen P^*/P^* .

I følge resultatene gjengitt i tabell (2.1.2) vil restriksjoner av typen

$$\begin{aligned} a_{11} &= \gamma_{11}, & a_{21} &= \gamma_{21} \\ a_{12} &= \gamma_{12}, & a_{22} &= \gamma_{22} \\ a_{13} &= \gamma_{13}, & a_{23} &= \gamma_{23} \\ a_{14} &= \gamma_{14}, & a_{24} &= \gamma_{24} \end{aligned}$$

gi en modell som kan beskrives som en statisk modell pluss en restleddsprosess som er en autoregressiv prosess av første orden.

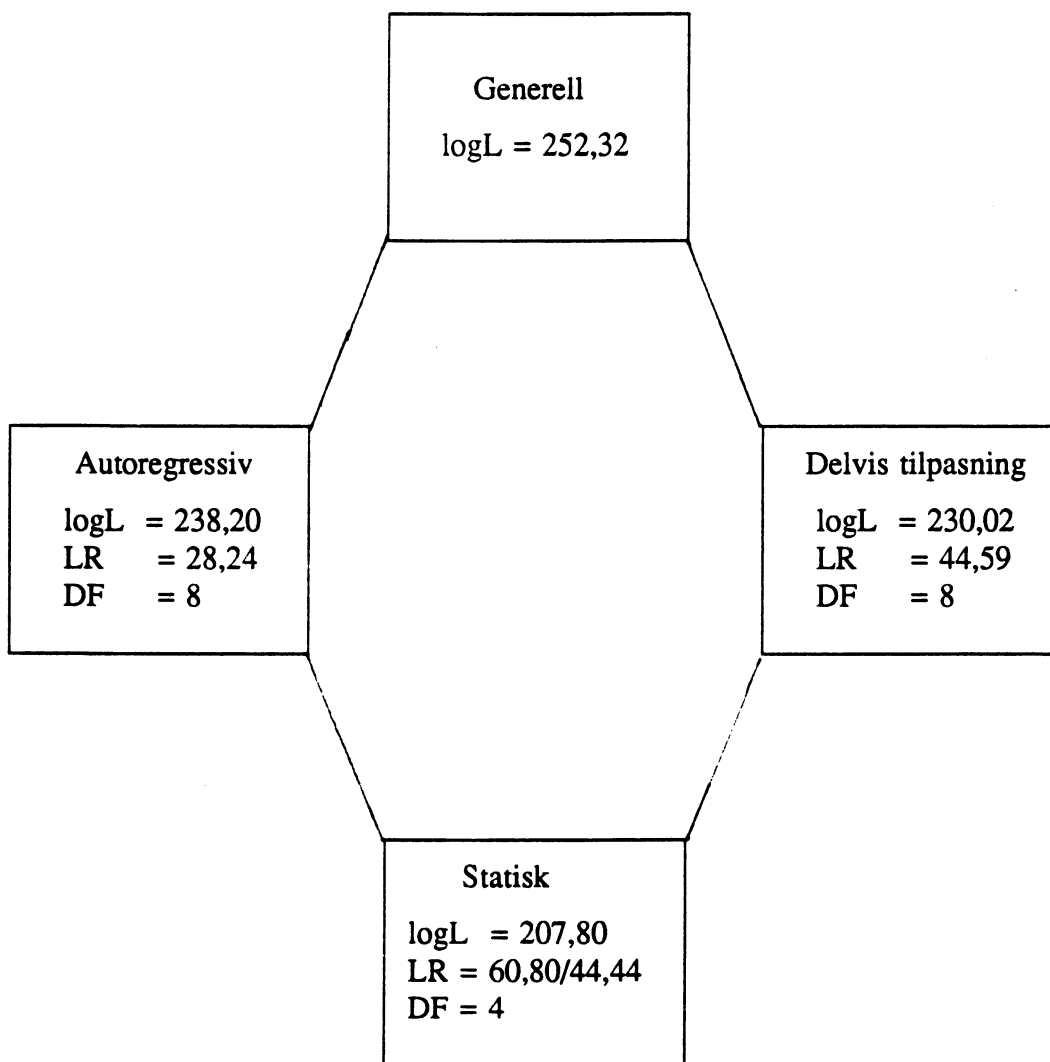
Tilsvarende gir restriksjoner av typen

$$\begin{aligned} a_{11} &= b_{11}\gamma_{11} + b_{12}\gamma_{21}, & a_{21} &= b_{21}\gamma_{11} + b_{22}\gamma_{21} \\ a_{12} &= b_{11}\gamma_{12} + b_{12}\gamma_{22}, & a_{22} &= b_{21}\gamma_{12} + b_{22}\gamma_{22} \\ a_{13} &= b_{11}\gamma_{13} + b_{12}\gamma_{23}, & a_{23} &= b_{21}\gamma_{13} + b_{22}\gamma_{23} \\ a_{14} &= b_{11}\gamma_{14} + b_{12}\gamma_{24}, & a_{24} &= b_{21}\gamma_{14} + b_{22}\gamma_{24} \end{aligned}$$

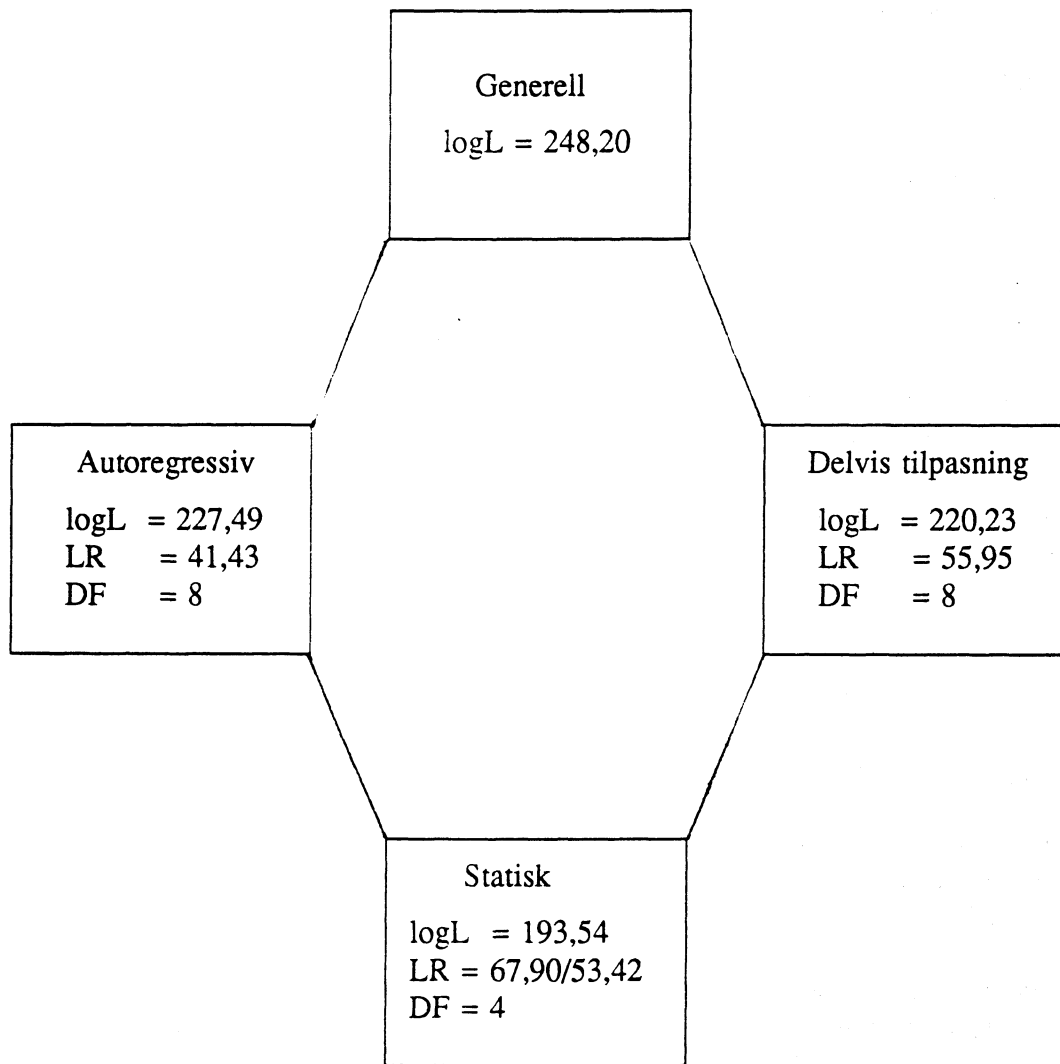
en modell med delvis tilpasning.

Den statiske modellen framkommer ved i tillegg å sette $b_{11}=b_{22}=1$ og $b_{12}=b_{21}=0$.

Figur 4.2.1 og 4.2.2 viser resultatet av å tilpasse de ulike modellene. Som man kan se er det ikke grunnlag for å forenkle den dynamiske strukturen, selv om den autoregressive varianten også her gir noe bedre tilpasning enn de to andre forenklingene.



Figur 4.2.1. Dynamiske modeller av typen P^*/P^* . Ingen restriksjoner i den strukturelle modellen.



Figur 4.2.2. Dynamiske modeller av typen P^*/P^* . Homogenitet og symmetri pålagt i den strukturelle modellen.

4.3. Testing av strukturelle restriksjoner

Vi skal her gjengi resultater av å tilpasse modeller med ulike restriksjoner i den strukturelle delen i den generelle modellen. Vi ser første på modeller av typen P^*/P , altså med bruk av indeksen i korttidsdynamikken, og dernest på tilsvarende modeller av typen P^*/P^* , dvs. bruk av indeksen i både kort- og langtidsdel. Til slutt blir den statiske modellen betraktet.

Restriksjonene som testes er av typen homogenitet ($\sum_{j=1}^3 \gamma_{ij}=0, i=1, \dots, n$), homogenitet og symmetri ($\sum_{j=1}^3 \gamma_{ij}=0, \gamma_{ij}=\gamma_{ji}, i=1, \dots, n, j=1, \dots, n$), homotetisitet ($\sum_{j=1}^3 \gamma_{ij}=0, \beta_i=0, i=1, \dots, n, j=1, \dots, n$), begrenset prisavhengighet ($\gamma_{ij}=0; i=1, \dots, n, j=1, \dots, n$) og homotetisk separabilitet ($\gamma_{ij}=0, \beta_i=0; i=1, \dots, n, j=1, \dots, n$).

Resultatene av tilpasningen for modellen P^*/P er gjengitt i figur 4.3.1. Verdien av log (tilpasset likelihood) er gjengitt for hver modell, sammen med sannsynlighetskvotetesten for forenkling i forhold til modellen over. Legg merke til at forenklingen fra homogenitet og symmetri til homotetisitet medfører at parameteren α_0 ikke lenger er identifiserbar, slik at den asymptotiske fordelingen til sannsynlighetskvotetesten ikke lenger er χ^2 .

Hverken homogenitet eller homogenitet og symmetri restriksjonene kan forkastes på 0,05 nivå. P-verdiene for den første modellen ligger mellom 0,05 og 0,1, mens den siste har P-verdi mellom 0,1 og 0,25. Når det gjelder modellen for begrenset prisavhengighet er P-verdien mellom 0,025 og 0,01.

Figur 4.3.2 gjengir resultatet av tilsvarende modelltilpasninger når parameteren $\alpha_0 = -1,6$. Denne restriksjonen blir ikke forkastet i noen av modellene. Den største endringen er i modellene for homogenitet og i modellen med begrenset prisavhengighet. I dette tilfellet blir homogenitetsmodellen forkastet på 0,05 nivå, men P-verdien er ikke særlig liten, mellom 0,05 og 0,025. For modellene for begrenset prisavhengighet og homotetisitet ligger P-verdiene mellom 0,01 og 0,005.

At hypotesen om homotetisitet blir så klart forkastet og at restriksjonen $\alpha_0 = -1,6$ ikke er signifikant, gjør at vi kan anta at homotetisitet ikke gir noen spesielt god beskrivelse når α_0 estimeres fritt. I slike modeller er som nevnt denne parameteren ikke identifiserbar, og vanlige fordelingsresultater for sannsynlighetskvotetesting kan ikke anvendes.

Konklusjonen blir at for begge P^*/P -modelltypene (α_0 fri og $\alpha_0=-1,6$) gir modellen med homogenitet og symmetri akseptabel tilpasning, men at det ikke er noen grunn til å forenkle modellen ytterligere.

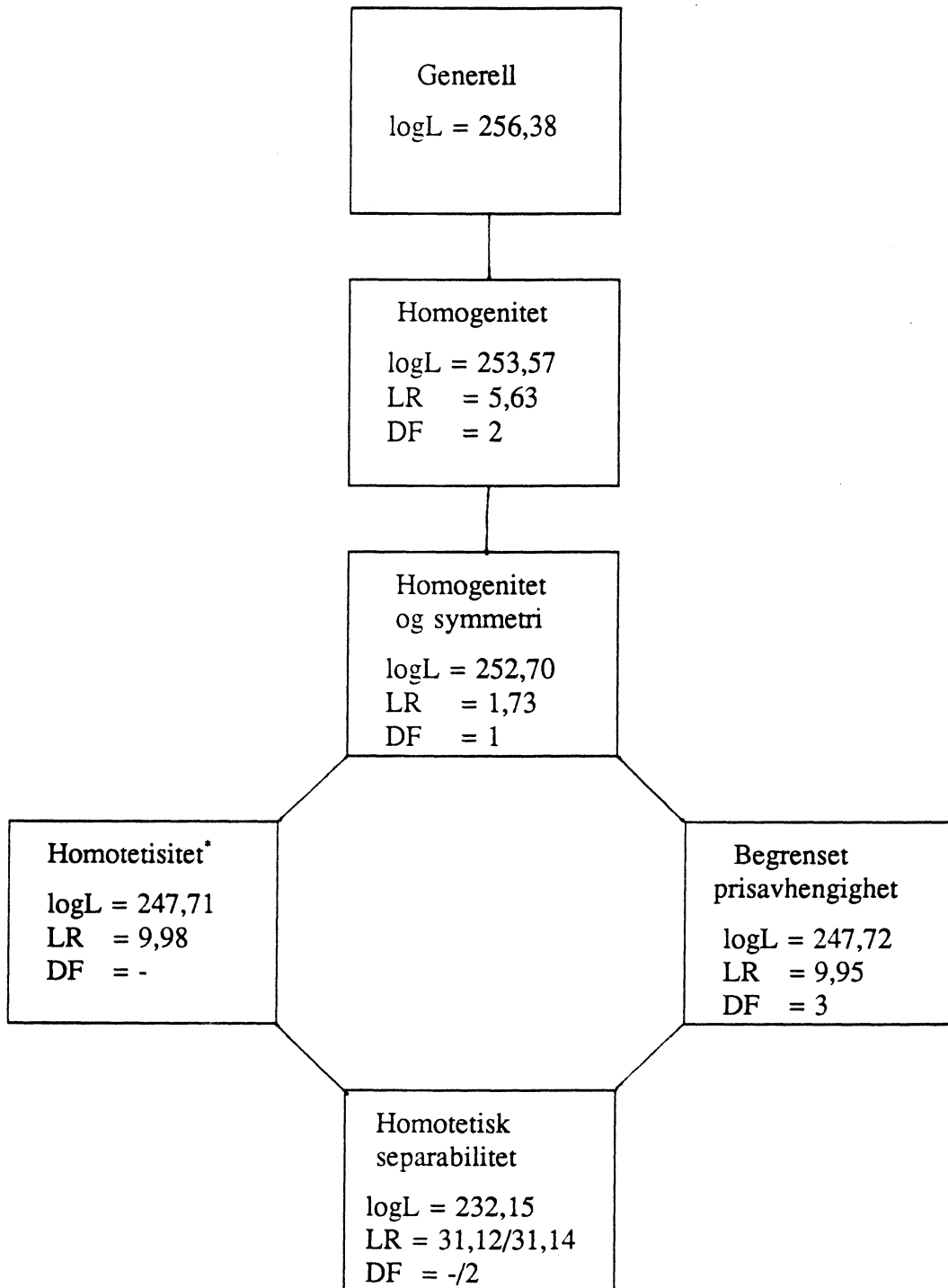
Figur 4.3.3 gir resultatene av testing i modellen P^*/P^* . Husk at den ikke inneholder parameteren α_0 . Den største forskjellen fra modellen uten indeksen P^* i strukturdelen er at homogenitetsantagelsen forkastes, om enn ikke så veldig klart. P-verdien ligger mellom 0,05 og 0,025. Dessuten er det liten endring i likelihooden ved reduksjon til homotetisitet eller begrenset prisavhengighet.

I figur 4.3.4 presenteres resultatene av tilpasning av statiske modeller. Her blir også modellen med homogenitet forkastet, og konklusjonen er her meget klar. Det er liten forskjell i likelihooden til en modell med homogenitet og symmetri og en som bare medfører homogenitet.

Vi kan med andre ord konkludere med at modellen P^*/P gir en modell der homogenitets- og symmetribetingelsene fra økonomisk teori holder.

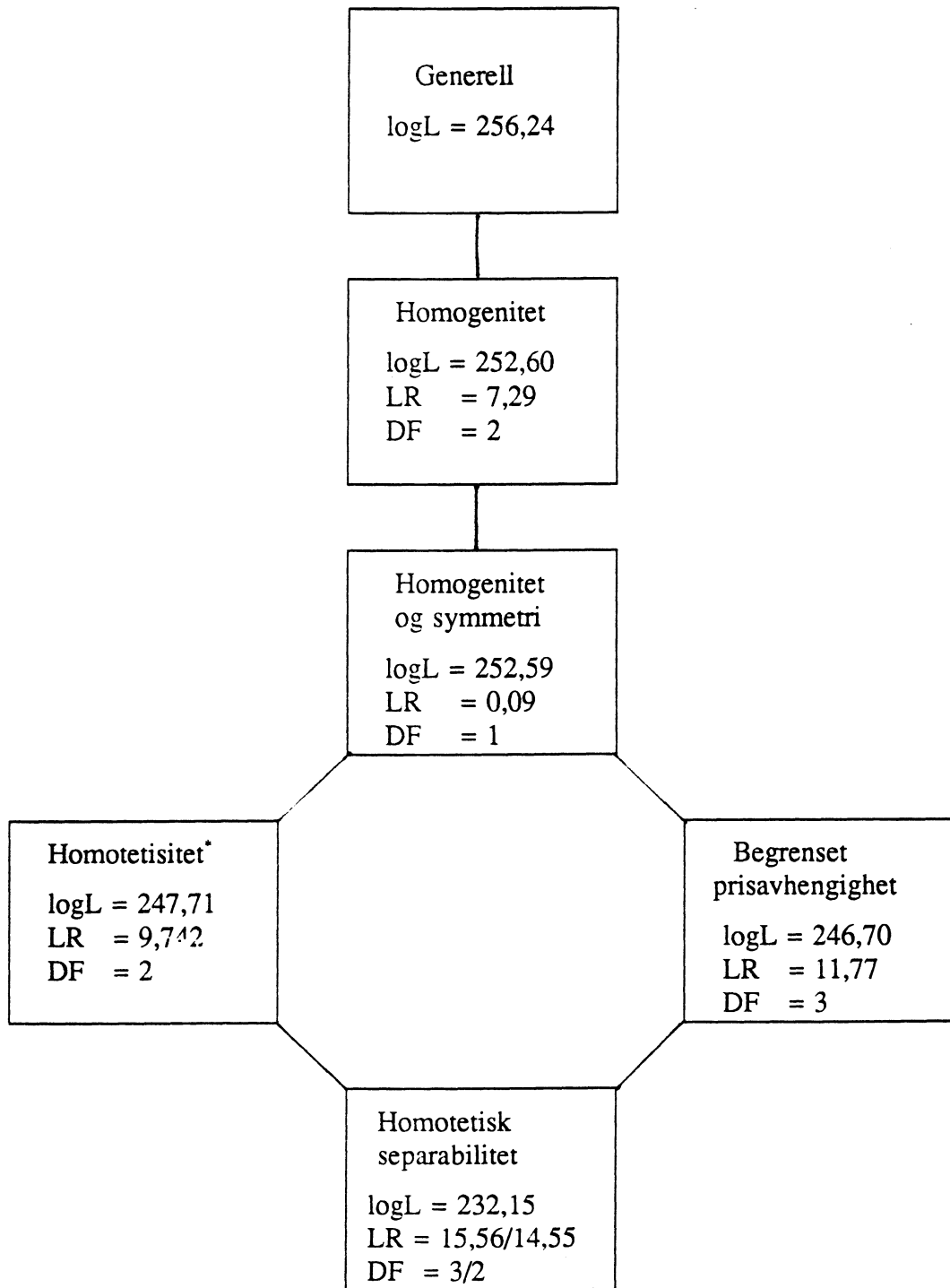
Holdbarheten til homogenitetsbetingelsen er noe mer tvilsom i P^*/P^* , men er den først godtatt føyer en modell der en antar begrenset prisavhengighet tilfredsstillende. For en statisk modell gir en restriksjon som medfører homogenitet nokså klar forkastning.

Dette er ment som en illustrasjon på hva konsekvensene av å anvende en statisk modell kan være. Som nevnt tidligere er en slik modell i utgangspunktet feilspesifisert, og da er det ikke meningsfylt å teste ytterligere restriksjoner.

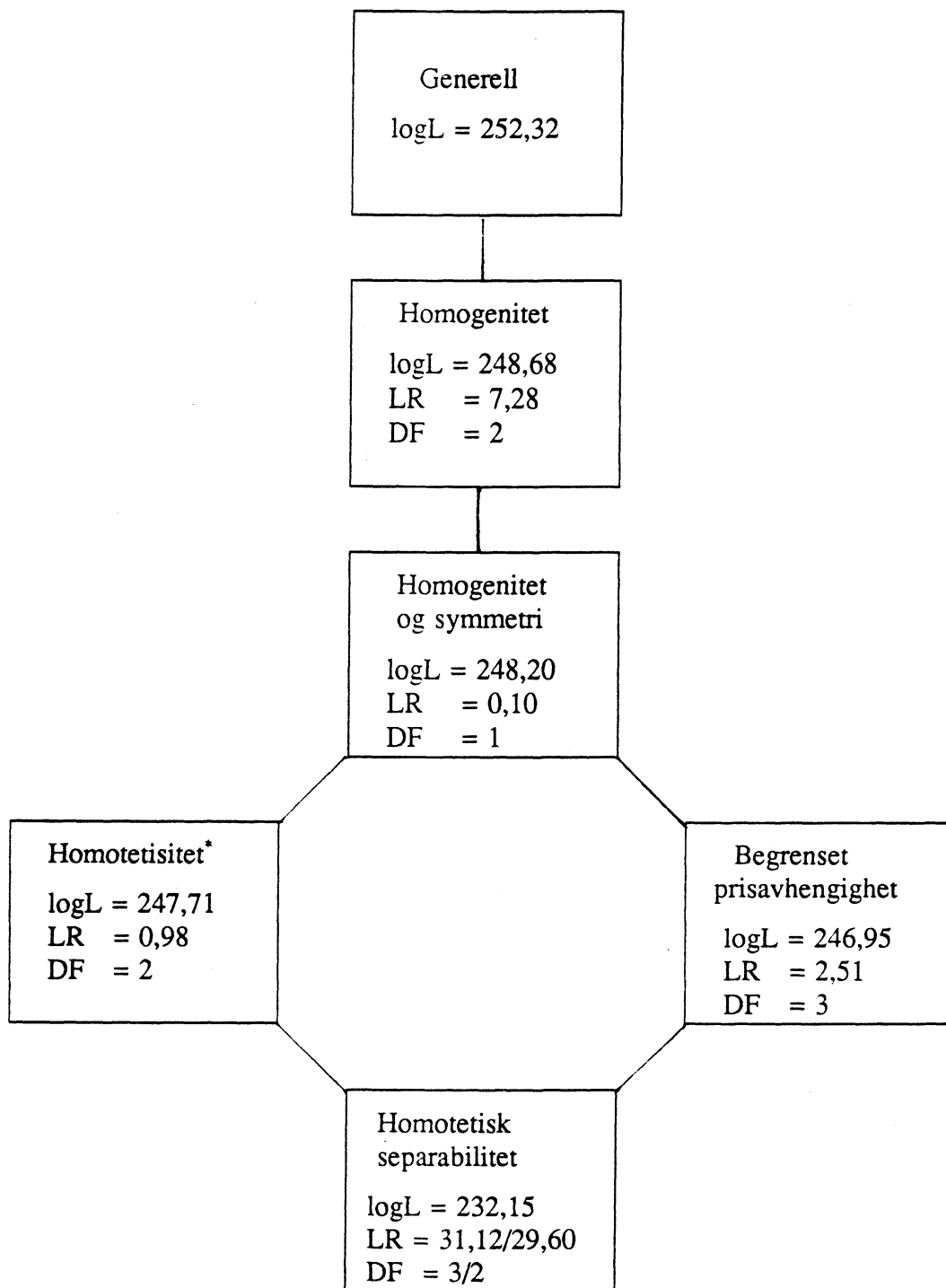


Figur 4.3.1. Testing av restriksjoner i strukturell del. Modell P*/P.

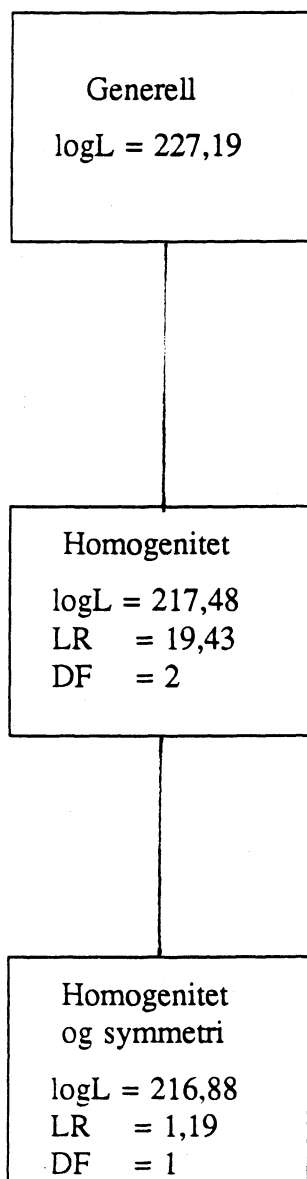
* Ikke identifiserbar.



Figur 4.3.2. Testing av restriksjoner i strukturell del. Modell P*/P med $\alpha_0 = -1,6$.



Figur 4.3.3. Testing av restriksjoner i strukturell del. Modell P*/P*.



Figur 4.3.4. Testing av strukturelle restriksjoner i den statiske modellen.
Modell -/P

4.4. Vurdering av parameteranslag

I de to foregående avsnittene har ulike modellformuleringer blitt vurdert mot hverandre, og modellen P^*/P med homogenitet og symmetri er å foretrekke. Tabell 4.4.1 gir parameteranslagene for to varianter der α_0 henholdsvis er estimert til 9,98 og a priori satt til -1,6.

Tabell 4.4.1. Parameterverdier i modellen P^*/P med homogenitet og symmetri for $\alpha_0=9,98$ (estimert) og for α_0 satt lik -1,6

Vare	Parameter										
	α_i	β_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	b_{i1}	b_{i2}	a_{i1}	a_{i2}	a_{i3}	a_{i4}
Biler	6,83 (16,25)	0,70 (1,93)	3,62 (1,86)			0,57 (0,12)	0,40 (0,15)	-0,05 (0,01)	-0,04 (0,02)	0,01 (0,02)	0,25 (0,01)
Andre varige goder	-7,77 (16,96)	-0,83 (2,50)	-4,13 (1,32)	4,89 (1,68)		0,13 (0,10)	0,10 (0,07)	-0,01 (0,01)	0,05 (0,03)	-0,04 (0,03)	0,05 (0,01)
Ikke-varige goder	1,94 (-)	0,13 (-)	+0,51 (-)	-0,76 (-)	-0,23 (-)	-0,70 (-)	-0,50 (-)	0,06 (-)	-0,01 (-)	0,03 (-)	-0,30 (-)
$\alpha_0=-1,6$											
Biler	6,08 (9,05)	1,69 (4,35)	3,49 (1,21)			0,57 (0,12)	0,39 (0,14)	-0,05 (0,01)	-0,04 (0,02)	0,01 (0,02)	0,25 (0,01)
Andre varige goder	-8,86 (15,1)	-2,29 (6,90)	-4,19 (1,31)	4,94 (1,73)		0,14 (0,10)	0,10 (0,08)	-0,01 (0,01)	0,05 (0,03)	-0,04 (0,03)	0,05 (0,01)
Ikke-varige goder	3,78 (-)	0,60 (-)	0,70 (-)	-0,75 (-)	+0,05 (-)	-0,71 (-)	-0,49 (-)	0,06 (-)	-0,01 (-)	0,03 (-)	-0,30 (-)

Tabell 4.4.2 viser estimerte parameterverdier i modeller av typen P^*/P^* under restriksjonen homogenitet og symmetri og restriksjonen begrenset prisavhengighet.

Tabell 4.4.2. Parameterverdier i modellen P^*/P^* med homogenitet og symmetri og modellen med begrenset prisavhengighet

Vare	Parameter										
	Konst. ledd	β_1	γ_{11}	γ_{12}	γ_{13}	b_{11}	b_{12}	a_{11}	a_{12}	a_{13}	a_{14}
Biler	0,07 (0,03)	0,01 (0,05)	0,03 (0,03)			0,33 (0,10)	-0,09 (0,13)	0,01 (0,02)	-0,11 (0,04)	0,13 (0,05)	0,27 (0,02)
Andre varige goder	0,23 (0,12)	0,30 (0,20)	-0,06 (0,07)	0,49 (0,32)		0,14 (0,12)	0,10 (0,15)	-0,01 (0,02)	0,11 (0,05)	-0,12 (0,05)	0,05 (0,02)
Ikke-varige goder	0,70 (-)	-0,31 (-)	0,04 (-)	-0,43 (-)	0,39 (-)	0,19 (-)	-0,01 (-)	0,00 (-)	0,00 (-)	0,01 (-)	-0,22 (-)
Biler	0,06 (0,12)	0,06 (0,07)				0,45 (0,07)	0,08 (0,08)	0,01 (0,02)	-0,06 (0,03)	0,09 (0,04)	0,28 (0,01)
Andre varige goder	0,19 (0,65)	-0,07 (0,37)				0,06 (0,08)	0,03 (0,09)	-0,01 (0,02)	0,08 (0,03)	-0,09 (0,04)	0,04 (0,01)
Ikke-varige goder	0,75 (-)	-0,01 (-)				-0,51 (-)	-0,11 (-)	0,00 (-)	-0,02 (-)	0,00 (-)	-0,32 (-)

Estimatene foran feilkorrigeringsleddene virker rimelige. Legg spesielt merke til at koeffisienten b_{11} både er meget signifikant og har stor numerisk verdi i alle de estimerte modellene. Det gir uttrykk for at de dynamiske effektene er store når det gjelder kjøp av egne transportmidler. Høyt kjøp et år i forhold til langtidsløsningen har en tendens til å medføre lavere kjøp året etter.

Videre er noen av koeffisientene foran inntektsleddet (a_{i4} , $i=1,2,3$) store. Dette gjelder igjen spesielt for kjøp av egne transportmidler.

De estimerte verdiene for de strukturelle langtidsparametrene viser samme trekk som vi observerte for to varegrupper. For det første er det igjen tydelig at likelhooden er svært flat, eller om en vil at det er nesten umulig å identifisere enkelte av parametrene. I tabell 4.4.3 er et utsnitt av den estimerte korrelasjonsmatrisen til parameterestimaterne i modellen P^*/P vist. Som en ser er korrelasjonene meget høye, noe som indikerer at simultan estimering av alle parametrene er nokså fåfengt.

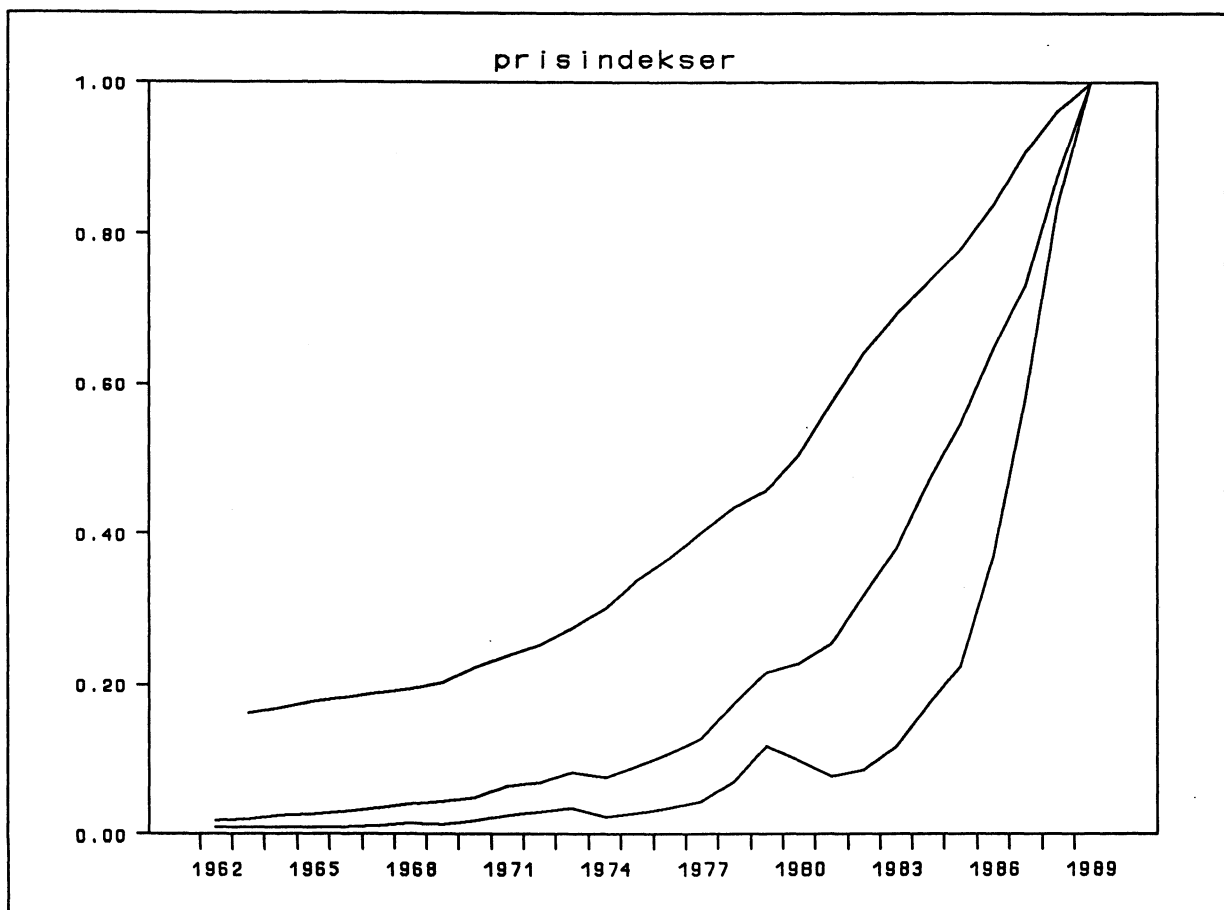
For modellen P^*/P med homogenitet og symmetri er parameteranslagene slik at predikerte langtidsandeler for rimelige verdier av de eksogene størrelsene blir liggende utenfor enhetsintervallet.

Parameteranslagene når en baserer seg på indeksen P^* er mer rimelige, noe en kan se av figur 4.4.1 og figur 4.4.2 der indeksen P^* og $P(\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2, \gamma_{11}, \gamma_{12}, \gamma_{22})$ er plottet for ulike parameteranslag. Figur 4.4.1 viser indeksen P^* og P basert på estimater fra modell P^*/P estimert under

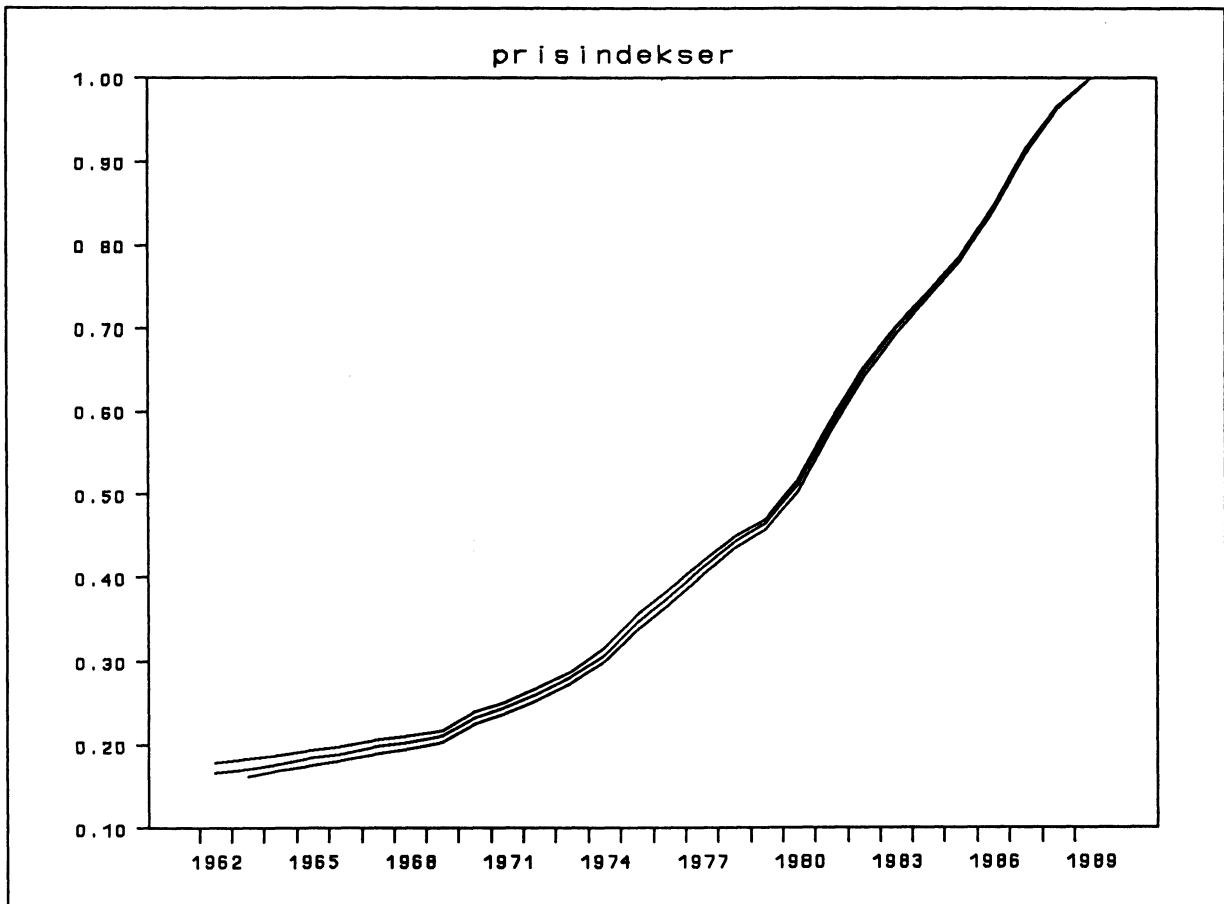
restriksjonen med homogenitet og symmetri og under restriksjonen med begrenset prisavhengighet. P^* svarer til den øverste linjen, og den nederste linjen med knekk til modellen med homogenitet og symmetri. Den merkelige knekken skyldes virkninger fra produkt av prisledd.

Tabell 4.4.3. Utsnitt av korrelasjonsmatrise for parameterestimer i modellene i tabell 4.4.1

$\hat{\alpha}_0 = 9,98$	α_1	1,00					γ_{11}	1,00		
	β_1	-0,99	1,00				γ_{12}	-0,83	1,00	
	α_0	1,00	-1,00	1,00			γ_{22}	0,02	-0,57	1,00
	α_2	-1,00	0,99	-0,99	1,00					
	β_2	0,99	-1,00	1,00	-0,98	1,00				
$\alpha_0 = -1,6$	α_1	1,00					γ_{11}	1,00		
	β_1	-0,76	1,00				γ_{12}	-0,89	1,00	
	α_2	-1,00	0,76	1,00			γ_{22}	0,32	-0,68	1,00
	β_2	0,72	-1,00	-0,72	1,00					



Figur 4.4.1. Indeksen P og P^* . Stones indeks P^* øverst. P med parameterestimer fra modell P^*/P med homogenitet og symmetri nederst. P med parameterestimer fra modell P^*/P med begrenset prisavhengighet i midten.



Figur 4.4.2. Indeksene P og P^* . Stones indeks P^* nederst. P med estimer fra modell P^*/P^* med homogenitet og symmetri øverst. P med parameterestimer fra modell P^*/P^* med begrenset prisavhengighet i midten.

Når denne effekten tas bort er forløpet rimeligere, som den midterste linjen på figur 4.4.1 indikerer.

Figur 4.4.2 viser de tilsvarende størrelsene, men nå estimert i modellen P^*/P^* . Som en ser er det nå små forskjeller. Legg merke til at i modellen P^*/P^* estimeres ikke koeffisienter foran ledd som inneholder produkter av logaritmer til prisstørrelser.

I tabell 4.4.4-6 er pris- og inntektselastisitetene beregnet på grunnlag av modell P^*/P^* med homogenitet og symmetri og modell P^*/P^* med begrenset prisavhengighet. Til slutt er det brukt en statisk modell der Stones indeks P^* inngår og homogenitet- og symmetri restriksjonen er pålagt. I alle tre tilfellene er parameteren α_i beregnet ved å bruke at konstantleddet kan skrives som $\alpha_i - \beta_i \alpha_0$. Ved å sette $\alpha_0 = -0,4$ og $\alpha_0 = -2,0$, og bruke de estimerte verdier av β_i kan α_i anslås.

Tabell 4.4.4. Elastisiteter fra modell P^*/P^* med homogenitet og symmetri

	Inntekts- elastisitet	Priselastisiteter (ukompenserte)			Slutsky substitusjonsledd		
		Biler	Andre varige goder	Ikke- varige goder	Biler	Andre varige goder	Ikke- varige goder
Biler	1,177	-0,582/ -0,579	-1,011/ -0,926	0,416/ 0,329	-0,019	-0,034	0,053
Andre varige goder	4,515	-0,915/ -0,855	4,362/ 6,038	-7,962/ -9,698	-0,034	0,224	-0,190
Ikke- varige goder	0,639	0,061/ 0,055	-0,461/ -0,633	-0,240/ -0,062	0,053	-0,190	0,137

Tabell 4.4.5. Elastisiteter fra modell P^*/P^* med begrenset prisavhengighet

	Inntekts- elastisitet	Priselastisiteter (ukompenserte)			Slutsky substitusjonsledd		
		Biler	Andre varige goder	Ikke- varige goder	Biler	Andre varige goder	Ikke- varige goder
Biler	3,504	-1,077/ -0,827	-0,560/ -0,856	-1,868/ -1,820	-0,016	0,005	0,011
Andre varige goder	0,678	0,010/ -0,022	-0,928/ -0,890	0,240/ 0,234	0,005	-0,110	0,105
Ikke- varige goder	1,016	0,000/ 0,001	-0,004/ -0,005	-1,012/ -1,012	0,011	0,105	-0,116

Tabell 4.4.6. Elastisiteter fra statisk modell med bruk av indeks P^* og pålagt homogenitet og symmetri

	Inntekts- elastisitet	Priselastisiteter (ukompenserte)			Slutsky substitusjonsledd		
		Biler	Andre varige goder	Ikke- varige goder	Biler	Andre varige goder	Ikke- varige goder
Biler	1,778	-2,594/ -2,539	0,113/ 0,296	0,703/ 0,465	-0,087	0,006	0,080
Andre varige goder	3,208	0,015/ 0,172	2,169/ 2,689	-5,392/ -6,068	0,006	0,092	-0,098
Ikke- varige goder	0,782	0,102/ 0,087	-0,248/ -0,300	-0,636/ -0,569	0,080	-0,098	0,018

Elastisitetene virker mindre rimelige enn i tilfellet med to varegrupper. Både i tabell 4.4.4 og 4.4.6 er den direkte ukompenserte priselastisiteten for kjøp av andre varige goder enn egne transportmidler og bolig regnet i volum positiv. Dette går sammen med høy inntektselastisitet for den samme konsumkategorien. Disse resultatene må ses i sammenheng med at den estimerte utgiftsfunksjonen for modell P^*/P^* med homogenitet og symmetri og for den statiske modellen basert på P^* og homogenitet og symmetri ikke er konkave, hvilket framgår av at det forekommer positive ledd langs hoveddiagonalen i matrisen for Slutsky substitusjonsleddene til høyre i tabellene 4.4.4 og 4.4.6. For modell P^*/P^* med begrenset prisavhengighet virker resultatene mer forenlig med økonomisk teori, men legg merke til at inntektselastisiteten for kjøp av egne transportmidler (forkortet til biler) er så høy som 3,5, mens den tilsvarende elastisiteten for kjøp av andre varige goder bare er på 0,6. Verdt å merke seg er det også at krysspriselastisiteten for kjøp av egne transportmidler ved en prisøkning på ikke-varig konsum er på om lag -1,8, mens den motsatte krysspriselastisiteten er tilnærmet lik null.

5. Sammenfatning og avsluttende merknader

I dette notatet har vi betraktet en ikke-lineær feiljusteringsmodell for konsumfordelingen på et høyt aggregeringsnivå. Ved å starte ut med en forholdsvis generell dynamisk utforming av modellen har vi testet både forenklinger i den dynamiske strukturen samt restriksjoner knyttet til langtidsløsningen.

Hverken i modellen med 2 eller 3 varegrupper finner vi grunnlag for å forenkle den dynamiske strukturen. Ifølge sannsynlighetskvotetestene gir de dynamiske modellene klart den beste tilpasningen. Hvis en for eksempel sammenligner tilpasningen for en generell statisk og en generell P^*/P modell gjengitt i fig. 4.3.1 og 4.3.4 gir det en sannsynlighetskvote på ca. 58. Med 12

frihetsgrader er dette en klar forbedring. Standardavviket på residualene blir omtrent halvert. For framskrivinger er dette en betydelig gevinst.

Når det gjelder den strukturelle del av modellen er gevinsten mer tvilsom. I langtidsløsningen skilles det mellom to måter å deflatere totalutgiften per capita på. Under det mest generelle tilfellet er prisindeksen uobserverbar siden den avhenger av modellens strukturparametre. Med anslag på disse strukturparametrene kan prisindeksen beregnes. Ved alternativt å beregne deflatoren som et veid geometrisk gjennomsnitt med laggede budsjettandeler som vektor fremkommer en noe enklere modell. I dette notatet har vi gjort anvendelse av begge alternativene. Som et hovedresultat får vi aksept for at langtidsløsningen er forenlig med de vanlige homogenitets- og symmetribetingelsene, men den førstnevnte varianten gir ikke sjelden urimelige parameterverdier slik at vi fester mest lit til de modeller hvor vi har brukt den observerbare deflatoren for totalutgiften per capita. Mens AIDS-modellen er forholdsvis stiv i inntektsretningen, er den langt mer fleksibel i prisretningen. En fortolkning av våre resultater kan derfor være at parametriseringen er for fleksibel i prisretningen i forhold til den relative prisvariasjon som forekommer i sampelet. Som et alternativ til AIDS-modellen vil det derfor være fristende å anta at langtidsløsningen følger en annen funksjonsform som er mindre restriktiv i inntektsretningen, men mer rigid i prisretningen. Dette vil kunne gi mer realistiske verdier på langtidselastisitetene i modellen.

Anderson og Blundell(1983,1984) gjennomførte sine empiriske analyser på datasett som kun inneholdt ikke-varige konsumgoder. Antall ikke-varige konsumkategorier knyttet til Statistisk sentralbyrås makroøkonomiske modell MODAG er imidlertid betydelig høyere enn det Anderson og Blundell sto overfor i sine empiriske analyser. De fleste av de dynamiske modellene kunne derfor ikke identifiseres gitt det norske aggregeringsnivået. Vi valgte derfor å anvende den generelle modellrammen for å se på interaksjonen mellom kjøp av varige goder og et aggregert ikke-varig konsumgode. Dette er imidlertid ikke problemfritt, og vi er klar over at problemet med å oppnå rimelige langtidselastisiteter, i tillegg til de momenter som allerede er nevnt, også må ses i lys av at vi ikke har forsøkt å forfølge den neoklassiske tradisjonen med å ta utgangspunkt i verdien av tjenestestrømmen fra beholdningene av de varige forbruksgodene og brukerpriser knyttet til disse beholdningene. Det er imidlertid grunn til å tro at fordelingen av totalutgiften til ikke-varige forbruksgoder på ulike konsumkategorier, avhenger av størrelsen på beholdningene til de forskjellige varige godene. Dette kan være et viktig ankepunkt mot modellene til Anderson og Blundell.

På grunn av problemet med å oppnå rimelige langtidseffekter, spesielt i modellene med tre konsumkategorier, vil resultatene fra de empiriske analysene ikke uten videre kunne implementeres i MODAG. Isteden vil vi anbefale at det arbeides videre med denne modelltypen. To slike videreføringer kan nevnes. For det første kan en forsøke å estimere et utgiftssystem for ikke-varige konsumkategorier etter å ha foretatt en aggregering til færre konsumgrupper. Dette bør helst skje i lys av teorien for konsistent aggregering. For det andre kan en med utgangspunkt i den analyse som er gjennomført i denne rapporten forsøke å integrere finansielle variable slik at en modellerer konsumallokeringen sammen med den finansielle tilpasningen. Anderson(1991) presenterer et slikt opplegg. Modeller av den type vi har presentert i denne rapporten vil også bli forsøkt tillempet på modellering av faktoretterspørsel knyttet til Statistisk sentralbyrås makroøkonomiske modeller.

Intra-temporale utgiftssystemer har tradisjonelt blitt modellert ved hjelp av rent statiske modeller. Det har skjedd under referanse til en antagelse om at den intertemporale preferansefunksjonen er separabel. Under slike forutsetninger og med fri adgang til å låne og spare til gitt rente er det et velkjent resultat at konsumfordelingen på et gitt tidspunkt kan analyseres uten å trekke inn

sparebeslutningen over tid. Et tilbakevendende problem for statiske utgiftssystemer estimert på tidsseriedata er dårlige restleddsegenskaper sammen med det forhold at parameterrestriksjonene som følger av økonomisk teori i liten grad er forenlig med data.

Som en respons på disse problemene har en derfor forsøkt å innføre dynamikk i utgiftssystemene. En enkel variant er å forutsette vanedannelse. Dette innebærer at preferanseparameterene tillates å endres over tid. En endring i en variabel på et tidspunkt vil med dette kunne påvirke konsumfordelingen på et senere tidspunkt. I litteraturen sondres det mellom to yttertilfeller av vanedannelse, "nær-synt" og "rasjonell" vanedannelse. I førstnevnte tilfelle tar ikke aktørene innover seg at disposisjoner i dag vil ha intertemporale effekter som går via endringer i preferansene, mens dette vil være tilfelle under "rasjonell" vanedannelse.

Anderson og Blundell (1983, 1984) opererer innenfor den tradisjonen som betrakter økonomisk teori først og fremst som utsagnskraftig om langsiktige forhold. I samsvar med dette synet dekomponeres deres utgiftsmodeller i korttidsdynamikk og langtidsstruktur. Forbindelsen til et eksplisitt intertemporalt optimeringsproblem er imidlertid noe vag. Browning(1991) gjennomfører et alternativt opplegg hvor forbindelsen til intertemporal optimering er til stede i sterkere grad. Ved å åpne opp for en ny preferansestruktur som gis navnet "SNAP" (SNAP=simple non-additive preferences) hvor det i utgangspunktet ikke er intertemporal separabilitet utledes en dynamisk modell som har den statiske AIDS-modellen til Deaton og Muellbauer (1980a, 1980b) som spesialtilfelle. Igjen oppnås en klar forkastning av det statiske systemet.

Referanser

- Anderson, G (1991): Expenditure Allocation across Nondurables, Services, Durables and Savings: An empirical study of separability in the long run. Journal of Applied Econometrics, Vol. 6, 153-168.*
- Anderson, G. og R. Blundell (1982): Estimation and Hypothesis Testing in Dynamic Singular Equation Systems. Econometrica, Vol. 50, 1559-1571.*
- Anderson, G. og R. Blundell (1983): Testing Restrictions in a Flexible Dynamic Demand System: An Application to Consumers' Expenditure in Canada. Review of Economic Studies, Vol. 50, 397-410.*
- Anderson, G. og R. Blundell (1984): Consumer Non-Durables in the U.K.: A Dynamic Demand System. The Economic Journal, Vol. 94 (suppl. 1984), 35-44.*
- Berndt, E.R. og N.E. Savin (1975): Estimation and Hypothesis Testing in Singular Equation Systems with Autoregressive Disturbances. Econometrica, Vol. 43, 937-957.*
- Blanciforti, L. og R. Green (1983): An Almost Ideal Demand System Incorporating Habits: An Analysis of Expenditure on Food and Aggregate Commodity Goods. The Review of Economics and Statistics, Vol. 65, 511-515.*
- Browning, M. (1991): A Simple Nonadditive Preference Structure for Models of Household Behaviour over Time. Journal of Political Economy, 1991, Vol. 99, 607-637.*
- Deaton, A. og J. Muellbauer (1980a): An Almost Ideal Demand System. The American Economic Review, Vol. 70, 312-326.*
- Deaton, A. og J. Muellbauer (1980b): Economics and Consumer Behaviour. Cambridge University Press, Cambridge.*
- Magnussen, K.A. og T. Skjerpen (1992): Consumer Demand in MODAG and KVARTS. Rapport 92/22. Statistisk sentralbyrå.*
- Stone, R. (1953): The Measurement of Consumers' Expenditure and Behaviour in the United Kingdom 1920-1938, Vol. 1. Cambridge University Press.*

**Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk sentralbyrå
etter 1. juli 1991 (RAPP)**

*Issued in the series Reports from the Central Bureau of Statistics
since 1 July 1991 (REP)*

ISSN 0332-8422

- | | | | |
|-----------|--|----------|--|
| Nr. 91/1A | Natural Resources and the Environment 1990. 1991-150s. 100 kr ISBN 82-537-3558-8 | Nr. 92/1 | Naturressurser og miljø 1991 Energi, luft, fisk, skog, jordbruk, kommunale avløp, avfall, miljøindikatorer Ressursregnskap og analyser. 1992-154s. 100 kr ISBN 82-537-3651-7 |
| - 91/4 | Pasientstatistikk 1989. 1991-72s. 80 kr ISBN 82-537-3047-0 | | |
| - 91/8 | Konsumprisindeksen. 1991-82s. 80 kr ISBN 82-537-3072-1 | - 92/1A | Natural Resources and the Environment 1991. 1992-159s. 100 kr ISBN 82-537-3668-1 |
| - 91/10 | Per Sevaldson: Tallet på innvandrere og deres etterkommere fram mot år 2050. 1991-74s. 60 kr ISBN 82-537-3567-7 | - 92/2 | Arne Ljones, Runa Nesbakken, Svein Sandbakken og Asbjørn Aaheim: Energibruk i husholdningene Energiundersøkelsen 1990. 1992-106s. 90 kr ISBN 82-537-3629-0 |
| - 91/11 | Knut A. Magnussen og Jens Stoltenberg: En disaggregert ettermodell for offentlig transport i MODAG/MSG. 1991-42s. 70 kr ISBN 82-537-3568-5 | - 92/3 | Knut Moum (red.): Klima, økonomi og tiltak (KLØKT). 1992-97s. 90 kr ISBN 82-537-3647-9 |
| - 91/12 | Tor Arnt Johnsen: Modell for kraftsektoren. 1991-42s. 70 kr ISBN 82-537-3573-1 | - 92/4 | Totalregnskap for fiske- og fangstnæringen 1986-1989. 1992-34s. 75 kr ISBN 82-537-3633-9 |
| - 91/13 | Torstein Bye og Tor Arnt Johnsen: Effektivisering av kraftmarkedet. 1991-39s. 70 kr ISBN 82-537-3575-8 | - 92/5 | Tom Granseth: Hotelløkonomi og overnattinger En analyse av sammenhengen mellom hotellenes lønnsomhet og kapasitetsutnyttning mv. 1992-53s. 90 kr ISBN 82-537-3635-5 |
| - 91/14 | Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene 1975-1991. 1991-69s. 80 kr ISBN 82-537-3576-6 | - 92/6 | Liv Argel: Informasjonen om Folke- og bolig telling 1990 i massemediene. 1992-68s. 90 kr ISBN 82-537-3645-2 |
| - 91/15 | Prisnivå på Svalbard 1990. 1991-75s. 60 kr ISBN 82-537-3556-1 | - 92/7 | Ådne Cappelen, Tor Skoglund og Erik Storm: Samfunnsøkonomiske virkninger av et EF-tilpasset jordbruk. 1992-51s. 75 kr ISBN 82-537-3650-9 |
| - 91/16 | Knut Moum (red.): Husholdningenes sparing Begrepsavklaring, dataproblemer og analyse. 1991-92s. 80 kr ISBN 82-537-3585-5 | - 92/8 | Finn Gjertsen: Dødelighet ved ulykker 1956-1988. 1992-127s. 100 kr ISBN 82-537-3652-5 |
| - 91/18 | Børge Strand: Personlig inntekt, formue og skatt 1980-1989 Rapport fra registerbasert skattestatistikk. 1992-50s. 60 kr ISBN 82-537-3618-5 | - 92/9 | Kommunehelsetjenesten Årsstatistikk for 1990. 1992-56s. 90 kr ISBN 82-537-3653-3 |
| - 91/19 | Arne S. Andersen: Familiesituasjon og økonomi En sammenlikning av husholdningers levestandard. 1992-70s. 80 kr ISBN 82-537-3627-4 | - 92/10 | Pasientstatistikk 1990. 1992-73s. 90 kr ISBN 82-537-3654-1 |
| | | - 92/11 | Jan Lyngstad: Økonomiske levekår for barnefamilier og eldre 1970-1986. 1992-80s. 90 kr ISBN 82-537-3660-6 |

- Nr. 92/12 Odd Frank Vaage: Kultur- og mediebruk 1991. 1992-64s. 95 kr ISBN 82-537-3673-8
- 92/13 Offentlig forvaltning i Norge. 1992-72s. 90 kr ISBN 82-537-3674-6
- 92/14 Else Helena Flittig: Folketrygden Utviklingen fra 1967 til 1990. 1992-52s. 90 kr ISBN 82-537-3675-4
- 92/15 Lasse Sigbjørn Stambøl: Flytting og utdanning 1986-1989 Noen resultater fra en undersøkelse av innenlandske flyttinger på landsdelsnivå og utdanning. 1992-73s. 90 kr ISBN 82-537-3682-7
- 92/16 Petter Jakob Bjerve: Utviklingshjelp til offisiell statistikk i Bangladesh. 1992-22s. 75 kr ISBN 82-537-3683-5
- 92/17 Anne Brendemoen, Solveig Glomsrød og Morten Aaserud: Miljøkostnader i makroperspektiv. 1992-46s. 75 kr ISBN 82-537-3684-3
- 92/18 Ida Skogvoll: Folke- og bolig telling 1990 Dokumentasjon av kontroll- og opprettingsregler for skjema kjennermerker. 1992-48s. 75 kr ISBN 82-537-3694-0
- 92/19 Ida Skogvoll: Folke- og bolig telling 1990 Dokumentasjon av kodeopp legget i Folke- og bolig telling 1990. 1992-27s. 75 kr ISBN 82-537-3695-9
- Nr. 92/20 Tor Arnt Johnsen: Ressursbruk og produksjon i kraftsektoren. 1992-35s. 75 kr ISBN 82-537-3696-7
- 92/21 Kurt Åge Wass: Prisindeks for ny enebolig. 1992-43s. 75 kr ISBN 82-537-3734-3-
- 92/22 Knut A. Magnussen and Terje Skjerpen: Consumer Demand in MODAG and KVARTS. 1992-73s. 90 kr ISBN 82-537-3774-2
- 92/23 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene 1975-1992. 1992-70s. 90 kr ISBN 82-537-3778-5
- 92/24 Pasientstatistikk 1991. 1992-76s. 90 kr ISBN 82-537-3780-7
- 92/25 Astrid Busengdal og Ole O. Moss: Avfallsstatistikk Prøveundersøkelse for kommunalt avfall og gjenvinning. 1992-37s. 75 kr ISBN 82-537-3782-3
- 92/26 Nils Øyvind Mæhle: Kryssløpsdata og kryssløpsanalyse 1970-1990 Under utgivelse
- 92/27 Terje Erstad og Per Morten Holt: Selskapsbeskatning Analyse og statistikk Under utgivelse
- 92/28 Terje Skjerpen og Anders Rygh Swensen: Estimering av dynamiske utgiftssystemer med feiljusteringsmekanismer (Under utgivelse)
- 92/29 Charlotte Koren og Tom Kornstad: Typehusmodellen ODIN (Under utgivelse)
- 92/30 Avskrivningsregler og leiepriser for kapital 1981-1992 (Under utgivelse)

Pris kr 90,00

Publikasjonen utgis i kommisjon hos Akademika - avdeling for offentlige publikasjoner, Oslo, og er til salgs hos alle bokhandlere.



9 788253 737928

ISBN 82-537-3792-0
ISSN 0332-8422