

**RAPPORTER**

**90/16**

**ETTERSPORSELEN ETTER  
VARIGE KONSUMGODER**

AV  
KNUT A. MAGNUSSEN

---

STATISTISK SENTRALBYRÅ  
CENTRAL BUREAU OF STATISTICS OF NORWAY

**Rapport 90/16. Etterspørselen etter varige konsumgoder.**

**Retting:**

- **På side 46 er figur 5.4.1 og 5.4.2 byttet om.**

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 90/16

# **ETTERSPØRSELEN ETTER VARIGE KONSUMGODER**

AV

**KNUT A. MAGNUSSEN**

**STATISTISK SENTRALBYRÅ  
OSLO-KONGSVINGER 1990**

**ISBN 82-537-2983-9  
ISSN 0332-8422**

**EMNEGRUPPE**  
**59 Samfunnsøkonomiske emner**

**ANDRE EMNEORD**  
**Husholdningsartikler**  
**Kvarts**  
**Makroøkonomi**  
**Personbiler**

## **FORORD**

Denne rapporten analyserer husholdningenes etterspørsel etter varige konsumgoder ved bruk av kvartalsdata. Analysen omfatter to grupper av varige goder: egne transportmidler, som vesentlig består av personbiler, og andre varige goder som inneholder møbler, elektriske husholdningsartikler og varige fritidsgoder. Målet har vært å komme fram til etterspørselsrelasjoner som kan innarbeides i den makroøkonomiske modellen KVARTS.

Rapporten dokumenterer en del av et prosjekt om konsumatferd med siktemål å forbedre konsummodellene i KVARTS og MODAG. Prosjektet omfatter i tillegg analyser av etterspørselen etter ikke-varige goder og tjenester.

Statistisk sentralbyrå, Oslo, 26. september 1990

Arne Øien

## INNHOOLD

	Side
1. Innledning .....	7
2. Konsumdelen i KVARTS .....	9
2.1 Historisk føyning .....	9
2.2 Priselastisiteter .....	21
3. Konsummodellering i andre modeller .....	23
3.1 BOF4 .....	23
3.2 ADAM .....	24
3.3 LBS .....	25
3.4 DRI .....	26
3.5 FRB .....	27
4. Teoretisk grunnlag .....	29
4.1 Beholdningstilpasningsmodell .....	29
4.2 Feiljusteringsmodell .....	33
5. Data .....	35
5.1 Disponibel realinntekt for husholdningene .....	35
5.2 Brukerpriser .....	37
5.3 Beholdning og depresiering av varige konsumgoder .....	38
5.4 Beregnet konsum av varige goder .....	44
5.5 Demografiske data og arbeidsledighet .....	47
6. Estimerings- og testresultater .....	48
6.1 Beholdningstilpasningsmodellen .....	48
6.2 Feiljusteringsmodellen .....	57
Vedlegg 1. Datagrunnlaget for beregning av beholdningstall. ....	67
Vedlegg 2. Forsøk på en dekomponering av bileterspørselen. ....	69
Vedlegg 3. Data .....	72
Referanser .....	74
Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk sentralbyrå etter 1. juli 1989 (RAPP) .....	77



## 1. INNLEDNING\*

Konsumblokk i 1986-versjonen av KVARTS-modellen (KVARTS-86) besto av en makrokonsumfunksjon, et system av lineære utgiftsrelasjoner og en ligning som bestemmer konsumet av bolig tjenester (se Bowitz og Eika (1989)). Makrokonsumfunksjonen bestemte det totale private konsum, utenom boligkonsumet, som en funksjon av realdisponibel inntekt og kreditttilgang. Det totale konsumet utenom boligkonsumet ble fordelt på følgende syv konsumgrupper i et lineært utgiftssystem (LES); Matvarer, andre ikke-varige goder, halv-varige goder, egne transportmidler, andre varige goder, tjenester og konsum i utlandet. Konsumet av bolig tjenester var hovedsakelig en funksjon av boligkapitalens størrelse.

Modellformuleringen, som er en variant av et utvidet lineært utgiftssystem (ELES), har både sterke og svake sider. En fordel er at ELES er konsistent med maksimering av en intertemporal nyttefunksjon og dermed oppfyller sentrale resultater fra konsumentteorien. Ulempen er spesielt at det lineære utgiftssystemet ikke tillater særbehandling av de varige godene. Systemet kan imidlertid utvides til å ta eksplisitt hensyn til skillet mellom varige og ikke-varige goder på en konsistent måte jf. Biørn (1979b). Dette ble forsøkt i Biørn og Jensen (1983), men opplegget ble ikke benyttet fordi det oppsto problemer når konsummodellen ble koblet sammen med resten av KVARTS jf. Biørn, Jensen og Reymert (1987).

I likhet med flere andre makroøkonomiske modeller greide ikke KVARTS å fange opp den sterke konsumveksten i Norge i 1985/86. I ettertid viser det seg at modellen bommer spesielt mye på konsumgruppen egne transportmidler, som vesentlig består av personbiler. Dette har sammenheng med at personbiler som et varig gode ikke er modellert anderledes enn de ikke-varige, til tross for at økonomisk teori tilsier et slikt skille. I følge Biørn og Jensen (1983) er det også nødvendig med en særbehandling av de varige godene i en korttidsmodell som KVARTS fordi etterspørselen etter de varige godene har stor betydning for konjunktur-utviklingen. Siden de ikke lyktes i å særbehandle de varige godene innenfor utgiftssystemet, har vi valgt å gjøre dette i separate etterspørselsfunksjoner.

-----

\* Forfatteren takker Ådne Cappelen for god veiledning under arbeidet og Per Richard Johansen, Knut Moum, Terje Skjerpen og Jørgen Aasness for nyttige kommentarer til tidligere utkast.



Denne rapporten dokumenterer første del i et prosjekt som har som mål å forbedre konsumblokka i KVARTS og MODAG. Det videre arbeidet med konsummodelleringen går ut på å estimere et utgiftssystem og en konsumfunksjon for ikke-varige goder.

Rapporten er inndelt på følgende måte. I kapittel 2 analyserer vi 86-versjonen av KVARTS-modellen og påpeker spesielt problemene på midten av 1980-tallet. Denne analysen danner utgangspunktet for strategien som går ut på å skille de varige godene ut fra utgiftssystemet. I resten av rapporten dokumenteres arbeidet med å estimere separate etterspørselsrelasjoner for de varige konsumgodene. I kapittel 3 redegjøres det for hvordan konsumet modelleres i noen andre makroøkonometriske modeller, mens kapittel 4 beskriver det teoretiske grunnlaget for vår analyse. Datagrunnlaget blir dokumentert i kapittel 5, og kapittel 6 omhandler estimering og testing av nye relasjoner.

## 2. KONSUMDELEN I KVARTS

### 2.1 Historisk føyning

For å se hvordan konsumutviklingen fra 1975 til 1987 ble fanget opp i KVARTS-86, foretok vi en historisk simulering av konsumdelen av modellen. Det vil si at vi lar ligningene beregne konsumet på bakgrunn av observerte eksogene variable som priser og kreditttilgang. Det beregnede konsumet sammenlignes med observerte tall, slik at analysen dermed avslører hvor godt modellen er i stand til å reprodusere historien. Simuleringene ble utført både på det lineære utgiftssystemet (LES) separat, dvs. for gitt størrelse på det totale konsumet, og på en modell bestående av både utgiftssystemet og makrokonsumfunksjonen. Før vi ser nærmere på resultatet av simuleringene skal vi kort se hvordan konsummodellen er bygget opp.

Fordelingsrelasjonene for hver konsumgruppe i utgiftssystemet gir konsumet som en funksjon av total konsumutgift og priser. En generell ligning kan skrives på denne måten:

$$(2.1.1) \quad c_{it} = a_i + b_i/p_{it}(VC_t - \sum_{i=1} p_{it}a_i) + \text{sesongvariable}$$

$$i=1, \dots, 7$$

der  $c_{it}$  er konsum av kategori  $i$  i periode  $t$   
 $p_{it}$  er prisindeksen for konsumkategori  $i$  i periode  $t$   
 $VC_t$  er verdien av totalt konsum (total konsumutgift) utenom bolig i periode  $t$   
 $a_i$  og  $b_i$  er parametre,  $\sum_i b_i = 1$ .

I tillegg til relasjonene (2.1.1) består konsummodellen av makrokonsumfunksjonen som på generell form kan skrives på denne måten:

$$(2.1.2) \quad C_t = (c + d(L)R_t + e(L)K_t) * \text{sesongdummier}$$

der  $C_t$  er totalt konsum utenom boliger i periode  $t$   
 $R_t$  er husholdningenes realdisponible inntekt i periode  $t$   
 $K_t$  er kredittvolumet i periode  $t$  målt ved bankenes utlån til husholdningene  
 $d(L)$  og  $e(L)$  er polynomisk fordelte lagkoeffisienter, se Bowitz og Eika (1989) for detaljer.

Sammenhengen mellom totalt konsum og utgiftsrelasjonene framkommer ved definisjonen av total konsumutgift. Ligningen sier at total konsumutgift er produktet av totalt konsum i faste priser

og en prisindeks for dette konsumet. Relasjonen er:

$$(2.1.3) \quad VC_t = C_t * P_t, \quad P_t = \sum (c_{it}/C_t) p_{it}$$

der  $P_t$  er en prisindeks for totalt konsum utenom bolig  
 $p_{it}$  er prisindekser for konsumgruppene

Ved simulering på utgiftssystemet dvs. ligningene (2.1.1) blir eksogene verdier av  $VC_t$  og  $p_{it}$ , samt de estimerte verdier av  $a_i$  og  $b_i$  satt inn, slik at løpende verdier på  $c_{it}$  kan beregnes. Siden ingen laggede variable inngår i ligningene, er simuleringene på utgiftssystemet statiske. Estimeringsperioden for relasjonene i KVARTS-86 er 1966 1. kvartal til 1984 4. kvartal. Det er rimelig å forvente bedre resultater av en test i estimeringsperioden (sample-test) enn utenfor estimeringsperioden (post-sample test).

De modellberegnete verdiene av konsumet blir sammenlignet med de historiske verdiene. Jo mindre forskjell det er på disse verdiene, desto bedre føyning og desto bedre er modellens egenskaper til å reprodusere historien. I vurderingen av resultatene bør en både ta hensyn til rene nivåmessige og sesongmessige avvik. Et mye brukt mål på føyningen er RRMSE (Relative Root Mean Square Error). Målet likestiller positive og negative avvik og korrigerer for nivået på den serien vi undersøker. Jo lavere verdi på RRMSE desto bedre føyning.

Definisjonen er:

$$RRMSE = ( 1/T \sum_t (\hat{y}_t - \bar{y}_t)^2 )^{1/2} / \bar{y}, \quad t=1, \dots, T$$

der  $y_t$  er faktisk verdi for variabelen

$\hat{y}_t$  er simulert verdi

$\bar{y}$  er gjennomsnittet av faktisk verdi

T er antall perioder simuleringen går over

Tabell 2.1.1 gir verdier på RRMSE i prosent for perioden 1975 1 til 1984 4 (sampel perioden) og for 1985 1 - 1986 4 (post sampel perioden) for simulering på utgiftsrelasjonene. Det bør presiseres at resultatene fra post-sampel perioden er beregnet på bakgrunn av simuleringer som starter i 1985 1.

Tabell 2.1.1. RRMSE i prosent for fordelingsligningene separat i periodene 1975 1 - 1984 4 og 1985 1 -1986 4.

Konsumgruppe:	1975.1-1984.4	1985.1-1986.4
00 Matvarer .....	1,21	2,27
10 Andre ikke-varige goder	4,25	4,09
20 Halv-varige goder .....	2,04	3,26
30 Egne transportmidler ..	10,02	25,92
40 Andre varige goder.....	8,84	11,74
60 Tjenester .....	2,75	3,90
66 Konsum i utlandet .....	9,88	6,75

Tabellen viser at føyningen er best for matvarer, andre ikke-varige goder (f.eks drikkevarer og tobakk), halv-varige goder (f.eks klær og sko) og tjenester, alle med RRMSE på under 5 prosent i sampel-perioden. Andre varige goder dvs. elektriske husholdningsapparater, møbler og varige fritidsgoder, og konsum i utlandet har betydelig svakere føyning med RRMSE på mellom 8 og 10 prosent i estimeringsperioden. Dårligst ut føyningmessig kommer egne transportmidler, særlig i post-sampel perioden da RRMSE er på over 25 prosent. Andre ikke-varige goder og konsum i utlandet har faktisk bedre føyning i post-sampel perioden enn i estimeringsperioden, mens de andre gruppene altså har tildels betydelig dårligere føyning etter estimeringsperiodens utløp.

La oss så gå over til å se på simuleringer av utgiftssystemet kombinert med makrokonsumfunksjonen. Sammenligner vi systemet (2.1.1) - (2.1.3) med (2.1.1), ser vi at VC nå er endogenisert og at modellberegnete feil i totalkonsumet C dermed vil slå ut i de enkelte konsumgruppene,  $c_i$ -ene. Dette vil normalt gi større verdier på RRMSE, dvs. svakere føyningsegenskaper. Tabell 2.1.2 gir RRMSE for modellen med både fordelingsrelasjoner og makrokonsumfunksjonen.

Tabell 2.1.2. Tabell for RRMSE i prosent for modellen med både fordelingsrelasjoner og makrokonsumfunksjonen.

Konsumgruppe:	1975.1-1984.4	1985.1-1986.4
00 Matvarer .....	1,82	3,04
10 Andre ikke-varige goder	5,01	5,14
20 Halv-varige goder .....	2,65	7,00
30 Egne transportmidler ..	11,13	31,66
40 Andre varige goder ....	8,21	6,95
60 Tjenester .....	3,26	5,58
66 Konsum i utlandet .....	10,60	12,52
99 Totalt konsum 1) .....	1,90	5,82

1) Utenom konsum av bolig tjenester.

Av tabellene 2.1.1 og 2.1.2 ser vi at føyningen for alle konsumgrupper, unntatt andre varige goder, ble dårligere ved inkludering av makrokonsumfunksjonen. Dette gjelder både i estimeringsperioden og i post-sampel perioden. Grunnen til at dette ikke var tilfellet for andre varige goder (gruppe 40) skal vi komme tilbake til i forbindelse med kommentarer knyttet til figurene under. De viser faktisk og simulert verdi for makrokonsumet og de syv konsumgruppene fra 1975.1 - 1986.4, og gir dermed informasjon om bakgrunnen for RRMSE-tallene.

Tabell 2.1.1. RRMSE i prosent for fordelingsligningene separat i periodene 1975 1 - 1984 4 og 1985 1 -1986 4.

Konsumgruppe:	1975.1-1984.4	1985.1-1986.4
00 Matvarer .....	1,21	2,27
10 Andre ikke-varige goder	4,25	4,09
20 Halv-varige goder .....	2,04	3,26
30 Egne transportmidler ..	10,02	25,92
40 Andre varige goder.....	8,84	11,74
60 Tjenester .....	2,75	3,90
66 Konsum i utlandet .....	9,88	6,75

Tabellen viser at føyningen er best for matvarer, andre ikke-varige goder (f.eks drikkevarer og tobakk), halv-varige goder (f.eks klær og sko) og tjenester, alle med RRMSE på under 5 prosent i sampel-perioden. Andre varige goder dvs. elektriske husholdningsapparater, møbler og varige fritidsgoder, og konsum i utlandet har betydelig svakere føyning med RRMSE på mellom 8 og 10 prosent i estimeringsperioden. Dårligst ut føyningsmessig kommer egne transportmidler, særlig i post-sampel perioden da RRMSE er på over 25 prosent. Andre ikke-varige goder og konsum i utlandet har faktisk bedre føyning i post-sampel perioden enn i estimeringsperioden, mens de andre gruppene altså har tildels betydelig dårligere føyning etter estimeringsperiodens utløp.

La oss så gå over til å se på simuleringer av utgiftssystemet kombinert med makrokonsumfunksjonen. Sammenligner vi systemet (2.1.1) - (2.1.3) med (2.1.1), ser vi at VC nå er endogenisert og at modellberegnete feil i totalkonsumet C dermed vil slå ut i de enkelte konsumgruppene,  $c_i$ -ene. Dette vil normalt gi større verdier på RRMSE, dvs. svakere føyningsegenskaper. Tabell 2.1.2 gir RRMSE for modellen med både fordelingsrelasjoner og makrokonsumfunksjonen.

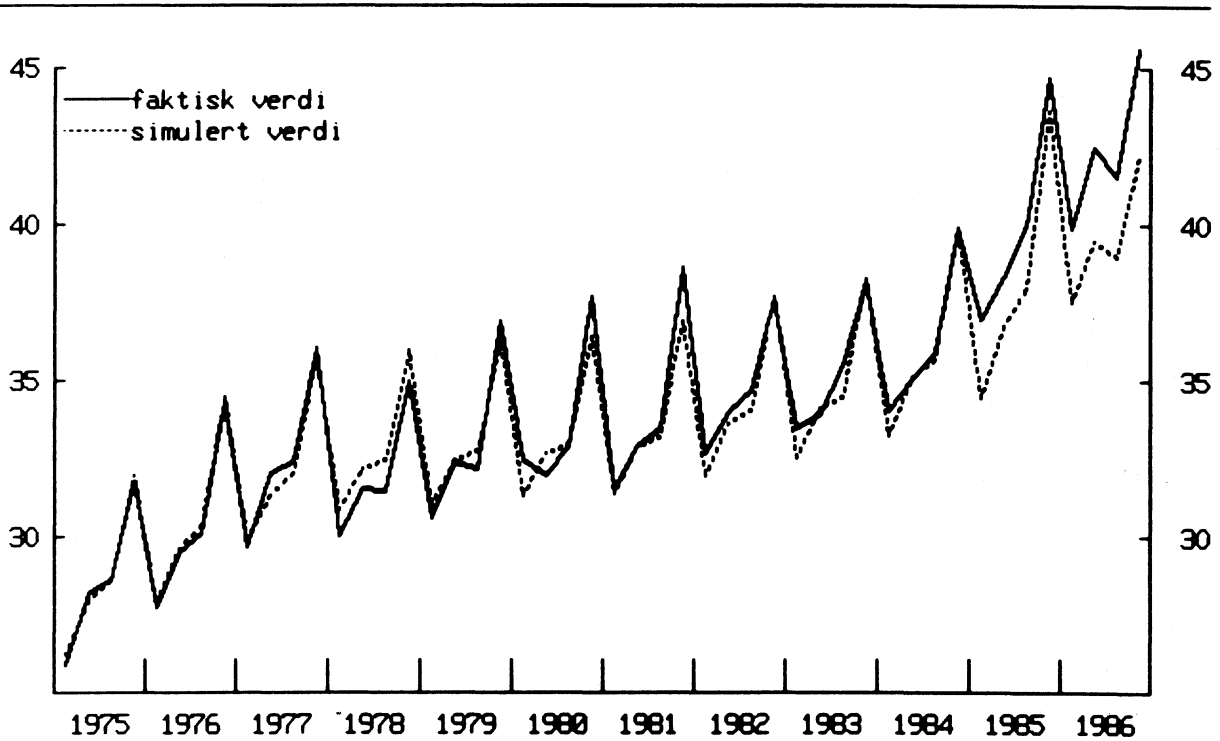
Tabell 2.1.2. Tabell for RRMSE i prosent for modellen med både fordelingsrelasjoner og makrokonsumfunksjonen.

Konsumgruppe:	1975.1-1984.4	1985.1-1986.4
00 Matvarer .....	1,82	3,04
10 Andre ikke-varige goder	5,01	5,14
20 Halv-varige goder .....	2,65	7,00
30 Egne transportmidler ..	11,13	31,66
40 Andre varige goder .....	8,21	6,95
60 Tjenester .....	3,26	5,58
66 Konsum i utlandet .....	10,60	12,52
99 Totalt konsum 1) .....	1,90	5,82

1) Utenom konsum av bolig tjenester.

Av tabellene 2.1.1 og 2.1.2 ser vi at føyningen for alle konsumgrupper, unntatt andre varige goder, ble dårligere ved inkludering av makrokonsumfunksjonen. Dette gjelder både i estimeringsperioden og i post-sampel perioden. Grunnen til at dette ikke var tilfellet for andre varige goder (gruppe 40) skal vi komme tilbake til i forbindelse med kommentarer knyttet til figurene under. De viser faktisk og simulert verdi for makrokonsumet og de syv konsumgruppene fra 1975.1 - 1986.4, og gir dermed informasjon om bakgrunnen for RRMSE-tallene.

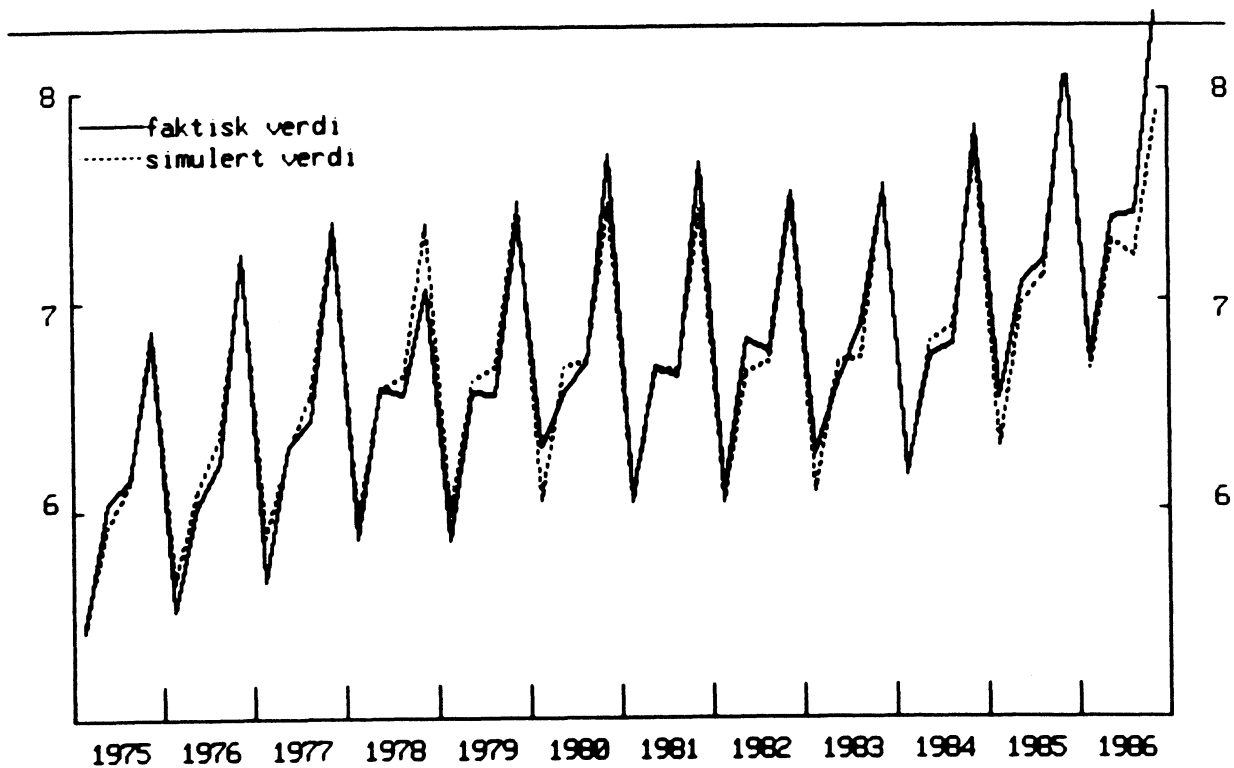
Fig. 2.1.1. Faktisk og simulert verdi. Konsum i alt.  
Mrd 1980-kroner.



RRMSE viser en rimelig god føyning for makrokonsumet. Fig. 2.1.1 viser imidlertid at de modellberegnete verdiene i post-sampel perioden er altfor lave i forhold til de observerte. Før 1985 er treffen god og stort sett følges sesongmønsteret. Det er klart at feilene i slutten av perioden vil gi et negativt bidrag til føyningen for de enkelte konsumgruppene, fordi verdien av total konsumutgift (VC) blir for lav.

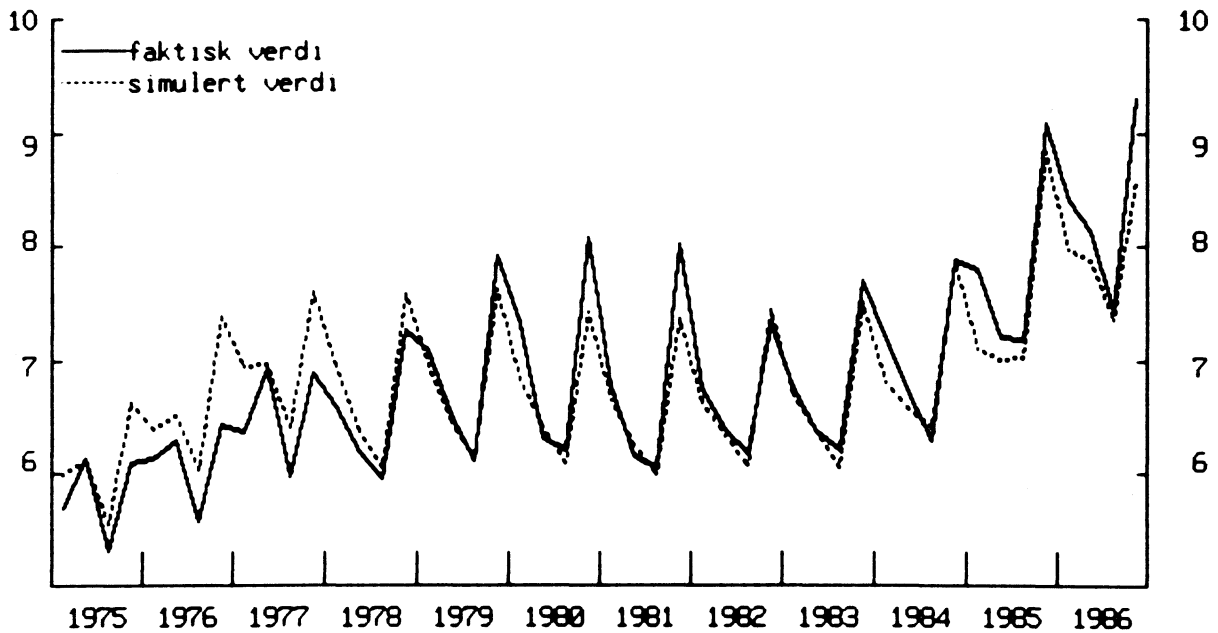


Fig. 2.1.2. Faktisk og simulert verdi. Konsum av matvarer.  
Mrd 1980-kroner.



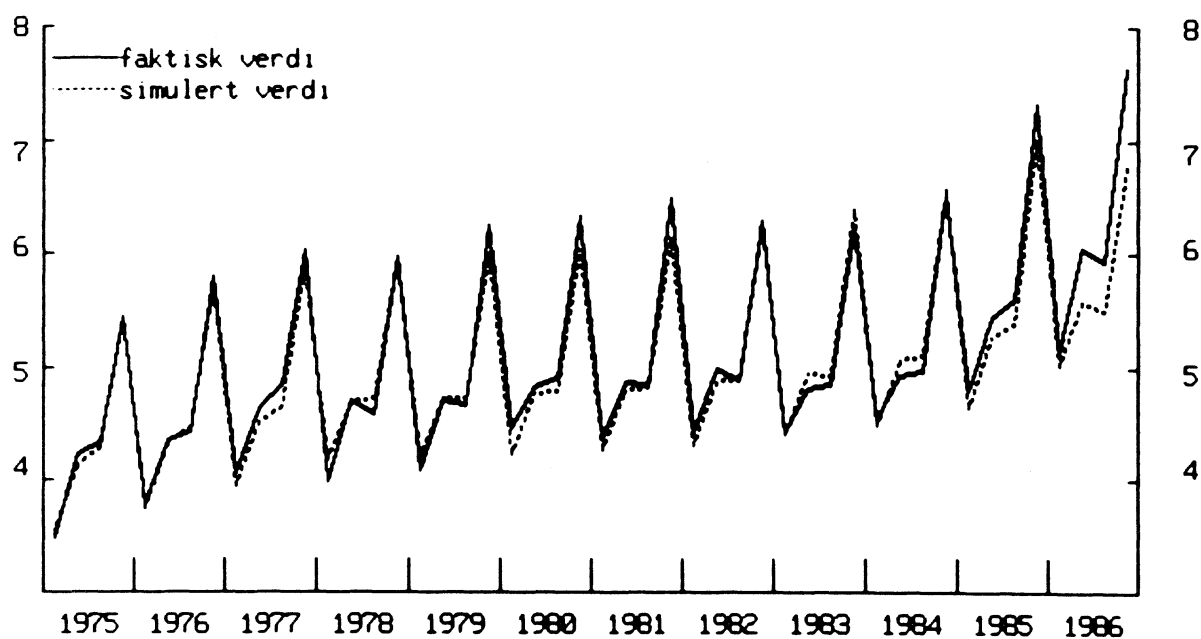
Matvarekonsumet er ifølge tabell 2.1.2 den konsumkategori som har best føyning. I fig. 2.1.2 ser vi også at føyningen jevnt over er god for hele perioden. Etter 1984 ligger som ventet simulert verdi under den observerte, men til tross for at feilene her var store for makrokonsumet slår de lite ut i matvarekonsumet. Dette skyldes at konsumet av matvarer overvurderes i modellen uten makrokonsumfunksjonen, mens totalkonsumet altså underberegnes kraftig. De to motstridende effektene bidrar tilsammen til de gode resultatene for matvarekonsumet.

Fig. 2.1.3. Faktisk og simulert verdi. Konsum av andre ikke-varige goder. Mrd 1980-kroner.



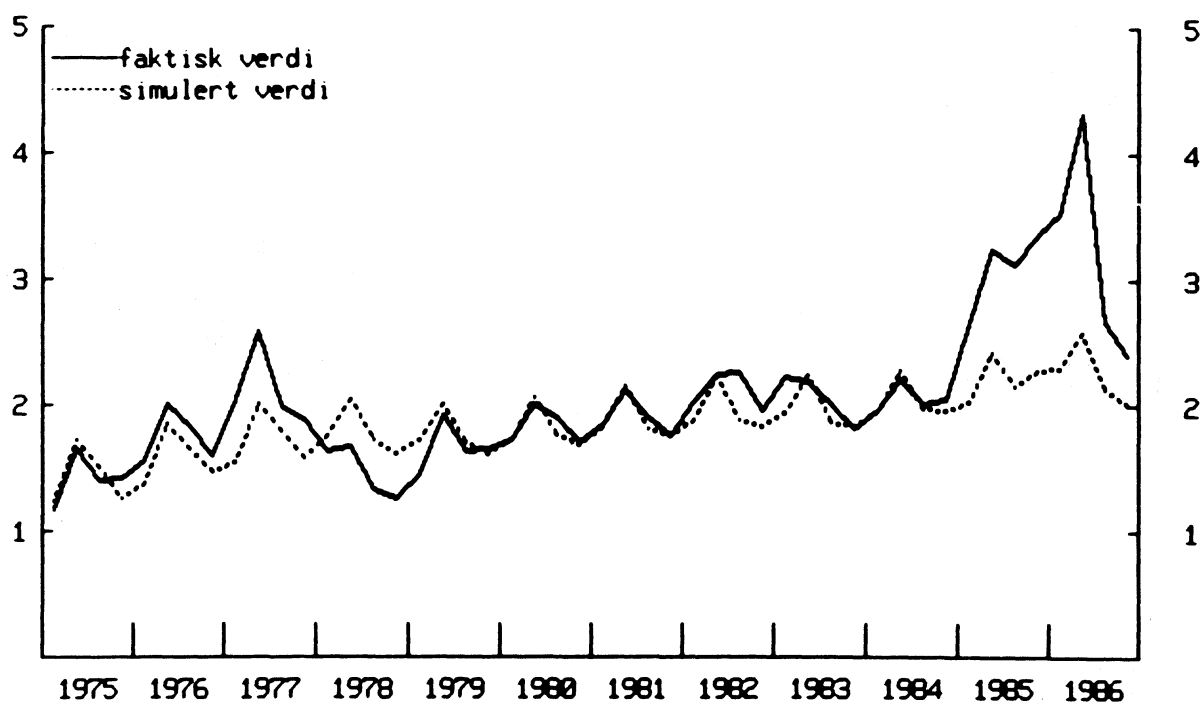
RRMSE er for denne gruppen noe over 5 prosent. Feilene er som vi ser store i årene 1976-1978 der modellen overvurderer det observerte konsum og heller ikke greier å følge sesongmønsteret. I 4. kvartal i 1980 og 81 er nivået på den simulerte serien for lavt og det samme gjelder store deler av perioden fra og med 1984.

Fig. 2.1.4. Faktisk og simulert verdi. Konsum av halv-varige goder. Mrd 1980-kroner.



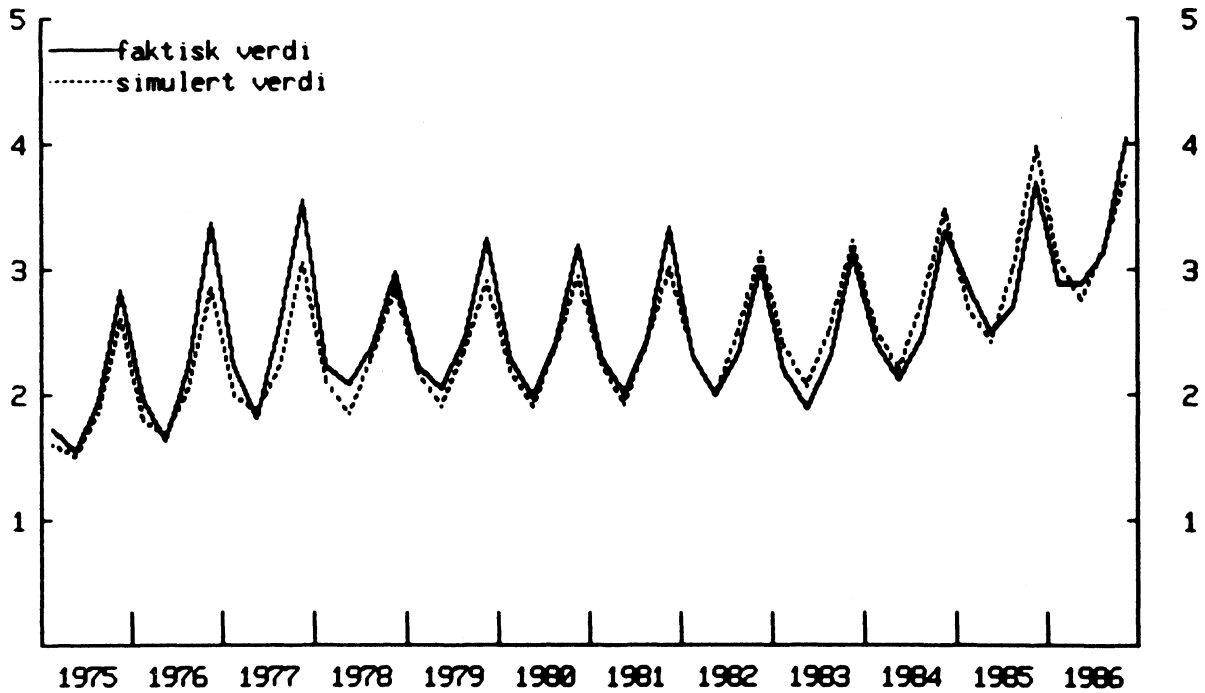
Fra tabell 2.1.2 sees at føyningen i post-sampel perioden er atskillig svakere enn innenfor estimeringsperioden. Dette skriver seg fra verdien av total konsumutgift som blir for lavt beregnet. Føyningen i sampelperioden sier vi oss godt fornøyd med siden RRMSE ligger på 2,65 prosent.

Fig. 2.1.5. Faktisk og simulert verdi. Konsum av egne transportmidler. Mrd 1980-kroner



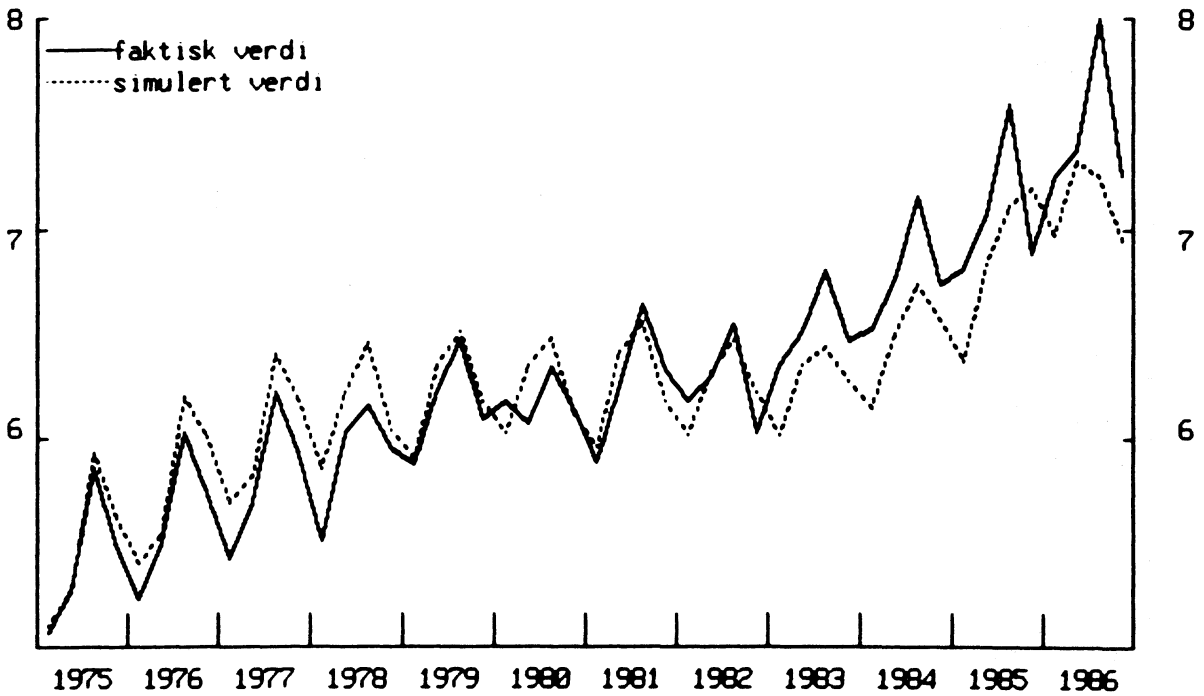
Denne kategorien er, sammen med konsum i utlandet, den med klart dårligst føyning i estimeringsperioden. I post-sampel perioden skiller egne transportmidler seg ut som den desidert dårligste. Det er som nevnt særlig i 1977/78 og i post-sampel perioden modellen treffer dårlig. I 1977 ligger den simulerte verdien under den observerte, mens det omvendte er tilfelle i 1978. Deretter er føyningen rimelig god inntil det store bilsalget i 1985 som modellen ikke fanger opp. Oppsvinget i bilsalget har antakelig sammenheng både med utskifting av gamle biler samtidig som kredittmarkedet ble deregulert, noe det ikke blir tatt hensyn til i modellen. Ved en spesialbehandling av denne konsumgruppen vil vi måtte forsøke å ta hensyn til slike forhold.

Fig. 2.1.6. Faktisk og simulert verdi. Konsum av andre varige goder. Mrd 1980-kroner.



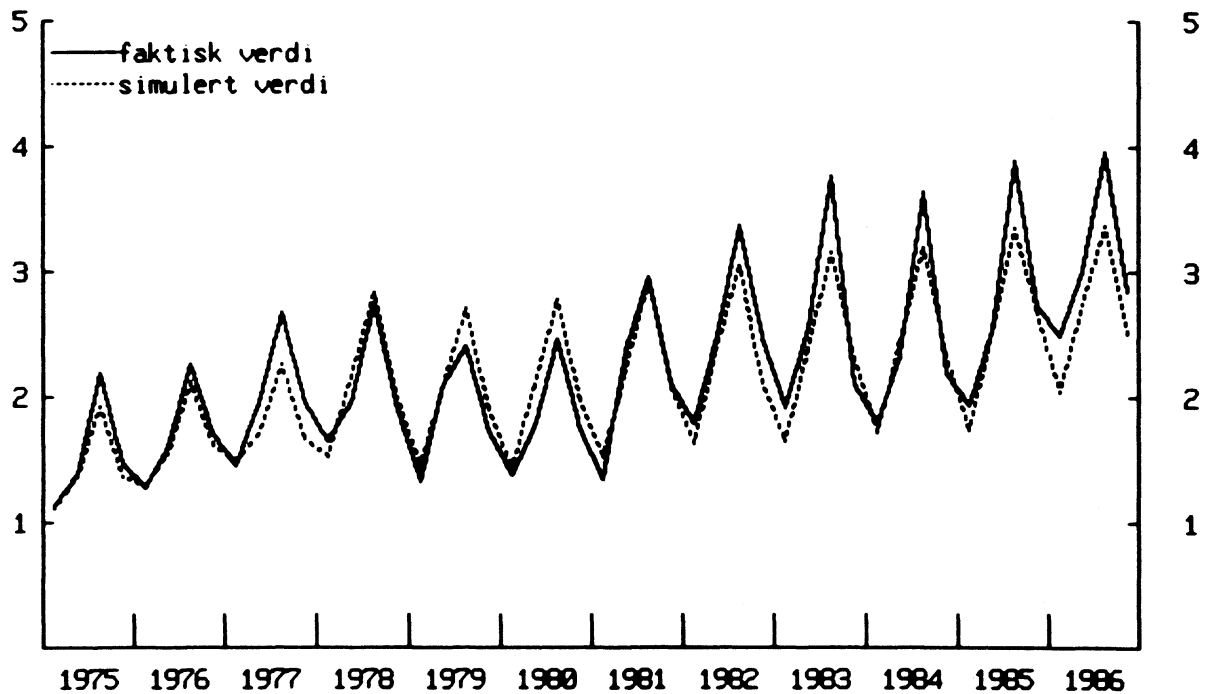
I motsetning til egne transportmidler blir føyningen for andre varige goder bedre både i estimeringsperioden og for post-sampel perioden når makrokonsumfunksjonen inkluderes. Dette skyldes at både i 1977 og i post-sampel perioden, utligner modellfeilen i totalkonsumet noe av feilene for andre varige goder. I tilfellet med kun fordelingsrelasjoner lå observert verdi i 1986 lavere enn den simulerte. Siden verdien av total konsumutgift blir for lav, trekker dette ned det simulerte konsumet av vare 40 slik at prediksjonsfeilene altså blir mindre. Sesongvariasjonene følges bra bortsett fra at modellen har problemer med å treffe de høyeste og laveste observerte verdiene over året dvs. i 2. og 4. kvartal.

Fig. 2.1.7 Faktisk og modellberegnet verdi. Konsum av tjenester. Mrd 1980-kroner.



Til tross for en relativt lav verdi på RRMSE bommer simuleringen her jevnt over på nivået. Før 1980 ligger den simulerte serien for høyt, mens den i 80-åra ligger for lavt i forhold til faktisk konsum. Ellers ser det ut til at sesongmønsteret fanges brukbart opp. Føyningen er dårligst i post-sampel perioden og dårligere med makrokonsumfunksjonen enn uten.

Fig. 2.1.8 Faktisk og modellberegnet verdi. Konsum i utlandet.  
Mrd. 1980-kroner.



For konsum i utlandet ser vi at RRMSE jf. tab. 2.1.2 er relativt stor, særlig i estimeringsperioden hvor feilene fra makrokonsumfunksjonen slår ut. I årene 1979, 1980 og etter 1982 ligger beregnet verdi under den historiske. Feilene er spesielt store i 3. kvartal. Sesongvariasjonene fanges opp selv om altså nivåforskjellene er store.

## 2.2 Priselastisiteter

Å fjerne konsumgruppene for de varige godene fra utgiftssystemet vil kunne påvirke systemet på flere måter. En virkning er at effekten av prisendringer på de varige godene ikke vil slå ut i konsumet av de andre gruppene. (Dersom prisene på varige goder inngår i den nye konsumfunksjonen for ikke-varige goder vil prisendringer likevel kunne ha effekter.) Det er følgelig interessant å undersøke hvor store disse prisvirkningene er. Et mål på prisvirkningene er krysspriselastisitetene mellom grupper av varige og ikke-varige goder, og mellom varige goder og tjenester. For oversiktens skyld beregnet vi alle priselastisitetene i systemet, dvs. både direkte elastisiteter og krysspriselastisiteter mellom enkeltgrupper.

I det lineære utgiftssystemet i KVARTS-86 er elastisitetene gitt ved følgende formler, som f.eks finnes i Phlips (1974);

$$(2.2.1) \quad \epsilon_{ii} = (1-b_i) a_i / c_{it} - 1$$

$$(2.2.2) \quad \epsilon_{ij} = -b_i p_{jt} a_{jt} / p_{it} c_{it}$$

der  $\epsilon_{ii}$  er priselastisiteten for gode i

$\epsilon_{ij}$  er krysspriselastisiteten mellom gode i og j

Siden utgiftssystemet er lineært vil elastisitetene avhenge av hvilken periode vi se på.

I stedet for å beregne elastisitetene ved (2.2.1)-(2.2.3), valgte vi å beregne elastisitetene ved å simulere på den foreliggende modellen da dette var enklere. For å beregne elastisitetene økte vi prisindeksen for de respektive kategoriene innenfor utgiftssystemet med 1 prosent og så på virkningen på konsumet av de ulike godegrupper. De prosentvise utslag i et bestemt kvartal gir dermed et mål på priselastisiteten i dette kvartalet.

Skiftanalysen ble gjennomført på en modell dannet av fordelingsrelasjonene (2.1.1) og prisindeksen P for totalt konsum utenom bolig. Først ble det laget en referansebane der alle sesongdummyene ble satt lik 0,25 for å fjerne sesongeffektene. Deretter økte vi verdien av prisindeksen for hver gruppe med 1 prosent. Den prosentvise endringen mellom skiftverdiene og referanseverdiene gir da uttrykk for Cournot-elastisitetene i hvert kvartal. Siden vi simulerte i 1980-priser, tok vi ut elastisitetene i 1. kvartal 1980 jf. tabell 2.2.1. Modelleringen av sesongeffektene gjør imidlertid at elastisitetenes størrelse vil avhenge noe av hvilket kvartal innenfor et år vi ser på selv om dummyene er satt til 0,25. Alle elastisitetene blir pr definisjon



negative i et vanlig lineært utgiftssystem. Innenfor systemet i KVARTS ble også alle elastisitetene negative.

Tabell 2.2.1. Cournot-elastisiteter i 1980 1. kvartal beregnet ved simulering.

Endring i prisindeks;	Virkning på konsumkategori;						
	c00	c10	c20	c30	c40	c60	c66
pc00	-0,34	-0,21	-0,12	-0,28	-0,26	-0,15	-0,17
pc10	-0,06	-0,63	-0,07	-0,19	-0,16	-0,09	-0,09
pc20	-0,06	-0,13	-0,42	-0,18	-0,17	-0,09	-0,10
pc30	-0,02	-0,04	-0,02	-0,49	-0,05	-0,03	-0,03
pc40	-0,02	-0,04	-0,02	-0,06	-0,63	-0,03	-0,02
pc60	-0,07	-0,15	-0,09	-0,22	-0,20	-0,43	-0,12
pc66	-0,01	-0,02	-0,01	-0,04	-0,03	-0,01	-0,74

00 - Matvarer, 10 - Andre ikke-varige, 20 - Halv-varige,  
30 - Egne transportmidler, 40 - Andre varige, 60 - Tjenester  
og 66 - Konsum i utlandet.

Ingen av elastisitetene er som vi ser større enn 1 i tallverdi. Alle krysspriselasitetene er mindre enn de direkte priselasitetene. Konsumet av matvarer er generelt lite følsomt overfor prisendringer på andre varekategorier, mens økte matvarepriser slår relativt sterkt ut i annet konsum, særlig varige goder. Den direkte priselasiteten er lavest for matvarer dvs. at matvarer kan oppfattes som den gruppen som har mest preg av å være "nødvendighetsgode". Tabell 2.2.1 viser også at prisendringer på varige konsumgoder har liten effekt på annet konsum. På den annen side er nettopp disse kategoriene mest påvirkelige for prisendringer på andre varer. Disse virkningene er det viktig å være klar over ved estimering av enkeltrelasjoner for disse gruppene. Konsum i utlandet har den største direkte priselasiteten med -0,74 prosent. Virkningene på annet konsum av endringer i prisen på konsumvarer i utlandet veldig små. Dette konsumet er ellers mest følsomt overfor prisendringer på matvarer. De resterende gruppene dvs. andre ikke-varige goder, halv-varige goder og tjenester har en del felles trekk. Virkninger av prisøkninger på disse gruppene slår relativt lite ut på annet konsum enn av varige goder. Likeledes er konsumet av disse varene lite påvirkelige av andre priser. De direkte priselasitetene ligger mellom -0,42 og -0,63.

### 3. KONSUMMODELLERING I ANDRE MODELLER

For å undersøke hvordan konsumet av varige goder modelleres i andre modeller og om mulig å finne ideer som kunne være aktuelle for en analyse på norske data, studerte vi noen utenlandske modeller. Vi var derfor spesielt ute etter ligninger for kjøp av private transportmidler. I det følgende gis en kort beskrivelse av opplegget i den enkelte modell foruten de konkrete ligninger for varige goder med estimeringsresultater. Videre prøver vi å trekke noen konklusjoner i forhold til vår ide om å estimere enkeltrelasjoner til KVARTS. Modellene som ble studert var:

BOF4 - Bank of Finland  
 ADAM - Danmarks Statistik  
 LBS - London Business School  
 DRI - Data Resources Inc.  
 FRB - Federal Reserve Board

#### 3.1 BOF4

I kvartalsmodellen BOF4, som er dokumentert i Bank of Finland (1987), blir totalkonsumet estimert i en egen makrokonsumligning mens konsumet av tjenester og varige konsumgoder blir estimert i egne ligninger. Summen av ikke-varige og halv-varige goder blir bestemt ved å trekke konsumet av varige og tjenester fra totalt konsum. Konsumet av varige konsumgoder er en funksjon av totalt konsum og relative priser. I prisleddet inngår forholdet mellom prisindeksen for de varige godene og prisindeksen for totalt konsum. Den estimerte ligningen for de varige godene ser slik ut:

$$\log CD = -6,3 + 1,4 \log C - 1,16 \log (PCD/PCP)$$

(0,8) (0,08) (0,2)

$$R^2 = 0,949 \quad DW = 1,52 \quad SE = 0,109$$

Periode: 61.1 - 84.4 Standardavvik i parentes.

CD - konsum av varige goder  
 C - totalt konsum  
 PCD - prisindeks for CD  
 PCP - prisindeks for C

Selv om konsum av varige goder er bestemt i en separat ligning i denne modellen, gir spesifikasjonen få impulser til konkret utforming av en slik ligning. Etterspørselen etter de varige godene er bestemt på en særdeles enkel måte der en ikke f.eks ikke har med realdisponibel inntekt som forklaringsvariabel. Uten nærmere begrunnelse for valg av spesifikasjon er det derfor lite å hente fra denne modellen når det gjelder generell modellering av etterspørsel etter varige konsumgoder.

### 3.2 ADAM

I den danske årsmodellen ADAM, se Heinesen (1988), bestemmes totalkonsumet utenom boligkonsumet i en feiljusteringsligning. Totalkonsumet fordeles på åtte konsumgrupper ved hjelp av et dynamisk lineært utgiftssystem. En av disse gruppene er et aggregat bestående av beregnet konsum av kjøretøyer, kjøp av bensin og olje til kjøretøyer, og kollektiv transport. Kjøp av kjøretøyer er estimert separat i en egen ligning. I denne ligningen anvendes et investeringsteoretisk opplegg der tidligere anskaffelser av varen demper et gitt års forbruk. En tar utgangspunkt i den tradisjonelle Stone/Rowe-modellen (Stone og Rowe (1957)) og eliminerer beholdningen som egen variabel ved en enkel Koyck-transformasjon. For nærmere forklaring av utledningen av ligningen vises det til avsnitt 4. Forklaringsvariablene er i 1987-versjonen av modellen disponibel realinntekt, formue, en utlånsrente og brukerprisen på biler sett i forhold til prisen på kollektiv transport. Tilpasningsparameteren er estimert til hele 0,82, men den har i tidligere versjoner ligget rundt 0,6 på årsbasis. Den estimerte ligningen, med standardavvik i parentes, er som følger;

$$\begin{aligned}
 D(fCb/U) &= k + 0,19 (Y/U - (1-d) (Y/U) (-1)) \\
 &\quad (0,02) \\
 &+ 0,013 (W/U - (1-d) W/U) (-1)) \\
 &\quad (0,008) \\
 &- 14,2 (iku - (1-d) iku(-1)) \\
 &\quad (4,2) \\
 &- 2,54 (ucb*pcb/pck - (1-d) (ucb*pcb/pck) (-1)) \\
 &\quad (0,61) \\
 &- 0,822 fCb(-1)/U(-1), \\
 &\quad (0,11)
 \end{aligned}$$

$$DW = 1,86 \quad SER = 0,166 \quad \text{Periode 1958-83}$$

fCb - kjøp av biler  
 Y - disponibel inntekt  
 U - befolkningen  
 iku - utlånsrenten  
 W - formuen  
 uc = ucb\*pcb - brukerprisen på biler  
 pck - pris på kollektiv transport  
 d - depresieringsraten (fastsettes eksogent)  
 Standardavvik i parentes.

Det interessante ved denne ligningen er at både formue, utlånsrenta og brukerprisen sett i forhold til kollektivprisene er klart signifikante variable. Komponentene ucb i brukerprisen er summen av verdien av hhv. avskrivninger og bensinforbruk og vegavgiftsprovenyet i perioden, dividert med verdien av beholdningen av biler i faste priser. Denne formuleringen skaper betydelig ustabilitet i modellen. Utlånsrenta er nominell og er valgt siden realrenta ga dårligere resultater. Det er imidlertid interessant at tilpasningen til den ønskede beholdning er svært rask i denne modellen.

### 3.3 LBS

Konsumdelen i London Business Schools (LBS) økonometriske modell for Storbritannia består (se Dinienis et al. (1989)) av 3 økonometriske ligninger. En relasjon gir totalt konsum, en detaljist salg og den tredje konsum av varige goder, inkludert boligkonsum. Sistnevnte ligning, med t-verdier i parentes, er spesifisert slik:

$$\text{CD} = \exp\{\ln(\text{RPDI}) - 2,43 + 0,63 \ln(\text{CD}(-1)/\text{RPDI}(-1))\}$$

(4,90) (8,85)

$$+ 0,19 \ln \text{CD}(-3) - 0,007 (\text{RMD} - \text{RMD}(-1))$$

(4,42) (4,47)

$$- 0,002 (\text{RMD}(-1) - \text{RMD}(-2))$$

(0,99)

$$+ 1,46 [\ln(1 + \text{DRRI}/100) - \ln(1 + \text{DRRI2}/100)]$$

(4,01)

+ dummyvariable.

$$R^2 = 0,9243 \quad SE = 0,0387 \quad DW = 2,12$$

Periode: 67.3 - 83.4

CD - konsum av varige goder i volum  
 RPDI - realdisponibel inntekt  
 DRRI - realrente  
 DRRI2 - DRRI lagget 2 kvartaler  
 RMD - minimum "deposit rates" for varige  
 konsumgoder

Varige goder er altså en funksjon av realdisponibel inntekt, realrenta og det minste beløp en må betale kontant ved avbetalingskjøp (RMD). Minstebeløpet ved avbetaling benyttes som et pengepolitisk instrument i Storbritannia og er mindre interessant for vår analyse. Realdisponibel inntekt er alltid en viktig forklaringsfaktor, men det må være de andre forklaringsvariablene som gjør at de varige godene er skilt ut fra resten av konsumet. Realrenta inngår positivt, noe som kan gi god mening dersom husholdningssektoren står i netto fordringsposisjon overfor offentlig sektor. Da vil i så fall økt realrente representere en inntektseffekt for husholdningssektoren og på den måten øke etterspørselen etter varige goder. Den dynamiske utformingen virker heller tilfeldig.

### 3.4 DRI

Den amerikanske DRI-modellen er interessant fordi biler (og bildeler) blir behandlet for seg ved en "stock-adjustment" modell, se Eckstein (1983). Ligningen er estimert over perioden 59.1 - 81.4, og er fastlagt til følgende:

$$\begin{aligned} \log[(CDMV + P)/N] &= -6,98 + 3,03 \log(YDPERM/N) \\ &\quad (-3,86) \quad (3,9) \\ &+ 2,83 \log(YD/YDPERM) \\ &\quad (3,7) \\ &- 0,55 (0,6 \text{ JCOSTCAR}/PC + 0,4 \text{ JCOSTCAR}(-1)/PC(-1)) \\ &\quad (-4,96) \\ &+ 0,45 \text{ PDL}(\text{LNJATTC}, 1, 2, \text{FAR}) \\ &\quad (5,52) \\ &- 1,27 \log(\text{KREGCARS}(-1)/N) \\ &\quad (-1,25) \end{aligned}$$

+ dummy for streik i bilindustrien.

T-verdier i parentes.

$R^2 = 0,945$        $DW = 1,13$        $SER = 0,057$

CDMV - kjøp av biler  
 P - kjøp av bildeler  
 N - personer mellom 18 og 64  
 YDPERM - reell permanent disponibel inntekt  
 YD - realdisponibel inntekt  
 JCOSTCAR - brukerpris på biler, inkluderer  
           kjøpspris, rentenivå, bensin og  
           reparasjonskostnader  
 KREGCARS - beholdning av registrerte biler  
 JATTC - Midigan Consumer Sentiment Index  
 PC - prisindeks for konsum  
 PDL - indikerer polynomisk lag-fordeling

Den estimerte ligningen viser at både inntektsvariable og brukerprisen påvirker kjøpet av biler og bildeler. Virkningene kan representeres ved hhv. inntekts- og priselastisiteter hentet fra simuleringer på hele DRI-modellen. Inntektselastisiteten er i første kvartal 0,9, etter 4 kvartaler 2,6 avtakende til 1,7 etter 16 kvartaler. Priselastisitetene er -0,21 i 1. kvartal, økende til -0,47 i 5. kvartal. Deretter faller elastisiteten (i tallverdi) til -0,37 etter 8 kvartaler.

Ligningen inneholder også lagget beholdning av registrerte biler som forklaringsvariabel selv om parameteren foran beholdningsvariabelen er ikke-signifikant. Beholdningsvariabelen er laget med utgangspunkt i tidligere kjøp og depresieringsbeslutninger. I tillegg inneholder ligningen en forventningsvariabel, JATTC. De relevante forklaringsvariable mht. norske data er realdisponibel inntekt, brukerpriser og beholdningen av biler.

### 3.5 FRB

FRB (Federal Reserve Board) modellen presenterer flere økonometriske ligninger i tilknytning til etterspørselen etter biler (se Brayton og Mauskopf (1985)), men vi velger å gjengi kun hovedrelasjonen. Felles for FRB og DRI er at bilsalg pr person estimeres (ikke totalt salg) og at "stock-adjustment" hypotesen benyttes. Ligningen i FRB-modellen ser slik ut:

$$\text{CARSALE}/N = 0,03 + 0,16 [ \text{KCAR}^* - \text{KCAR}(-1) ] / N$$

(1,69) (4,45)

$$+ 0,007 (\text{VM}/N) - 0,004 (\text{CIVLULU} + d\text{CIVLULU})$$

(2,35) (fastsatt)

$$- 0,002(1 - \text{UTPF}/100)(\text{RCP} - \text{RCB}) + \text{dummyvariable.}$$

(5,81)

$$\bar{R}^2 = 0,87 \quad \text{DW} = 1,72 \quad \text{SE} = 0,0037$$

Periode: 70.2 - 82.4

CARSALE - salg av biler  
 N - personer over 16 år  
 KCAR\* - ønsket beholdning av biler  
 KCAR - beholdning av biler  
 VM - ant. kjørte miles  
 CIVLULU - arbeidsløshetsrate  
 UTPF - gjennomsnittlig personlig inntektskattesats  
 RCP - kortsiktig rente  
 RCB - obligasjonsrente (langsiktig)  
 d - betegner førstedifferens

Variablene VM og KCAR\* blir estimert i egne ligninger og kan derfor betraktes som instrumentvariable i ligningen over. Før vi går nærmere inn på ligningen over, skal vi derfor referere hvilke variable instrumentene avhenger av. Antall kjørte miles er en funksjon av prisen på nye biler, bensinpris, realrente etter skatt og disponibel inntekt pr. person. Videre er KCAR\* en funksjon av VM, disponibel inntekt, nybilpris og realrente etter skatt. I tillegg er også depresieringsraten endogenisert i denne modellen og inngår i økosirken mellom endring i beholdning og kjøp av nye biler.

Ligningen over viser at en i denne modellen har fått utsagnskraftige resultater for lagget beholdning av biler, selv om størrelsen på tilpasningsparameteren virker lav (0,16). Videre har både arbeidsløshetsraten, som skal representere inntektsforventninger, og rentedifferansen mellom lån til biler (RCP) og langsiktige lån (RCB), som skal reflektere renteforventninger, negativ innvirkning på bilsalget. Antall kjørte miles gir derimot positivt signifikant innvirkning på salget av biler. Dersom variabelen skal gi et mål på slitasje av bilparken, burde imidlertid denne effekten kunne fanges opp av lagget beholdning av biler.

#### 4. TEORETISK GRUNNLAG

Det teoretiske utgangspunkt for den empiriske analysen er den tradisjonelle modellen for etterspørsel etter varige goder, først presentert av Stone og Rowe (1957). Beholdningen av godene har i dette opplegget en sentral betydning som forklaringsfaktor for de løpende kjøpene. Modellen gir flere muligheter for utvidelser. Et alternativ til denne modellen er en såkalt feiljusteringsmodell. En slik modell gir muligheter for mer fleksible sammenhenger mellom kjøp og beholdning av godene og andre sentrale variable som realdisponibel inntekt og relative priser.

##### 4.1 Beholdningstilpasningsmodell

Grunnlaget for den tradisjonelle modellen er antakelsen om at konsumentene til gitte verdier av inntekt, relative priser og andre relevante variable har et ønsket nivå på beholdningen av de varige godene. Det tar tid å anskaffe seg beholdningen bl.a. pga. finansieringsproblemer, informasjonsinnhenting o.a. Dette representeres ved en såkalt "partial-adjustment" ligning som gir uttrykk for at bare deler av den ønskede endringen av beholdningen blir oppfylt i hver periode. Ligningen ser slik ut på hhv. lineær og logaritmisk form:

$$(4.1.1) \quad HC_t - HC_{t-1} = y (HC_t^* - HC_{t-1})$$

$$(4.1.2) \quad \log(HC_t/HC_{t-1}) = y \log(HC_t^*/HC_{t-1})$$

der  $y$  er tilpasningsparameteren,  $0 < y < 1$

$HC_t$  er beholdningen av godet i periode  $t$ .

\* betegner ønsket nivå.

"Partial-adjustment"-ligningen kan teoretisk begrunnes ved kostnadsminimering av en kvadratisk kostnadsfunksjon. Funksjonen spesifiseres på denne måten jf. f.eks Stewart og Wallis (1984) s.41:

$$(4.1.3) \quad b(HC_t) = a_1(HC_t^* - HC_t)^2 + a_2(HC_t - HC_{t-1})^2$$

Første ledd representerer kostnaden ved å være ute av likevekt, dvs. at en ikke har den ønskede beholdningen av godet. Vi kan som eksempel tenke oss at dette er kostnader forbundet med å ha for liten bil, for dårlig komfort eller å ha en bil for lite. Koeffisienten  $a_1$  angir hvor stor vekt denne kostnadskomponenten har.

Det andre leddet tar hensyn til tilpasningskostnadene som bl.a. kan begrunnes med bruk av tid til informasjonsinnhenting og



å undersøke finansieringsmuligheter.  $a_2$  gir vekten til denne kostnadskomponenten. Minimering av 4.1.3 mhp.  $HC_t$  gir ligning 4.1.1 når vi setter  $y = a_1/(a_1+a_2)$ .

I flere artikler, se bl.a. Westin (1975) og Bar-Ilan og Blinder (1988), er det rettet kritikk mot den tradisjonelle stock-adjustment modellen her representert ved ligning (4.1.1). Et viktig ankepunkt er at modellen legger opp til en gradvis tilpasning selv ved små forskjeller mellom ønsket og faktisk beholdning. Dersom det er store faste kostnader forbundet med tilpasningen, vil enhetskostnadene avta med størrelsen på investeringen. Dette tilsier større sprang i tilpasningen enn det modellen foreskriver. Ved aggregering vil imidlertid dette kunne jevne seg ut slik at modellen likevel kan være relevant for makroanalyser.

I ligningene (4.1.1) og (4.1.2) er ønsket beholdning en uobserverbar variabel. Teorien postulerer at ønsket beholdning av godet er en funksjon av økonomiske variable som realdisponibel inntekt, relative priser og andre relevante variable. Dersom vi bare tar med realdisponibel inntekt og relative priser kan ligningen på generell form skrives slik:

$$(4.1.4) \quad HC_t^* = f(R, pv/pi)$$

der  $R$  - realdisponibel inntekt  
 $pv/pi$  - forholdet mellom prisen på de varige godene ( $pv$ ) og på ikke-varige konsumgoder ( $pi$ ).

I tillegg har vi en definisjonssammenheng mellom beholdning, kjøp og depresiering av de varige godene:

$$(4.1.5) \quad HC_t = HC_{t-1} + C_t - D_t$$

der  $D_t$  er depresiering i periode  $t$   
 $C_t$  er kjøp i periode  $t$

Ligning (4.1.5) sier altså at beholdningsendringen fra en periode til den neste er lik kjøp fratrukket depresiering. Det vil vanligvis være en nær sammenheng mellom depresieringen og beholdningen. En vanlig måte å modellere dette på er å la depresieringen være en fast andel av lagget beholdning:

$$(4.1.6) \quad D_t = \delta HC_{t-1}, \quad 0 < \delta < 1$$

der  $\delta$  er en konstant depresieringsrate.

Settes (4.1.4) inn i (4.1.1) får vi:

$$(4.1.7) \quad HC_t - HC_{t-1} = y f(R, pv/pi) - y HC_{t-1}$$

Avhengig av valget mellom relasjonene (4.1.1) og (4.1.2), og valget av funksjonsform på f-funksjonen, kan vi utlede en lineær, log-lineær eller ikke-lineær sammenheng for estimering av parameteren  $y$ . Vi kommer tilbake til dette i avsnittet om estimering.

Modellen representert ved (4.1.5)-(4.1.7) postulerer en negativ sammenheng mellom kjøp og lagget beholdning dersom tilpasningsparameteren er større enn depresieringsraten. Empiri har også vist at lagget beholdning har negativ innflytelse på kjøp av varige goder, selv om effekten ofte har vist seg relativt svak. Westin (1975) hevder imidlertid at det ikke er beholdningen som virker inn på kjøpene. Når en likevel har greid å estimere en slik sammenheng skyldes det iflg. Westin at andre variable som virker negativt inn på kjøpet er utelatt, og at disse variablene er korrelert med beholdningen. Westins replasseringsteori går ut på at faktorer som arbeidsledighet, transitorisk inntekt og forventninger om framtiden vil kunne framskynde/ redusere kjøpet av varige goder i en periode. I neste periode vil en imidlertid observere den motsatte effekt av disse faktorene fordi en skal tilbake til en normal replasseringutvikling. La oss ta biler som eksempel: Anta at den transitoriske inntekten øker sterkt i en periode. Dette vil få flere enn "normalt" til å bytte ut sine biler. I neste periode vil imidlertid færre enn "normalt" bytte ut bilene sine, mao. vil nybilkjøpene avta. Dette skyldes imidlertid ikke at beholdningen i forrige periode var stor, men at den transitoriske inntekten var høy. Grunnen til at vi ved estimering likevel kan få negativ effekt fra lagget beholdning er at den er korrelert med lagget transitorisk inntekt.

I ligning (4.1.1) antas det at diskrepansen mellom ønsket og faktisk beholdning som blir realisert i hver periode er konstant over tid. Siden denne treghetsmekanismen bl.a begrunnes med kostnader som følger av begrensninger i kredit-tilgangen, kan det argumenteres for at tilpasningsparameteren burde avhenge av denne størrelsen jf. Bar-Ilan og Blinder (1988). Dette er imidlertid mest relevant innenfor et regime med kredittrasjonering. En mulig utvidelse er derfor å la  $y$  avhenge av kredittilgangen. Følgende ligning tar hensyn til dette:

$$(4.1.8) \quad y = y_0 + y_1 g \text{ (kredittilgang)}$$

der vi generelt antar at  $y_0 > 0$ ,  $y_1 > 0$ .

Dersom kredittilgangen ikke er en effektiv skranke får vi  $y_1 = 0$  som gir en modell identisk med ligningene (4.1.6) og (4.1.7) over.

Et annen utvidelse er å ta hensyn til den befolkningsmengden som kjøper godene dvs. å modellere kjøpene pr. person. Lar vi  $N$

stå for antall personer kan dette modelleres ved å endre ligning (4.1.4) til;

$$(4.1.9) \quad HC_t^*/N = f(R/N, pv/pi)$$

Her er ønsket beholdning pr. person en funksjon av realdisponibel inntekt pr. person og relative priser. Ved å anvende denne relasjonen vil virkningen av f.eks. en sterk vekst i befolkningen bli oppfanget av modellen. Uten  $N$  i ligningen ville kjøpet kunne øke som følge av en befolkningsøkning uten at vi kunne forklare denne økningen.

Det er mulig å eliminere beholdningen helt vha. en enkel Koyck-transformasjon slik det f.eks er gjort i den danske modellen ADAM jf.3.2. Metoden kan beskrives på følgende måte. En lineær utforming av (4.1.4) settes sammen med ligningene (4.1.5) og (4.1.6) inn i (4.1.1). Dette gir:

$$(4.1.10) \quad C_t = y (a + bR_t + c(pv/pi)_t) + (\delta - y) HC_{t-1}$$

Ved å trekke fra  $(1-\delta) C_{t-1}$  på begge sider i (4.1.10) får vi:

$$(4.1.11) \quad C_t - (1-\delta)C_{t-1} = y a (1 - (1-\delta)) + y b (R_t - (1-\delta) R_{t-1}) \\ + y c ((pv/pi)_t - (1-\delta)(pv/pi)_{t-1}) + (\delta - y) (HC_{t-1} - (1-\delta) HC_{t-2})$$

Ved å benytte ligning (4.1.5) får vi eliminert leddet med beholdning i (4.1.11). Vi får dermed:

$$(4.1.12) \quad C_t = ya\delta + yb (R_t - (1-\delta)R_{t-1}) + yc((pv/pi)_t - \\ (1-\delta)(pv/pi)_{t-1}) - (1-y) C_{t-1}$$

For en gitt depresieringsrate  $\delta$  er alle parametre i (4.1.12) identifiserbare og vi får estimert tilpasnings-parameteren  $y$  direkte i tillegg til strukturparametrene  $a, b$  og  $c$ .

Ligningene (4.1.1)-(4.1.12) gir en rekke muligheter for estimering. I tillegg til valg av modell må vi også ta stilling til hvilke variable som skal inngå i ligning (4.1.4). Det er også viktig å spesifisere dummyvariable for sesongsvingninger og å ta hensyn til tidsforskyvninger (lageffekter).

## 4.2 Feiljusteringsmodell

Modellen med feiljusteringsmekanisme (error-correction modellen) kan begrunnes på flere måter. En mulighet er å ta utgangspunkt i beholdningstilpasningsmodellen. Sammenhengen mellom partial-adjustment modellen og error-correction modellen er forøvrig drøftet inngående i Nickell (1985). Et annet utgangspunkt er å ta utgangspunkt i en langsiktig likevektsbane for beholdningen av de varige godene og modellere denne som en autoregressiv distribuert lag modell. Denne tilnærmingen er brukt i Harvey (1981) kapittel 8, avsnitt 5. I dette avsnittet skal vi kort gå gjennom begge tilnærmelsene.

La oss starte med partial-adjustment tilnærmingen og bruke ligning (4.1.1) som utgangspunkt. Ved å legge til og trekke fra  $yHC_t^*$  på høyre side får vi;

$$\begin{aligned} (4.2.1) \quad HC_t - HC_{t-1} &= y (HC_t^* - HC_{t-1}^*) - y (HC_{t-1} - HC_{t-1}^*) \\ &= y dHC_t^* - y (HC_{t-1} - HC_{t-1}^*) \end{aligned}$$

Ved å oppheve restriksjonen om at begge koeffisientene på høyresiden skal være like får vi feiljusteringsmodellen. Dette viser at denne modellen er mer generell enn beholdningstilpasningsmodellen. Ligning (4.2.1) inneholder den uobserverbare størrelsen ønsket beholdning. Den kan modelleres f.eks ved en lineær utforming av ligning (4.1.4), dvs;

$$(4.2.2) \quad HC_t^* = a + b R_t + c (pv/pi)_t$$

Da får vi følgende ligning;

$$\begin{aligned} (4.2.3) \quad dHC_t &= b dR_t + c d(pv/pi)_t \\ &\quad - y [HC_{t-1} - a - b R_{t-1} - c (pv/pi)_{t-1}] \end{aligned}$$

$$\text{der } dHC_t = HC_t - HC_{t-1}.$$

Dette kan vi betrakte som feiljusteringsligningen. Den sier at endring i beholdningen fra en periode til den neste er en funksjon av endring i inntekt og relative priser samt et ledd som tar hensyn til "feilen", eller mer korrekt, avviket fra langtidsbanen i forrige periode. "For mye" beholdning i en periode gir lavere beholdning (og dermed muligheter for konsum) i neste og omvendt. Dette kan vi kalle en servomekanisme i motsetning til mekanismer som trekker inn forventninger om framtidig utvikling i

forklaringsvariablene.

Den andre tilnærmingen tar utgangspunkt i (4.2.2) som betraktes som en langsiktig likevektsbane. Den kortsiktige utformingen skrives som en autoregressiv distribuert lag modell med ett lag på hver variabel (AD(1,1));

$$(4.2.4) \quad HC_t = \beta_0 + \beta_1 R_t + \beta_2 R_{t-1} + \beta_3 (pv/pi)_t \\ + \beta_4 (pv/pi)_{t-1} + \beta_5 HC_{t-1}$$

Dynamikken består altså i at laggede verdier av både beholdning, realdisponibel inntekt og relative priser inngår som forklaringsvariable. Det er selvfølgelig også mulig å trekke inn andre variable enn de som inngår i langtidssammenhengen. Ved noe regning på (4.2.4) kommer vi fram til feiljusteringslikningen (4.2.3).

Det er generelt to metoder for estimering av ligning (4.2.3). Den ene metoden er en to-trinns metode beskrevet i Engle og Granger (1987). Ved bruk av to-trinns metoden estimeres først ligning (4.2.2) ved OLS. Deretter benyttes de laggede residualene fra denne regresjonen i stedet for uttrykket i hakeparentesen i (4.2.3), siden residualene er den beste approksimasjonen av dette uttrykket. I den andre metoden estimeres ligning (4.2.3) direkte slik at parametrene  $a$ ,  $b$  og  $c$  enkelt kan avledes av det estimerte konstantleddet og parametrene foran lagget nivå på inntekt og priser. Dersom vi som utgangspunkt for feiljusteringsmodellen velger (4.1.2) eller ekvivalent velger en log-lineær spesifikasjon av (4.2.2), får vi ved denne metoden dermed estimert hhv. inntekts- og priselastisiteter direkte.

For å modellere kjøpet av godene må vi som i avsnitt 4.1 også trekke inn depresieringen og utnytte sammenhengen (4.1.5) mellom kjøp, beholdning og depresiering.

## 5. DATA

Tre sentrale variable inngår i estimeringsforsøkene i avsnitt 6; disponibel inntekt for husholdninger, beholdning av egne transportmidler og andre varige goder og ulike priser. Av flere grunner var omfattende dataarbeid nødvendig for å komme fram til relevante tall. Dette avsnittet dokumenterer de viktigste beregningene av tall for disponibel inntekt, brukerpriser, beholdning og beregnet konsum av de varige godene og for noen demografiske variable.

### 5.1 Disponibel realinntekt for husholdningene

Siden det ikke eksisterer noe kvartalsvis inntektsregnskap for husholdningene, var vi nødt til å konstruere egne kvartalsvise serier for husholdningenes disponible inntekter. Med utgangspunkt i det årlige inntekts- og kapitalregnskap, ble disponibel inntekt på kvartalsbasis beregnet ved å kvartalsfordele enkeltkomponenter i regnskapet. Dette arbeidet kan delvis betraktes som en oppdatering av Lindquist og Olsen (1986). I det følgende gis en kortfattet beskrivelse av hvordan disse beregningene ble utført.

Definisjonen av husholdningenes disponible inntekt i nasjonalregnskapet er inntekter fratrukket utgifter, der inntektene består av:

Lønn ekskl. arbeidsgiveravgift  
 Driftsresultat (næringsinntekt og beregnet  
 avkastning på egen bolig)  
 Renteinntekter  
 Stønader fra offentlig sektor  
 Aksjeutbytte  
 Andre inntekter

Utgifter er:      Direkte skatter og trygdepremier  
                     Renteutgifter  
                     Andre utgifter

Den disponible inntekten beregnes i nasjonalregnskapet i løpende priser og omregnes til faste priser ved en deflator for privat konsum. La oss se på beregningsmetodene for hver av enkeltkomponentene i husholdningenes disponible inntekter.

### Lønn eksklusive arbeidsgiveravgift

Lønnsinntekter opptjent av nordmenn i Norge hentes direkte fra det kvartalsvise nasjonalregnskap (KNR). I KNR inngår timeverk og timelønn for alle produksjonssektorer som inngår i KVARTS. Produktet av timeverk og timelønn gir totale lønnsutbetalinger i hver sektor og ved å summere over alle sektorer kommer en fram til husholdningenes mottatte lønn. Nordmenns lønn opptjent i utlandet legges til og utlendingers lønn opptjent i Norge kommer til fratrekk. Begge disse størrelsene hentes fra utenriksregnskapet.

### Driftsresultat

Husholdningenes andel av netto driftsresultat består i hovedsak av næringsinntekter i personlige selskaper og beregnet avkastning på egen bolig. I KNR beregnes totalt netto driftsresultat i alle produksjonssektorene som inngår i KVARTS. Ved hjelp av faste vekter beregnes husholdningenes andel i hver sektor og dette summeres så til husholdningenes driftsresultat. De faste vektene medfører at en avstemming mot årlig regnskap er nødvendig.

### Stønader fra offentlig sektor

Stønader fra offentlig sektor (stat og kommune) kan inndeles i en rekke arter som f.eks alderspensjon, barnetrygd og syketrygd. For de fleste statlige arter finnes det fra og med 1985 kvartalsobservasjoner tilgjengelig (Kontor for finansstatistikk, SSB). Disse kvartalsobservasjonene ble benyttet direkte i perioden etter 1985, men også til å konstruere kvartalsnøkler som ble brukt til kvartalsfordeling av årlige tall i perioden før 1985. Kvartalsnøklerne viser at de fleste stønadsartene fordeler seg jevnt over året.

### Renteinntekter og renteutgifter

Beregningen av rentestrømmer (inntekter og utgifter) tar utgangspunkt i årlige rentesatser for husholdningenes innskudd og lån i spare- og forretningsbankene samt lån i statsbankene. Rentesatsene kvartalsfordeles og multipliseres med gjennomsnittlig fordringer og gjeld i kvartalet. Fordringer består foruten bankinnskudd også av husholdningenes forsikringskrav. Når det gjelder betalte renter multipliseres rentesatsen for gjeld til private banker med gjennomsnittlig gjeld i disse bankene, mens rentesatsen for gjeld til statsbankene multipliseres med gjennomsnittlig statsbankgjeld.

Husholdningenes totale gjeld er summen av gjeld til private banker og til statsbankene.

### Direkte skatter

Direkte skatter kvartalfordeles etter kvartalsmønsteret i disponibel inntekt før skatt for husholdningene som helhet. Dette gjøres i mangel av indikatorer for påløpte skatter gjennom året og medfører at vi ser bort fra effekter av skatteoppgjøret og at mange arbeidstakere betaler inn et lavere skattebeløp i desember enn i resten av året.

### Aksjeutbytte og andre inntekter og utgifter

Andre inntekter består av skadeforsikringserstatning, overføringer fra utlandet og "andre inntekter". Andre utgifter er skadeforsikringspremie, stønader til utlandet og bøter, inndragninger mv. I mangel av gode kvartalsindikatorer og pga. at disse størrelsene er små, skjer kvartalsfordelingen ved firedeling som i Lindquist og Olsen (1986).

## 5.2 Brukerpriser

Brukerpriser skal som navnet sier gi uttrykk for hva det koster å benytte godet i en periode. Dette vil vanligvis avhenge av tre sentrale størrelser; rentenivået, prisstigningen på godet og depresieringsraten. Vekst i rentenivået øker avkastningen på alternative plasseringer og derved kostnaden ved å sitte med godet. Prisstigning gir muligheter for kapitalgevinst ved salg og reduserer derved kostnadene, mens økt depresiering øker kostnadene. Brukerprisen som ble benyttet under estimeringsarbeidet samsvarer med standardformelen for slike priser og er hentet fra Biørn og Jensen (1983) s. 27. Formelen er:

$$(5.2.1) \quad SC_{it} = PC_{it}(1 - (1 + dPC_{it}) (1 - DC_i)/(1 + RR_t))$$

der  $SC_{it}$  - brukerpris for gode  $i$ , periode  $t$   
 $PC_{it}$  - kjøpspris for gode  $i$ , periode  $t$   
 $dPC_{it}$  - endring i kjøpspris fra forrige periode  
 $DC_i$  - depresieringsrate (konstant), gode  $i$   
 $RR_t$  - rentenivået i periode  $t$

Det er flere valg som må gjøres for å finne den konkrete utformingen av brukerprisen. For det første er det mulig å benytte



prisstigningen pr. år eller pr. kvartal. Valget her må være konsistent med valg av rentenivå. Dersom pristigningen pr. år benyttes, må vi også bruke rentenivå pro anno og tilsvarende for kvartalstall. Det er også flere muligheter mht. valg av rentesats. Ifølge teorien skal rentesatsen reflektere den alternative avkastning en kunne fått av den investerte kapitalen. I et perfekt kredittmarked vil det dannes en likevektsrente som gir uttrykk for denne avkastningen. Siden det norske kredittmarkedet ikke har vært perfekt bl.a pga. kredittrasjonering, har vi flere rentesatser å velge imellom. Velges husholdningenes innskuddsrente i bankene får vi problemer med negative brukerpriser i noen perioder jf. Biørn og Jensen (1983). Vi valgte bl.a derfor heller bankenes utlånsrente til husholdningene. Det er imidlertid et faktum at rentenivået på billån de siste årene har ligget klart over denne rentesatsen og det kan argumenteres for at de reelle kostnadene var høyere også i perioden med kredittrasjonering. I forbindelse med gruppen egne transportmidler har vi derfor også forsøkt en interbankrente som en tilnærming til gråmarkedsrenten. En annen imperfeksjon vi ideelt sett skulle tatt hensyn til er skattesystemet. Skatt på renteinntekter og fradrag for renteutgifter gjør at rente etter skatt er den relevante størrelsen. Rente etter skatt vil imidlertid kunne variere mye mellom husholdningene og dette gjør det komplisert å få tatt hensyn til skattesystemet. Det ble imidlertid gjort enkelte forsøk der brukerprisen ble korrigert med gjennomsnittlig marginalsatt.

For å få bestemt brukerprisen (5.2.1) må vi også beregne depresieringsraten for godene. Depresieringsraten bør generelt være konsistent med beregningene av beholdningstall og depresieringstall. Vi har derfor valgt å bruke gjennomsnittet av depresieringsratene, gitt ved beregnet depresiering i forhold til beholdningens størrelse i perioden før, som et tilnærming til den faktiske depresieringsrate.

### 5.3 Beholdning og depresiering av varige forbruks-goder.

Varige forbruks-goder har en levetid på flere år. I løpet av denne levetiden yter godene tjenester til forbrukerne. Det er disse tjenestene som konsumeres. Siden godene har lang levetid vil det på ethvert tidspunkt eksistere en beholdning av godene, og det er denne beholdningen som gir grunnlag for konsum. På den annen side er det grunn til å tro at størrelsen på beholdningen også påvirker kjøpet av nye goder. Tar en utgangspunkt i et ønske om en optimal beholdning (og derav følgende konsum), vil f.eks en mindre beholdning enn den optimale kunne lede til større nykjøp for å bygge opp beholdningen. Følgelig er beholdningen av godene en interessant størrelse av to grunner; som forklaringsfaktor bak kjøp

av nye goder og som grunnlag for konsum. En mer populær framstilling av avsnittene 5.3 og 5.4 er gitt i Magnussen (1989).

Det teoretiske grunnlaget for beregningene av beholdningen av de varige godene er hentet fra Biørn (1983). Biørn understreker skillet mellom beholdning som kapasitetsmål og formuesverdien av beholdningen. Beholdningen som kapasitetsmål gir uttrykk for mengden av tjenester som kapitalen kan produsere på et tidspunkt. Formuesverdien gir derimot et mål på verdien av de framtidige tjenester kapitalen forventes å yte. Utledningen av formuesverdien går via produksjonskapasiteten.

Siden godene har en levetid på flere år, vil beholdningen på beregningstidspunktet bestå av en rekke årganger. Metoden tar utgangspunkt i antall fysiske enheter investert på kjøpstidspunktet (eller en indeks for dette) for de ulike årganger. Denne mengden symboliseres med  $J_t$ , der  $t$  er kjøpstidspunktet. Vi tenker oss at hver kapitalenhet på hvert tidspunkt inneholder et bestemt antall effektivitetsenheter. Målestokken velges slik at effektivitetsenheterne produserer en enhet kapital pr. tidsenhet. Neste trinn er å finne ut hvor mange effektivitetsenheter av hver årgang som er igjen på beregningstidspunktet. Dette finner vi vha. en overlevelsesfunksjon som er en funksjon av alderen  $s$ ,  $B(s)$ . Denne funksjonen sier hvor stor andel av den opprinnelige mengden effektivitetsenheter som er igjen  $s$  år etter kjøpstidspunktet, dvs. at den både gir uttrykk for reduksjonen i antall fysiske enheter og for at effektiviteten til en fysisk enhet kan avta over tid. Antall effektivitetsenheter med alder  $s$  på tidspunkt  $t$  er dermed gitt ved  $B(s) * J_{t-s}$ . For å finne totalt antall effektivitetsenheter i beregningsåret summeres det over alle årganger med tjenesteytende enheter dvs. vi får summen:

$$(5.3.1) \quad PK_t = \sum_s B(s) * J_{t-s}$$

der  $PK_t$  er beholdningen målt som produksjonskapasitet.

Overlevelsesfunksjonen gir antall resterende effektivitetsenheter og disse gir uttrykk for kapitalenhetenes produktive kapasitet. Summen (5.3.1) gir derfor uttrykk for produksjonskapasiteten til kapitalbeholdningen i periode  $t$ .

For å komme fram til formuesverdien av kapitalbeholdningen trenger vi et mål på verdien av den gjenværende mengden av de framtidige tjenestestrømmer kapitalen kan yte. I et perfekt marked vil en bruktpriis (indeks) gi uttrykk for dette. Det eksisterer ingen slik indeks for egne transportmidler eller andre varige goder, slik at vi må finne en erstatning for bruktpriisen. La denne bruktpriisen betegnes ved  $p_{t-}$ , og anta at det eksisterer et perfekt (annenhånds)marked for godene. Denne forutsetningen kan selvsagt

diskuteres. Viktige ankepunkter vil være mangel på markeder og asymmetrisk informasjon. Forutsetningen styrkes imidlertid av at mye av bruktbilomsetningen foregår via forhandlere og at det omsettes en betydelig mengde av de andre varige godene bl.a gjennom dagspressen og ulike bruktmarkeder. Gitt at forutsetningen holder, vil prisen  $p_{t-}$ , jf. Biørn (1983) på ethvert tidspunkt gi uttrykk for den neddiskonterte framtidige tjenestestrøm pr.  $s$  år gammel enhet av godet. Det er imidlertid noe uklart for oss om det bak denne antakelsen ligger forutsetninger om prisutviklingen for de framtidige tjenestene slik at tjenestestrømmen kan benyttes i stedet for verdien av denne. Vi følger likevel Biørns opplegg og benytter  $f(s)$ , den neddiskonterte framtidige tjenestestrøm pr. effektivitetsenhet av et gode med alder  $s$ . Et uttrykk for  $f(s)$  finner vi ved å neddiskontere summen av overlevelsesfunksjonen over kapitalenhetens gjenværende levetid og dividere med  $B(s)$ :

$$(5.3.2) f(s) = 1/B(s) \sum_z B(z)/(1+r)^{z-s}, \quad z = s, s+1, s+2 \dots N$$

der  $r$  er en realrente til neddiskontering av framtidig tjenestestrøm.

$B(s)$  er overlevelsesfunksjonen.

$N$  er kapitalens fysiske levetid.

I følge forutsetningen over er bruktpriisen lik den neddiskonterte tjenestestrømmen dvs.  $p_{t-} = f(s)$ ,  $s=0,1,2\dots N$ . Siden dette gjelder for alle  $s$ , får vi følgende ligning:

$$(5.3.3) f(0)/p_t = f(s)/p_{t-}, \text{ som er ekvivalent med}$$

$$(5.3.4) p_{t-} = p_t * f(s)/f(0) = p_t * G(s)$$

Funksjonen  $G(s)$  gir uttrykk for forholdet mellom framtidige neddiskonterte tjenestestrømmer pr. enhet fra en årgang som er  $s$  år gammel og dennes totale neddiskonterte tjenestestrøm (regnet fra investeringstidspunktet). Denne funksjonen vil derfor anta verdier mellom 1 og 0, avtakende med alderen til kapitalenhetene.

Siden vi nå har et uttrykk for bruktpriisen kan vi beregne formuesverdien av beholdningen vha. ligning (5.3.1) og (5.3.4). Formuesverdien framkommer ved å ta produktet av bruktpriisen pr. enhet og antall (effektivitets) enheter for hver årgang, og summere over alle årganger. Formelt kan dette uttrykkes slik:

$$(5.3.5) V_t = \sum_s p_t * G(s) * B(s) * J_{t-}$$

Siden kjøpsprisen er uavhengig av  $s$  kan denne settes utenfor summetegnet. Ved å dividere på  $p_t$  gir det:

$$(5.3.6) \quad V_t/p_t = HC_t = \sum_s B(s) * J_{t-s}$$

$$\text{der } H(s) = B(s) * G(s)$$

Ligning (5.3.6) definerer nettokapitalen ved utgangen av periode t som dermed består av kvantitetskomponenten av den totale formuesverdien  $V_t$ . Vi lar denne størrelsen betegnes med  $HC_t$ .

Gitt beholdningsuttrykket (5.3.6) er det enkelt å beregne depresieringen i volum. Det greieste er å ta utgangspunkt i økosirksammenhengen mellom kjøp, depresiering og beholdning:

$$(5.3.7) \quad HC_t - HC_{t-1} = J_t - D_t$$

Endringen i formuesverdien av beholdningen i løpet av en periode er gitt ved differansen mellom verdien av kjøpene og depresieringen i perioden. Depresieringen blir ved denne metoden altså gitt ved:

$$(5.3.8) \quad D_t = J_t - (HC_t - HC_{t-1})$$

En alternativ metode er å ta utgangspunkt i produktet  $B(s) * G(s) * J_{t-s}$ , som gir uttrykk for volumet av de kapitalenhetene som er s år gamle. Den tilsvarende størrelsen ett år senere blir tilsvarende lik produktet  $B(s+1) * G(s+1) * J_{t-s}$ . Depresieringen av denne årgangen i løpet av dette året er dermed gitt ved differansen mellom disse to størrelsene. Et uttrykk for hvor mye som totalt sett depresierer av hele beholdningen i periode t finner vi dermed ved å summere over alle årganger. Det gir denne definisjonen på depresieringen:

$$(5.3.9) \quad D_t = \sum_s (B(s) * G(s) - B(s+1) * G(s+1)) * J_{t-s}$$

Dette kan skrives litt enklere ved å bruke funksjonen  $H(s)$ :

$$(5.3.10) \quad D_t = \sum_s (H(s) - H(s+1)) * J_{t-s}$$

Depresieringen kan ved (5.3.9) beregnes uavhengig av beholdningen, men for gitt beholdning er det enklere å benytte (5.3.8).

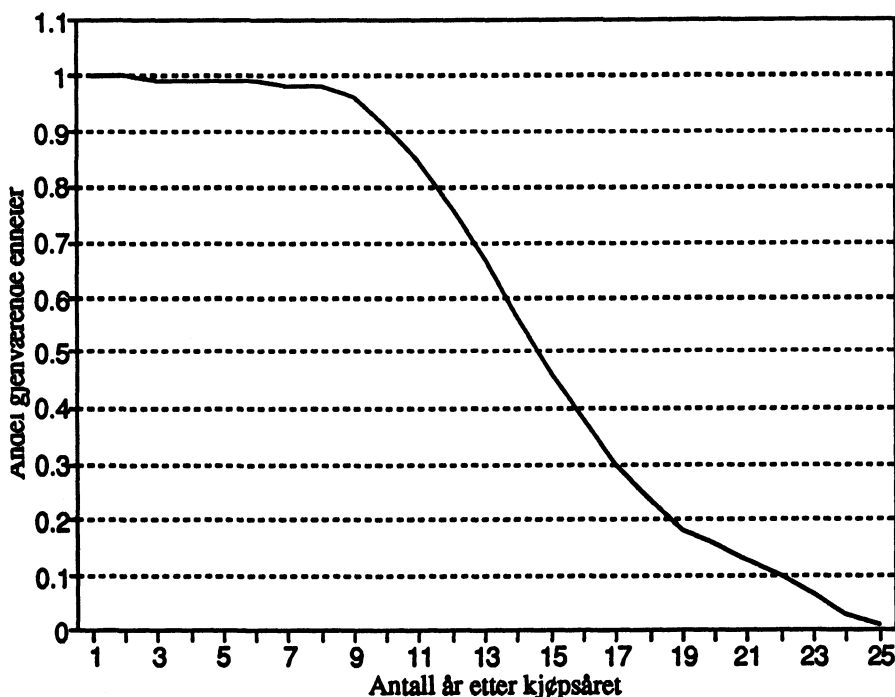
La oss så se på den empiriske siden ved beregningene. Som indeks for kjøp av antall biler og andre varige goder,  $J_t$ , har vi valgt å benytte nasjonalregnskapets volumindikatorer i faste priser. (For personbiler samsvarer veksten i indikatoren med veksten i antall førstegangsregistrerte biler).

Overlevelsesfunksjonen  $B(s)$  er beregnet vha. Vegdirektoratets tall for registrerte personbiler etter alder ved utgangen av året

(Vegdirektoratet (1989)) og tall fra Opplysningsrådet for veitrafikken (1962-86). For den enkelte årgang finner vi  $B(s)$ -funksjonen ved å dividere antall gjenværende biler av denne årgangen,  $s$  år etter kjøpsåret, med antall biler registrert i kjøpsåret. Den beregnede funksjonen kan naturligvis ikke få med en eventuell reduksjonen i effektiviteten til enhetene. Vi må derfor se bort fra dette momentet. Datamaterialet ga observasjoner av  $B(s)$  for  $s$  fra 1 til 21, men med kun 1 observasjon for  $s=21$ . Det virker rimelig å la  $s$  gå mot 0 på en slik måte at  $s(26)=0$  dvs. at maksimal levealder er 25 år.

Et viktig spørsmål er om denne sammenhengen er konstant over tid. Dette er undersøkt ved å beregne så mange  $B(s)$ -funksjoner som datamaterialet gir grunnlag for, og å ta regresjoner av  $B(s)$ ,  $s=1,2,3\dots$ , mhp. tiden. Resultatene viste at kun for  $s=10$  var det en positiv trend over tid, dvs. en antydning om at en stadig større andel av en årgang biler overlever det 10. året. Selv om det for  $s > 10$  var få observasjoner, gir datamaterialet grunn til å anta at  $B(s)$ -funksjonen er relativt stabil over tid. Dette til tross for at ulike bilmerker åpenbart vil ha ulike overlevelsesfunksjoner slik at sammensetningen av bilparken skulle ha innvirkning på stabiliteten til  $B(s)$ -funksjonen. Som overlevelsesfunksjon valgte vi derfor å bruke gjennomsnittet av  $B(s)$ -funksjonene over alle årganger. Figur 5.3.1 viser  $B(s)$ -funksjonen.

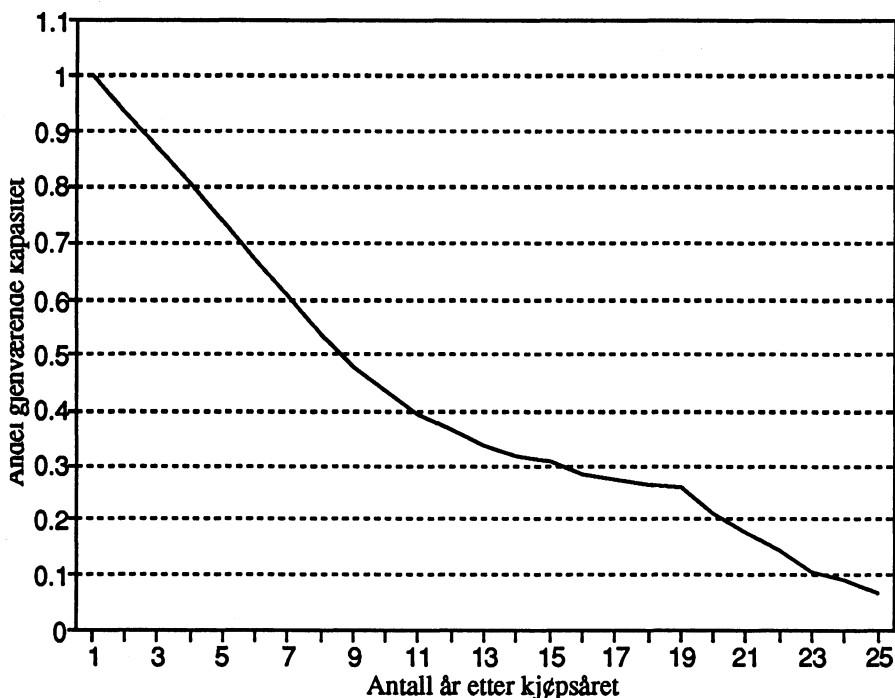
Figur 5.3.1 Overlevelsesfunksjonen. Andel gjenværende (effektivitets)enheter for en kapitalenhet med alder  $s$ .



Figur 5.3.1 viser at for en årgang på 100 biler er 90 igjen etter 10 år, 45 etter 15 år og 15 biler kan forventes å bli 20 år gamle. Fallet i effektivitetsenheter er økende til bilen er 13 år og avtar deretter, og det er i alderen mellom 10 og 20 år flest enheter forsvinner.

Det antas at  $B(s)$  som et gjennomsnitt også kan tolkes som overlevelsesprofilen for andre varige goder. Dette gjøres først og fremst fordi det ikke finnes registreringstall for disse godene slik at vi ikke kan beregne en egen  $B(s)$ -funksjon for dem. Dessuten er den gjennomsnittlige levealderen til disse godene anslått til 14 år (iflg. Biørn og Jensen (1983)), om lag det samme som for personbilene, og det synes ikke urimelig å bruke den samme profilen som et gjennomsnitt selv om det vil være individuelle variasjoner.  $G(s)$ -funksjonen kan som forklart avledes fra  $B(s)$ -funksjonen vha. en realrente. Realrenten bør gi uttrykk for den alternative avkastningen til å sitte med bilbeholdningen. Et uttrykk for denne får vi ved å trekke prisstigningen på biler fra bankenes utlånsrente til husholdningene. I den aktuelle estimeringsperioden har denne realrenta variert mye og det er heller ikke åpenbart at beholdningen bør avhenge av inflasjonsutviklingen. Vi har derfor valgt å beregne tre alternativer med hhv. 0, 2,5 og 5 pst.. Figuren 5.3.2 viser  $G(s)$ -funksjonen for alternativet med 0 pst. realrente. Profilen endres ikke vesentlig ved endringer i realrenta.

Figur 5.3.2  $G(s)$ -funksjonen. Andel gjenstående neddiskontert tjensteytende kapasitet for en kapitalenhet med alder  $s$ .



Ved å bruke overlevelsesfunksjonen og NR-indeksene for kjøp av godene kan vi iflg. (5.3.1) beregne kapitalbeholdningenes produksjonskapasitet. Denne størrelsen er uavhengig av realrenta. For å beregne nettokapitalen gitt ved (5.3.6) bruker vi  $H(s)$ -funksjonen. Nettokapitalen vil avhenge av størrelsen på realrenta. Jo større realrente, desto større blir nettokapitalen. Dette skyldes at den beregnede bruktpriisen øker, dvs. at verdiene i  $G(s)$ -funksjonen blir større.  $G(s)$ -funksjonen er forholdet mellom gjenværende og total neddiskontert tjenestestrøm pr. kapitalenhet. Begge disse størrelsene avtar riktignok med størrelsen på realrenta.  $G(s)$ -funksjonen øker likevel siden den totale tjenestestrømmen avtar mer enn den gjenværende. Tolkningen av dette er at jo mindre neddiskontert gjenværende tjenestestrøm, desto høyere verdsettes den.

For hver av de to godegruppene kan vi derfor beregne en serie for beholdning som produksjonskapasitet (bruttokapitalen), med tilhørende utrangering (teknisk depresiering), som er uavhengig av realrenta og nettokapital- og depresieringstall for hvert valg av realrente. I praksis er det bare mulig, bl.a pga. underlagsdata for overlevelsesfunksjonen, å utføre beregningene slik at vi finner beholdningen ved utgangen av året og depresieringen for år som helhet (ikke kvartalsvis). Vi er imidlertid også interessert i tilsvarende tall på kvartalsbasis. De kvartalsfordelte tallene må være konsistente med nasjonalregnskapets kvartalstall for kjøp av godene og med de årlige beholdningstallene. Vi har valgt å benytte en metode dokumentert i Biørn (1979a) Appendiks A. Metoden går i korthet ut på å forutsette at forholdet mellom depresiering i kvartalet og kapitalbeholdningen i begynnelsen av kvartalet er konstant for hvert år. Etter at denne årlige depresieringsraten er funnet ved iterasjon, er det trivielt å beregne beholdning og depresiering i de enkelte kvartaler.

En nærmere redegjørelse for datakilder og beregninger finnes i vedlegg 1. I vedlegg 3 finnes data for beholdningen av egne transportmidler og andre varige goder beregnet med 0 prosent realrente

#### 5.4. Beregnet konsum av varige forbruksoder

I nasjonalregnskapet er konsumet av egne transportmidler og andre varige goder i en periode pr. definisjon satt lik kjøpet i perioden. I og med at disse godene har en levetid på flere år, vil tjenstekonsumet av godene fordele seg over flere år. Siden vi har beregnet nettokapitalbeholdningen og depresieringen av godene, kan vi også finne et uttrykk for konsumet. Verdien av konsumet beregnes fra kostnadssiden dvs. ved å ta utgangspunkt i hva det ville koste å produsere tjenestene. Tankegangen er derfor analog til

behandlingen av boligkonsumet i nasjonalregnskapet. En produsent av tjenestene vil for det første kreve kompensasjon for depresieringen av godene. Dette får vi et uttrykk for ved  $D(t)$  i ligning (5.3.8). I tillegg vil produsenten kreve kompensasjon for realrentetapet ved å sitte med beholdningen dvs. tapet av alternativ avkastning ved at ressursene ikke kan plasseres på en annen måte. Konsumet av de varige godenes tjenester defineres derfor som summen av depresieringen og en realavkastning på beholdningen av godene. Vi beregner kapitalavkastningen på gjennomsnittlig beholdning i perioden. Med symboler kan dermed det beregnede konsumet uttrykkes på denne måten:

$$(5.4.1) \quad K_t = D_t + r * ((HC_t + HC_{t-1}) / 2),$$

der  $r$  - realavkastningsraten

$D_t$  - depresieringen i periode  $t$

$HC_t$  - nettokapitalen i periode  $t$

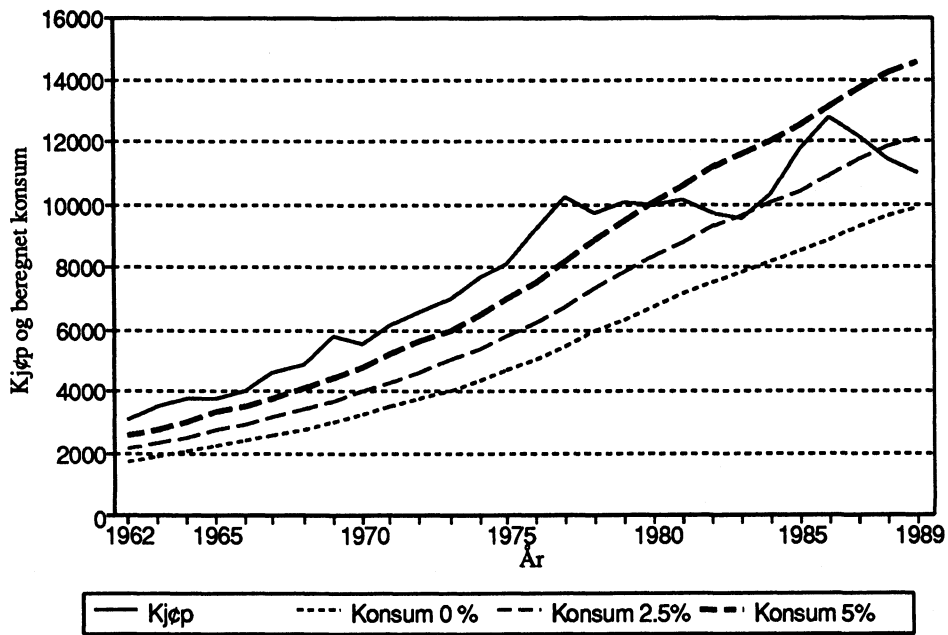
$K_t$  - beregnet konsum i faste priser i periode  $t$

I beregnet konsum inngår depresieringen som en av faktorene. Denne størrelsen beregnes vha.  $H(s)$ -funksjonen og vil derfor også avhenge av valget av neddiskonteringsrente. Beregningene viser at jo større realrenta er, desto mindre blir depresieringen, altså den motsatte effekten enn for beholdningen. Det er vanskelig å begrunne dette, men en åpenbar effekt er at  $G(s)$ -funksjonen øker og at dette må redusere depresieringen av 2 år gamle kapitalenheter. Siden både  $G(1)$  og  $B(1)$  er 1, depresierer ingenting det første året. Men når  $G(2)$  øker vil dette opplagt bidra til mindre depresiering når  $B(s)$  er uforandret siden  $H(1)-H(2)$  dermed avtar. For eldre kapitalenheter kan økningen i  $G(s)$  slå begge veier, men i vårt materiale er de negative virkningene større enn de positive. Dermed avtar depresieringen.

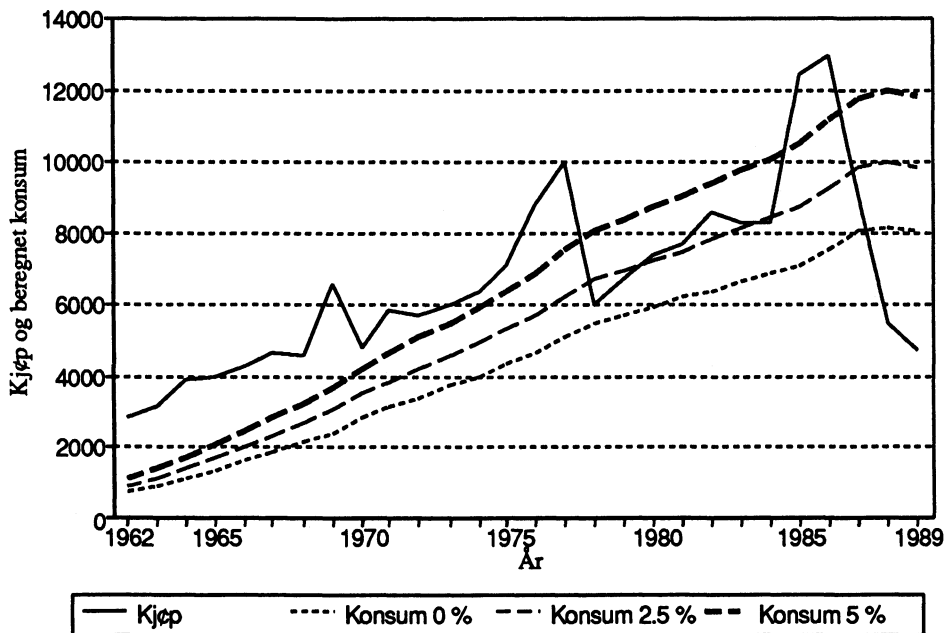
Den andre komponenten i beregnet konsum er realavkastningen på beholdningen. Det blir dermed viktig å avgjøre hvor stor avkastningsraten skal være. Realavkastningsraten bør være et rimelig anslag på normal realrente før skatt. Realrenten har imidlertid variert over tid. Dette skyldes at endringer i rentenivået ikke samsvarer med den generelle prisstigningstakten. For boliger er raten satt til 2,7 prosent i nasjonalregnskapet. Av samme grunner som for valg av realrente for neddiskontering av framtidige tjenestestrømmer, presenterer vi tre alternativer med hhv. 5, 2,5 og 0 prosent. For at beregningene skal være konsistente er valget av avkastningsrate det samme som valg av realrente ved beregning av beholdning og depresiering. Figurene under viser beregnet konsum under de tre alternativene sammen med faktisk kjøp av egne transportmidler og andre varige goder.



Figur 5.4.1 Faktisk kjøp (konsum iflg. nasjonalregnskapet) og beregnet konsum av egne transportmidler. Mill. 1980-kroner.



Figur 5.4.2 Faktisk kjøp (konsum iflg. nasjonalregnskapet) og beregnet konsum av andre varige goder. Mill. 1980-kroner.



Vi ser av figurene at konsumet øker med økende realrente. Det vil si at selv om depresieringen avtar, så mer enn oppveies det av økt beholdning og realavkastning. Videre viser figur 5.4.1 at det beregnede konsumet har en mye jevnere utvikling enn faktisk kjøp av biler. Årsaken til dette er at både depresieringen og beholdningen i et enkelt år består av mange årganger av biler. Bilkjøpene i det samme året vil derfor kun i liten grad påvirke beholdningen og vil ikke påvirke depresieringen i det hele tatt siden det er forutsatt at ingen biler depresierer det første året. Det er dermed tidligere års bilkjøp som avgjør størrelsen på depresieringen og beholdningen, og dermed muligheten for konsum på et senere tidspunkt. Fram til 1979 er faktisk bilkjøp større enn konsum av biltjenester uansett valg av avkastningsrate. Dette henger sammen med en relativt liten beholdning på 1960-tallet etter den lange rasjoneringsperioden fra 1940-60. I 1987 er for første gang depresieringen større enn bilkjøpene og i 1988 viser de foreløpige tallene en betydelig differanse.

Selv med 2,5 pst. realavkastning på bilbeholdningen vil det i perioder være store avvik (både positive og negative) mellom faktisk kjøp og beregnet konsum av biler. Det betyr at det som idag er konsum av egne transportmidler i nasjonalregnskapet stort sett ikke gir uttrykk for konsum av biltjenestene, noe som selvsagt heller ikke kunne forventes. Nivået på det beregnede konsumet påvirkes sterkt av hvilken realavkastningsrate som velges, men utviklingen over tid blir omtrent den samme.

Figur 5.4.2 viser kjøp og beregnet konsum av andre varige goder og har mange likhetstrekk med figuren for bilene. Forskjellen er at utviklingen i kjøpet av de andre varige godene ikke varierer på langt nær så mye som bilkjøpet. Siden fallet i kjøpene i 1987/88 ikke var så stort for disse godene viser konsumet jevn vekst i hele perioden. Kjøpet er som for bilene større enn alle konsumalternativer i første del av perioden, men holder seg høyere enn 0 pst. alternativet også i 1988.

## 5.5 Demografiske data og arbeidsledighet

I noen estimeringsforsøk trengte vi tall for den delen av befolkningen som kjøper varige goder, spesielt biler. Et tilnærmet tall får vi ved å ta alle personer i Norge mellom 20 og 70 år. Data er hentet fra Lindquist og Sannes (1989). Det er også indikatorer for kvinners yrkesaktivitet.

Under estimeringsarbeidet ble arbeidsledighetsraten benyttet som en forklaringsfaktor i enkelte sammenhenger. Data for arbeidsledighet i prosent av arbeidsstyrken i henhold til AKU er hentet fra databanken dokumentert i Bowitz og Eika (1988).

## 6. ESTIMERINGS- OG TESTRESULTATER

### 6.1 Beholdningstilpasningsmodellen

I dette avsnittet skal vi se nærmere på noen av resultatene fra anvendelser av den tradisjonelle modellen for beholdningstilpasning, presentert i avsnitt 4.1, på etterspørselen etter egne transportmidler og andre varige goder. En rekke estimeringsforsøk ble utført og resultatene vurdert som tilfredstillende dersom;

- Parametrene er signifikante med rette fortegn og "rimelig" størrelse.
- Det er liten grad av autokorrelasjon, målt ved DW-observatoren.
- Føyningen, målt ved standard error of regression (SER) eller  $R^2$  er god.

Ingen av alternativene innefor beholdningstilpasnings-modellen ble funnet akseptable etter kriteriene over. Likevel dokumenteres hovedalternativene som ble forsøkt, ikke minst fordi resultatene eventuelt kan danne grunnlag for videre arbeid senere. Før vi går inn på den enkelte modell skal vi imidlertid si noe om behandlingen av sesongvariasjoner i datamaterialet.

#### Spesifikasjon av sesongvariable

Sesongvariable som skal fange opp de sesongmessige variasjonene i dataene ble stort sett spesifisert som et additivt tillegg til relasjonene. Spesifikasjonen av sesongvariablene er derfor slik:

$$(6.1.1) \quad \sum_i d_i DKV_i, \quad i=1,2,3$$

der  $DKV_i$  er 1 i kvartal  $i$ , 0 ellers.

Siden beregningsopplegget for kvartalsvise nasjonalregnskaps-tall ble endret i 1978, kan det forekomme brudd i sesongmønsteret til kvartalstallene i 1978. Dette tar vi hensyn til ved spesifikke dummyvariable (DKVBRUDD) med verdien 1 i alle kvartaler før 1978 1. kvartal, og 0 senere. For å unngå at det implisitte konstantleddet endres i 1978 1. kvartal, spesifiseres sesongdummyene med dummyene for brudd i seriene på denne måten;

$$(6.1.2) \quad \sum_i d_i (DKV_i - DKV_4) + \sum_i e_i (DKV_i - DKV_4) DKVBRUDD, \\ i=1,2,3$$

Konstantleddet i ligningene, som kan tolkes som et gjennomsnittlig konstantledd over året, blir dermed lik 0.

Lineær modell

Det første alternativet tar utgangspunkt i ligning (4.1.1), (4.1.4) og (4.1.5) og er den enkleste modellen. Vi antar at ønsket beholdning er en lineær funksjon av disponibel realinntekt og relative priser. I tillegg innfører vi et restledd som tar vare på effekter fra utelatte variable, målefeil og eventuelle avvik fra den lineære funksjonsformen. Dermed kan (4.1.4) skrives slik:

$$(6.1.3) \quad HC_t^* = a + bR_t + c(pv/pi)_t + u_t$$

Restleddet antas å være normalfordelt med følgende (standard)egenskaper;

$$E(u_t) = 0$$

$$E(u_t u_t) = \sigma^2$$

$$E(u_t u_s) = 0, \quad s \neq t$$

Vi er i utgangspunktet åpne for lagfordelinger over inntekt og relative priser og at andre variable kan ha betydning. Settes (6.1.3) inn i (4.1.1) samtidig som vi benytter (4.1.5) får vi:

$$(6.1.4) \quad C_t - D_t = ya + ybR_t + yc(pv/pi)_t - yHC_{t-1} + v_t$$

der  $v_t = yu_t$ .

I denne ligningen får vi estimert  $y$  direkte ved å utnytte vårt kjennskap til  $D_t$ . Som et alternativ kan vi også betrakte ønsket beholdning pr. capita som en funksjon av inntekt pr. capita og relative priser jf. avsnitt 4.1. Dette gir følgende ligning;

$$(6.1.5) \quad (C_t - D_t)/N_t = ya + yb(R_t/N_t) + yc(pv/pi)_t - y(HC_{t-1}/N_{t-1}) + v_t$$

Resultatene fra en del ulike alternativer av den lineære modellen er presentert i tabell 6.1.1. Estimeringsperioden var stort sett 1968 1 - 1984 4 slik at estimerte ligninger kunne testes i den turbulente perioden fra 1985.

La oss oppsummere det viktigste som kom ut av disse estimeringene og starte med konsumgruppen egne transportmidler. For denne gruppen fant vi signifikante effekter av både inntekt, relative priser og lagget beholdning. Tilpasningskoeffisienten  $y$  var om lag 0,08 jf. relasjon (1) i tabellen. Det impliserer at selv etter 5 år vil ikke mer enn om lag 80 prosent av den ønskede beholdning være realisert. Dette antyder altså en meget treg

tilpasning, sammenlignet f.eks med den tilsvarende koeffisienten i ADAM (avsnitt 3.2). Føyningen til ligningen var heller ikke spesielt god og DW-observatoren viser i tillegg at restleddet er autokorrelert. Resultatene for gruppen andre varige goder viser atskillig bedre føyning, men også klare tegn til autokorrelasjon. Beholdningstilpasningen er enda tregere siden  $y$  er estimert til 0,05 jf. relasjon (4). Inntektseffekten er sterk, men det var ikke mulig å finne noen signifikant priseffekt med rett fortegn. For begge grupper var det liten forskjell på resultatene med og uten befolkningsvariabelen. Dummyvariablene for sesongsvingninger er signifikante, men ikke variablene for brudd i sesongmønsteret, som dermed indikerer at det ikke har vært noe slikt brudd i våre data.

Ut fra våre kriterier til en god modell var vi ikke fornøyd med disse resultatene. Dette skyldes både den lave verdien på tilpasningsparameteren, autokorrelasjonsproblemerne samt svak føyning for egne transportmidler. Det var derfor nødvendig å stille spørsmål om hvordan modellen kunne forbedres. En mulighet er å forsøke andre funksjonsformer i ligning (4.1.4). Det neste alternativet er en modell som bygger på en ikke-lineær variant av denne ligningen.

Tabell 6.1.1. Estimeringsresultater for ligning (6.1.4) for egne transportmidler og andre varige goder.

	Egne transportmidler			Andre varige goder		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
K.ledd	33681 (1,76)	56938 (2,58)	11932 (0,60)	-23886 (4,98)	-10921 (2,27)	-24463 (4,37)
HC(-1)	-0,08 (3,98)	-0,06 (3,19)	-0,04 (1,81)	-0,05 (9,90)	-0,04 (6,34)	-0,05 (7,60)
R	0,16 (3,25)	0,14 (2,64)	0,11 (2,19)	0,16 (10,1)	0,12 (7,93)	0,16 (9,43)
pv/pi	-55203 (3,53)	-69977 (4,11)	-49129 (3,41)			
ARBLED		-2869 (1,97)			-3106 (5,04)	
KRTILG			44857 (3,41)			1433 (0,20)
dkv1	3596 (1,71)	-3201 (1,56)	2695 (1,39)	-9911 (10,6)	-10752 (13,3)	-9936 (10,46)
dkv2	12380 (5,21)	11866 (5,08)	11038 (5,00)	-11659 (11,6)	-12581 (14,4)	-11690 (11,41)
dkv3	-489 (0,25)	834 (0,42)	824 (0,46)	-137959 (16,1)	-12105 (15,1)	-13769 (15,77)
R <sup>2</sup>	0,49	0,52	0,58	0,91	0,94	0,91
DW	0,85	0,92	1,24	1,17	1,63	1,16
SER	5078,9	4962,4	4647,1	2399,4	2032,5	2418,1
Periode:	1968 1 - 1984 4. T-verdier i parentes.					

Ikke-lineær modell

Vi tester altså først virkningen av å endre funksjonsformen i ligningen for ønsket beholdning (4.1.4) til en Cobb-Douglas funksjon. Denne ligningen vil da se slik ut:

$$(6.1.6) \quad HC_t^* = K R_t^{\beta} (pv/pi)_t^{\epsilon}, \quad K - \text{konstantledd.}$$

Alternativt kan vi som i den lineære modellen anvende pr. capita variable for beholdning og inntekt. Relasjonen for ønsket beholdning ser da slik ut:

$$(6.1.7) \quad HC_t^*/N_t = K (R_t/N_t)^{\beta} (pv/pi)_t^{\epsilon}$$

Settes (6.1.6) inn i (4.1.1) samtidig som vi benytter (4.1.5) får vi:

$$(6.1.8) \quad (C_t - D_t) = \gamma K (R_t)^{\beta} (pv/\pi)_t^{\alpha} - \gamma HC_{t-1} + u_t$$

Restleddet  $u_t$  hektes her på additivt siden et multiplikativt restledd i (6.1.6) gir en meget komplisert restleddsstruktur. Både inntekts- og priselastisiteten blir estimert direkte. Siden ligningen er ikke-lineær brukte vi NLS som estimeringsmetode. NLS-prosedyren er følsom for store nivåforskjeller i data, slik at det var nødvendig å renormere noen størrelser for å få ut resultatene. Resultater av estimering på ligning (6.1.8) er presentert i tabell 6.1.2.

Den viktigste konklusjonen vi kan trekke ut av disse resultatene er at den ikke-lineære modellen ikke løste problemet med autokorrelasjonen selv om føyningen bedret seg betydelig. Siden vi får estimert inntekts- og priselastisiteter direkte kan det likevel være interessant å se litt nærmere på disse. Inntektselastisiteten ble for egne transportmidler estimert til om lag 1,1 og priselastisiteten til om lag -0,6. Priselastisiteten var imidlertid ikke signifikant. I KVARTS-86 er de tilsvarende elastisitetene på hhv. 1,9 og -0,7 jf. Bowitz og Eika (1989), altså en del større i tallverdi enn de vi her har estimert. For andre varige goder fant vi heller ikke ved denne spesifikasjonen noen signifikant priseffekt, men inntektselastisiteten ble estimert til 1,6. Denne elastisiteten er dermed betydelig større enn elastisiteten i KVARTS-86 som var 1,1. For begge ligninger var imidlertid den estimerte beholdningstilpasningen minst like treg som i den lineære modellen.

Tabell 6.1.2 Estimeringsresultater for ligning (6.1.8).

	Egne transportmidler		Andre varige goder	
K.ledd	0,01	(5,52)	0,003	(12,15)
R	1,07	(8,9)	1,57	(25,02)
pv/pi	-0,62	(2,82)		
HC(-1)	0,06	(7,91)	0,05	(7,88)
dkv1	0,0009	(0,79)	-0,0013	(2,01)
dkv2	0,008	(6,31)	-0,003	(4,36)
dkv3	0,003	(2,66)	-0,005	(6,08)
DW	0,81		0,99	
R <sup>2</sup>	0,86		0,97	
SER	0,0052		0,0026	
Periode: 1968 1 - 1984 4. T-verdier i parentes.				

Siden denne spesifikasjonen ikke løste problemet med autokorrelasjon valgte vi å forsøke en tredje variant med en log-lineær funksjonsform.

### Log-lineær modell

Den neste modellformuleringen tar utgangspunkt i den log-lineære partial-adjustment ligningen (4.1.2). Ellers brukes fortsatt Cobb-Douglas funksjonen for den ønskede beholdningen. Vi har dermed følgende to basisligninger:

$$(4.1.2) \log (HC_t/HC_{t-1}) = y \log (HC_t^*/HC_{t-1})$$

$$(6.1.9) HC_t^*/N_t = K (R_t/N_t)^E (pv/pi)_t e^{u_t}$$

Vi setter (6.1.9) inn i (4.1.2) og får:

$$(6.1.10) \log (HC_t/HC_{t-1}) = y \log (N_t K (R_t/N_t)^E (pv/pi)_t e^{u_t} / HC_{t-1})$$

Dette gir videre:

$$(6.1.11) \log (HC_t/HC_{t-1}) = y \log K - y \log (HC_{t-1}/N_t) \\ + yE \log(R_t/N_t) + ye \log (pv/pi)_t + y u_t$$

Partial-adjustment ligningen er altså ikke spesifisert på pr. capita form. Vi har også estimert på et alternativ uten befolkningsvariabelen, dvs. en slik ligning:

$$(6.1.12) \log (HC_t/HC_{t-1}) = y \log K - y \log(HC_{t-1}) \\ + yE \log(R_t) + ye \log(pv/pi)_t + y u_t$$

I begge disse ligningene får vi estimert  $y$  direkte som koeffisienten foran lagget beholdning (beholdning pr. person). Videre kan vi regne ut elastisitetene  $E$  og  $e$  ved å dividere koeffisientene foran inntekts- og prisleddet med  $y$ .

Resultatene er presentert i tabell 6.1.3, og vi ser at DW-observatoren her er atskillig høyere enn for modellene presentert ovenfor. DW-observatorene ligger imidlertid i det usikre området, slik at vi ikke kan se bort fra problemet. De andre resultatene har mye til felles med modellene over. Beholdningstilpasningen er like treg og inntektselastisitetene er om lag de samme med hhv. 1,1 for



egne transportmidler og 1,6 for andre varige goder. Priseffekten i ligningen for transportmidlene er imidlertid her klart signifikant og elastisiteten  $-0,7$ , altså klart større enn i den ikke-lineære modellen.

Tabell 6.1.3 Estimeringsresultater for ligning (6.1.11).

	Egne transportmidler		Andre varige goder	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Konst.ledd	-0,05 (0,24)	-0,06 (0,33)	-0,37 (3,16)	-0,24 (2,14)
log(R)	0,08 (2,24)	0,08 (2,28)	0,09 (4,89)	0,06 (3,42)
log(pv/pi)	-0,04 (2,67)	-0,07 (3,50)		
log(HC(-1))	-0,07 (3,67)	-0,07 (3,64)	-0,05 (6,27)	-0,04 (4,23)
log(ARBLED)		-0,009 (2,25)		-0,008 (3,97)
dkv1	0,002 (0,68)	0,002 (0,77)	-0,014 (9,12)	-0,015 (10,74)
dkv2	0,013 (4,48)	0,014 (4,77)	-0,016 (9,31)	-0,017 (10,92)
dkv3	-0,0001 (0,08)	0,001 (0,62)	-0,016 (11,8)	-0,014 (10,39)
R <sup>2</sup>	0,64	0,66	0,87	0,90
SER	0,006	0,006	0,0037	0,0034
DW	1,32	1,45	1,46	1,92
Periode: 1968 1 -1984 4		T-verdier i parentes.		

La oss så oppsummere resultatene fra de tre ulike variantene. Konklusjonene er at uansett funksjonsform er residualene i ligningene seriekorrelerte. Dette antyder dermed at det ikke er de funksjonsmessige spesifikasjonen som er feil, men at viktige variable kan være utelatt. De variable vi har, dvs. husholdningenes disponible realinntekt, relative priser og lagget beholdning, er alle signifikante for gruppen egne transportmidler, mens det er vanskelig å finne noen priseffekt for andre varige goder. De mest nærliggende variable som kan være utelatt er mål på kreditttilgangen og formuesvariable. Andre aktuelle variable er kvinners yrkesaktivitet og dessuten så vi i avsnitt 3 at andre modeller har med arbeidsledighet som en forklaringsfaktor. Det ble derfor også estimert med disse forklaringsvariablene jf. tabell 6.1.1, ligning (2), (3), (5) og (6) og tabell 6.1.3 ligning (2) og (4).

Noen enkle forsøk med en indikator for kvinners yrkesaktivitet

ga ikke signifikante resultater. Arbeidsledigheten har signifikant negativ effekt både på kjøp av egne transportmidler og andre varige goder. I sistnevnte tilfelle blir også autokorrelasjonen betydelig redusert, mens effekten på DW-observatoren er liten for egne transportmidler jf. tabellene 6.1.1 og 6.1.3. En tolkning av ledighetens betydning er at den er et mål på usikkerheten om framtidige inntektsmuligheter. Økt usikkerhet gir derfor mindre kjøp av varige goder. Kreditt-tilgangen, målt som årlig realvekst i husholdningenes samlede gjeld, har signifikant innvirkning på kjøp av egne transportmidler jf. tabell 6.1.1 og reduserer også autokorrelasjonsproblemet i denne ligningen. Begrunnelsen for å benytte total gjeld ligger bl.a i muligheten til å benytte boliglån til finansiering av bilkjøp. Problemet med kreditt-tilgangen som eksogen forklaringsfaktor er at den ikke kan betraktes som eksogen etter 1984 ettersom kredittmarkedet ble deregulert. Det er derfor ikke forenlig med teorien å inkludere kreditt-tilgangen i en modell som skal forsøke å forklare utviklingen i perioden etter 1984. Ulike formuesvariable (boligformuen, nettofinansformue mv.) ble også forsøkt. I den grad slike variable både hadde rett fortegn og var signifikante var hovedeffekten en reduksjon av beholdningens betydning.

### Kreditt-tilgang

Inkludering av kreditt-tilgangen i ligningene over reduserte betydningen av lagget beholdning som forklaringsvariabel. Dette indikerer at kreditt-tilgangen har betydning for hvor raskt tilpasningen til ønsket nivå på beholdningen. En måte å teste dette på er å la tilpasningsparameteren avhenge av kreditt-tilgangen. Grunnlaget for dette opplegget er ligning (4.1.8) og ligning (4.1.1). I tillegg benytter vi Cobb-Douglas versjonen av ligning for ønsket beholdning og økosirklingen (4.1.5). Vår konkrete utforming av (4.1.8) var:

$$(6.1.13) \quad y = y_0 + y_1 ((dLAAN/PC99)/HC_{t-1})$$

der PC99 er prisindeksen for totalkonsumet  
 $dLAAN = LAAN_t - LAAN_{t-1}$  dvs. kvartalsvis endring i  
 husholdningenes lån i bankene.

Ved å sette dette inn i (4.1.1) og ved å benytte (4.1.5) får vi:

$$(6.1.14) \quad C_t - D_t = (y_0 + y_1 (dLAAN/PC99/HC_{t-1})) (HC_t^* - HC_{t-1})$$

Videre setter vi inn for  $HC_t$ , og får:

$$(6.1.15) \quad C_t - D_t = (y_0 + y_1(dLAAN/PC99/HC_{t-1})) (KR_t^B (pv/pi)_t^*) \\ - y_0 HC_{t-1} - y_1 (dLAAN/PC99)$$

Denne ligningen er ikke-lineær og vi forsøkte derfor å estimere den med NLS. Med så mange parametre er dette en komplisert regresjon. Dette gjorde at vi ikke fikk estimert parametrene i ligningen slik at det ikke foreligger resultater for ligning (6.1.15).

## 6.2 Feiljusteringsmodellen

Estimering på ligninger med beholdningstilpasning jf. 6.1 ga innsikt i hvilke forklaringsvariable som er viktige for etterspørselen etter varige goder. Det var i første rekke disponibel realinntekt, beholdningen og arbeidsledigheten. For egne transportmidler fant vi også effekter av relative priser, mens vi ikke kunne finne slike effekter for etterspørselen etter andre varige goder. De estimerte ligninger er imidlertid beheftet med noen mindre gode egenskaper. Spesielt vil vi påpeke den trege tilpasningen til ønsket beholdning. I tillegg var det klare tegn til autokorrelasjon i ligningene for egne transportmidler. Begge disse forhold gjorde at vi forsøkte feiljusteringsmodeller som gir mer generelle sammenhenger enn modellen med beholdnings- tilpasning jf. avsnitt 4.2. I dette avsnittet skal vi rapportere resultatene fra estimeringer på feiljusteringsmodeller.

Siden det er nær sammenheng mellom integrasjonsegenskaper mellom variable og error-correction modeller, se f.eks Engle og Granger (1987), vil vi før vi ser nærmere på estimeringsresultatene redegjøre kort for noen av de sentrale begrepene og sammenhengene.

### Integrasjon, kointegrasjon og feiljusteringsmekanismer

En variabel sies å være integrert av grad  $d$ ,  $I(d)$ , dersom en ved å differensiere serien  $d$  ganger får en stasjonær serie. En stasjonær serie er bl.a kjennetegnet ved gitt og endelig forventning og varians som begge er uavhengige over tid, se f.eks Johnston (1984). Førstedifferensen av en serie som er  $I(1)$  (altså ikke stasjonær) vil altså være  $I(0)$  (stasjonær) og seriene vil ha kvalitativt forskjellige egenskaper, se Engle og Granger (1987) for en nærmere drøfting av dette. Dersom to variable  $x_t$  og  $y_t$  begge er  $I(d)$  sier vi at de er kointegrerte dersom det eksisterer en  $\alpha$  slik at:

$$(6.2.1) \quad z_t = x_t - \alpha y_t$$

er  $I(d - b)$ ,  $b > 0$ , der  $(1 - \alpha)$  kalles kointegreringsvektoren. Et vanlig tilfelle er at både  $x$  og  $y$  er  $I(1)$ . Dersom de er kointegrerte vil altså  $z$  være  $I(0)$  (stasjonær), men dersom denne spesielle egenskapen ikke er tilstede vil også  $z$  være integrert av grad 1.

La oss så relatere dette til error-correction modellen. Langtidslivekten er gitt ved ligning (4.2.2). Dersom variablene i denne ligningen er kointegrerte vil restleddet være stasjonært. I følge Engle og Granger (1987) er det et viktig poeng at variablene

er integrerte av samme grad og at de også er kointegrerte for at modellen skal gi mening. Dette impliserer altså at residualene må være  $I(0)$  dvs. en stasjonær serie. Dette vil de være både når  $x$  og  $y$  er  $I(0)$  og når de er  $I(1)$  og kointegrerer. Grunnen til at vi da har en meningsfull modell er at gjennomsnittet av  $z_t$  da er 0, og når i tillegg  $z_t$  er stasjonær vil  $z_t$  sjelden fjerne seg fra 0 og ofte krysse 0-linjen, dvs. likevektsbanen. Mao. vil likevekt opptre av og til, i det minste som en god tilnærming. Ved estimering av likevektsløsningene blir det derfor viktig å avgjøre om residualene er stasjonære.

Det finnes i følge Engle og Granger (1987) flere ulike tester for å avgjøre om variable er stasjonære. Disse testene benyttes til å undersøke integrasjonsgraden til variable generelt. Dersom testene benyttes på residualene fra en regresjon mellom variable vi har funnet er  $I(1)$  blir det en test på kointegrasjon. Hvis vi kan forkaste en hypotese om at residualene er ikke-stasjonære, vil vi anta at variablene kointegrerer. De tre vanligste testene er:

### 1) DW (Durbin Watson)

Testobservatoren er DW-observatoren fra vanlig OLS på variable vi ønsker å teste om er kointegrerte. Siden DW-observatoren gir uttrykk for graden av autokorrelasjon i restleddet ( $z_t$ ), og siden en serie som er  $I(1)$  nettopp vil være preget av autokorrelasjon, vil en lav verdi støtte hypotesen om at variablene ikke er kointegrerte.

### 2) DF (Dickey-Fuller)

Testobservatoren finner vi ved følgende regresjon:

$$(6.2.2) \quad (z_t - z_{t-1}) = \beta z_{t-1} + u_t$$

der  $u_t$  er et restledd med vanlige egenskaper. Observatoren er  $t$ -verdien til den estimerte  $\beta$ . Dersom denne er negativ og signifikant kan vi forkaste hypotesen om at  $z_t$  ikke er stasjonær eller ikke integrert av grad 0. Da kan vi nemlig skrive (6.2.2) som:

$$(6.2.3) \quad z_t = (1 + \beta) z_{t-1} + u_t, \quad (1 + \beta) < 1$$

og det betyr at  $z_t$  er stasjonær.  $z_t$  kan generelt også være differensialet av en variabel. I så fall undersøker vi om variabelen er  $I(1)$ , dvs. om differensen er  $I(0)$ .

### 3) ADF (Augmented Dickey-Fuller)

Denne testen tilsvarer DF-testen, men tillater lag av  $(z_t - z_{t-1})$  som forklaringsvariable i tillegg til  $z_{t-1}$ . Den relevante testobservatoren får vi ved ett lag dermed ved regresjon på:

$$(6.2.4) \quad z_t - z_{t-1} = \beta_1 z_{t-1} + \beta_2 (z_{t-1} - z_{t-2}) + u_t$$

Hypotesen om ikke-stasjonaritet forkastes her ved en signifikant  $\beta_1$ , mindre enn 0. Da får vi nemlig:

$$(6.2.5) \quad z_t = (1 + \beta_1 + \beta_2) z_{t-1} - \beta_2 z_{t-2} + u_t$$

der  $1 + \beta_1 + \beta_2 - \beta_2 < 1$ , som er et krav til stasjonaritet.

### Estimerings- og testresultater

Før vi ser nærmere på estimeringsresultatene skal vi vha. integrasjonstestene forsøke å finne ut noe om variablenes egenskaper. Vi tester både integrasjonsgraden til enkeltvariable og om variable kointegrerer. Det rapporteres kun tester av variable som inngår i de foretrukne ligningene omtalt under.

Tabell 6.2.1 gir resultatene av hhv. testene CRDW, DF og ADF for variablene på nivå- og førstedifferens form.

Tabell 6.2.1 Integrasjonstester. Periode 1968 1 - 1988 4.

Variable:	DW	DF	ADF <sup>1</sup>
log(R)	0,09	1,14	3,78
log(pc30/pci)	0,12	-1,07	-1,60
log(HC30)	0,003	10,40	1,74 <sup>2</sup>
log(HC40)	0,002	13,20	3,33 <sup>3</sup>
dlog(R)	2,40	-11,00	-1,88
dlog(pc30/pci)	1,72	-7,92	-3,27
dlog(HC30)	0,72	-2,70	-1,98 <sup>2</sup>
dlog(HC40)	1,55	-3,68	-1,77 <sup>4</sup>
Kritisk verdi <sup>5</sup> : (5 prosent)	0,34	-1,95	-1,95

1 Fire lag på endogen der annet ikke er oppgitt.  
2 Ett lag.  
3 Tre lag.  
4 To lag.  
5 Fra Sargan og Bhargava (1983) og Engle og Yoo (1987).

Tabell 6.2.1 viser at hypotesen om ikke-stasjonaritet ikke kan forkastes for noen av nivå variablene. Dersom hypotesen om ikke-stasjonaritet på førstedifferens-form kan forkastes, vil vi derfor anta at variablene er integrerte av grad en. Både CRDW- og DF-testen gir dette som resultat. Noen av observatorene for ADF ligger imidlertid i grenselandet for forkastning på 5 prosent nivå. Vi konkluderer likevel med å anta at variablene er integrerte av grad en.

Videre tester vi for kointegrasjon ved å teste om residualene fra estimering av langtidssammenhengene er ikke-stasjonært. Langtidssammenhengen er mellom beholdning av egne transportmidler, inntekt og relative priser, og mellom beholdning av andre varige goder og inntekt. Testene ga resultatene i tabell 6.2.2.

Tabell 6.2.2 Kointegrasjonstester.

Langtidssammenheng:	CRDW	DF	ADF
log(HC30), log(R), log(pc30/pci)	1,66	-7,68	2,00
log(HC40), log(R)	0,97	-4,94	-0,26
Kritisk verdi (5 prosent):	0,34	-3,37	-3,17

Av tabellen ser vi at både CRDW og DF støtter forkastning av hypotesen om ikke-stasjonære restledd, dvs. at variablene kointegrerer. ADF-testen er ikke signifikant på 5 prosentnivå. Likevel antar vi at variablene kointegrerer.

Estimeringsresultatene tar utgangspunkt i ligning (4.2.3). Etter en del estimering på ulike varianter av lag-fordelinger og forklaringsvariable, falt valget for begge konsumgrupper på omtrent samme feiljusteringssammenheng. Analogt til relasjon (4.2.3) kan feiljusteringsligningen skrives på denne måten:

$$\begin{aligned}
 (6.2.6) \quad d\log(HC)_t &= \alpha_0 + \alpha_1(L) * d\log(HC)_{t-1} + \alpha_2(L) * d\log(R)_t \\
 &+ \alpha_3(L) * d\log(pv/pi)_t + \beta_1 * \log(HC)_{t-4} + \beta_2 * \log(R)_{t-4} \\
 &+ \beta_3 * \log(pv/pi)_{t-4} + u_t + \text{dummyvariable}
 \end{aligned}$$

der d er førstedifferensen

$\alpha_i(L)$  er lag-fordelinger,  $i=1,2,3$  og  $u_t$  et restledd.

Det er noen vesentlige forskjeller på denne ligningen og ligning (4.2.3) foruten at alle variable i ligning (6.2.6) er på log-form. For det første lagges langtidsvariablene her 4 kvartaler i motsetning til ett kvartal i (4.2.3). Teorien sier ikke noe spesifikt om dette, og siden vi estimerer på kvartalsdata forsøkte vi både ett og fire lag. Empirien ga best resultat med fire lag. I tillegg har vi tatt med lagget endogen som forklaringsvariabel og samtidig åpnet for lagfordelinger både på korttidsvariablene og den laggede endogene. Den konkrete utformingen av lagfordelingene ble bestemt ved estimeringen siden vi ikke har noe holdepunkt i teorien for dette. Strategien for estimering av korttidsdynamikken var å starte med mange lag, for så å kutte ut insignifikante. Dette resulterte i lagstrukturen presentert i tabell 6.2.1.

Tabell 6.2.3 Estimeringsresultater for ligning 6.2.6

	Egne tr.midler		Andre varige	
Konst.ledd	-0,11	(0,84)	-0,15	(1,34)
dlog(HC(-1))	0,40	(4,14)	0,29	(2,77)
dlog(HC(-5))	-0,17	(1,84)		
dlog(HC(-6))			0,24	(2,39)
dlog(R)	0,07	(2,06)	0,09	(4,46)
dlog(R(-1))	0,11	(3,17)	0,07	(3,74)
dlog(R(-3))	0,06	(1,88)	0,05	(2,43)
dlog(R(-7))	0,07	(2,29)		
dlog(pv/pi)	-0,10	(2,73)		
log(HC(-4))	-0,05	(4,34)	-0,022	(2,23)
log(pv/pi(-4))	-0,018	(1,19)		
log(R(-4))	0,057	(2,90)	0,034	(1,87)
dkv1	0,020	(3,58)		
dkv2	0,019	(2,86)		
dkv3	-0,008	(1,36)		
dkv1-dkv4			0,002	(0,97)
dkv2-dkv4			-0,006	(2,72)
dkv3-dkv4			-0,005	(2,31)
(dkv1-dkv4)*dkvbrudd			-0,006	(4,91)
(dkv2-dkv4)*dkvbrudd			-0,003	(2,42)
(dkv3-dkv4)*dkvbrudd			0,003	(2,91)
DW	2,14		2,15	
R <sup>2</sup>	0,80		0,94	
SER	0,0052		0,0026	
Estimeringsperiode: 1968 1 - 1984 4. T-verdier i parentes.				

Resultatene viser at det i korttidsdynamikken er flere signifikante lag av inntekt for egne transportmidler enn for andre



varige goder. Dette kan tolkes som et uttrykk for at forventninger om inntekt spiller en viktigere rolle for egne transportmidler. Vi fant heller ikke med denne spesifikasjonen priseffekter for andre varige goder. Ellers er det et problem ved estimatene at ikke alle langtidsparametrene ble klart signifikant bestemt. Estimatet på beholdningstilpasningsparameteren ( $\beta_1$ ) er heller ikke her større enn i modellene i avsnitt 6.1. og dummyene for brudd i sesongmønsteret ble ikke signifikante for gruppen egne transportmidler.

Langtidsvariablene relative priser i ligningen for egne transportmidler og inntekt i ligningen for andre varige goder er ikke signifikant bestemt. Signifikansnivået avhenger noe av spesifikasjonen av korttidsdynamikken, men det var problematisk å finne signifikante langtidsparametre. En analyse av Jenkinson (1986) viser at insignifikante langtidsparametre kan være forenlig med signifikante parametre ved bruk av Engle og Grangers to-trinns metode på de samme variable. Det vil derfor kunne være en avveining mellom å bruke to-trinns metoden og å estimere både korttidsdynamikk og uskarpt bestemte langtidsparametre i samme ligning. En viktig ulempe med to-trinns metoden er jf. Nymoen (1988) at skjevheter i estimatene for langtidsparametrene fører til at den dynamiske modellen blir feilspesifisert. Siden det også er ulemper forbundet med to-trinnsmetoden har vi valgt spesifikasjonen gitt ved ligning (4.2.3).

På de estimerte ligningene ble det utført noen tester som ikke inngår i standardprosedyren ved estimering på TROLL. Disse ble utført vha. testmacroer i Bleivik (1989) og testperioden for prognoseegenskapene til ligningene var 1985 1 - 1988 4. Testprosedyren ga resultatene gjengitt i tabellen under.

Tabell 6.2.4. Testresultater for ligning 6.2.6

Test	Egne tr.midler	Andre varige
AUTO F(1, 53)	1,27 (0,26)	1,35 (0,25)
AUTO F(4, 50)	1,07 (0,38)	5,19 (0,001)
ARCH F(1, 52)	0,45 (0,51)	6,45 (0,01)
ARCH F(4, 46)	1,06 (0,39)	2,09 (0,10)
CHOWPS F(16, 54)	1,82 (0,05)	0,86 (0,62)
FORECAST X(16)	53,17 (0,000007)	22,16 (0,14)
NORMBJ X(2)	4,20 (0,12)	3,01 (0,22)

Signifikanssannsynligheter i parentes.

Egne transportmidler har tilfredstillende testresultater for alle testene utenom testen for prediksjonsegenskaper (FORECAST),

noe som ikke var uventet. Bortsett fra at CHOWP-testen også er svak, er alle de andre testene klart ikke-signifikante på 5 prosent nivå. For andre varige goder er testen for 4.ordens autokorrelasjon og en av testene for heteroskedastisitet signifikante på 5 prosent nivå. Alle de andre testene er insignifikante.

Av tabell 6.2.3 kan vi beregne langtidselastisitetene av hhv. inntekt og priser på beholdningen gitt ved størrelsene  $-\beta_2/\beta_1$  (inntekt) og  $-\beta_3/\beta_1$  (priser) jf. avsnitt 4.2. Elastisitetene på kjøp av godene er beregnet ved å simulere på en modell bestående av ligningene (4.1.5) og (6.2.6). Depresieringen er eksogen slik at kjøpene blir bestemt i den dynamiske økosirken (4.1.5). Det ble foretatt full dynamisk simulering for begge gruppene, og hhv. inntekt og relative priser ble økt med 1 prosent i 1968 1. I tabell 6.2.5 har vi gjengitt inntekts- og priselastisitetene etter hhv. 1 kvartal, 1 år, 8 år og 16 år. Med en desimal var det ingen forskjell på langtidselastisitetene fra simuleringen og de langtidselastisitetene estimeringen gir for beholdningen. Prisøkningen for egne transportmidler gir kraftig effekt på kjøpet første kvartal, men stabiliserer seg relativt raskt på om lag -0,4 prosent. Inntektselastisiteten for kjøpene av denne gruppen er også klart størst de første kvartalene og stabiliserer seg først etter om lag 6 år, mens det tar enda lenger tid (om lag 10 år) for andre varige goder.

Tabell 6.2.5 Inntekts- og priselastisiteter

Variabel:	Priselastisiteter:			
	1968.1	1969.1	1976.1	1984.1
C30	-2,52	-0,65	-0,38	-0,35
HC30	-0,09	-0,16	-0,33	-0,35
	Inntektselastisiteter:			
	1968.1	1969.1	1976.1	1984.1
C30	1,83	3,16	1,30	1,22
C40	1,92	1,49	1,85	1,60
HC30	0,07	0,42	1,14	1,21
HC40	0,08	0,31	1,43	1,60

For å teste de estimerte relasjonene ytterligere utførte vi en historisk simulering på samme måte som på KVARTS-86 i avsnitt 2.1. Dersom det ikke er noen tilbakevirkninger fra den nye

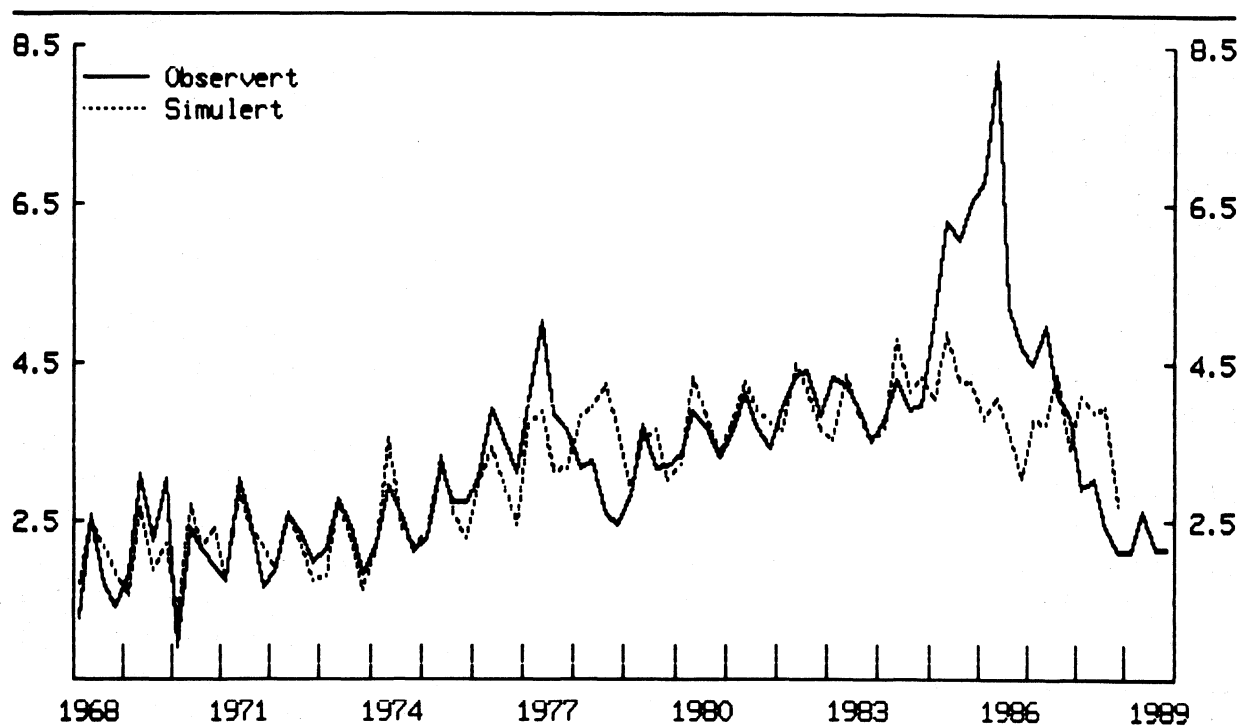
konsumfunksjonen for varige goder til relasjonene for de ikke-varige, gir simuleringen mulighet for relevant sammenligning mellom ligningene for de varige godene og føyningsegenskapene for de samme godene i konsumblokka i KVARTS-86.

Tabell 6.2.6 RRMSE for kjøp av egne transportmidler og andre varige goder. Prosent.

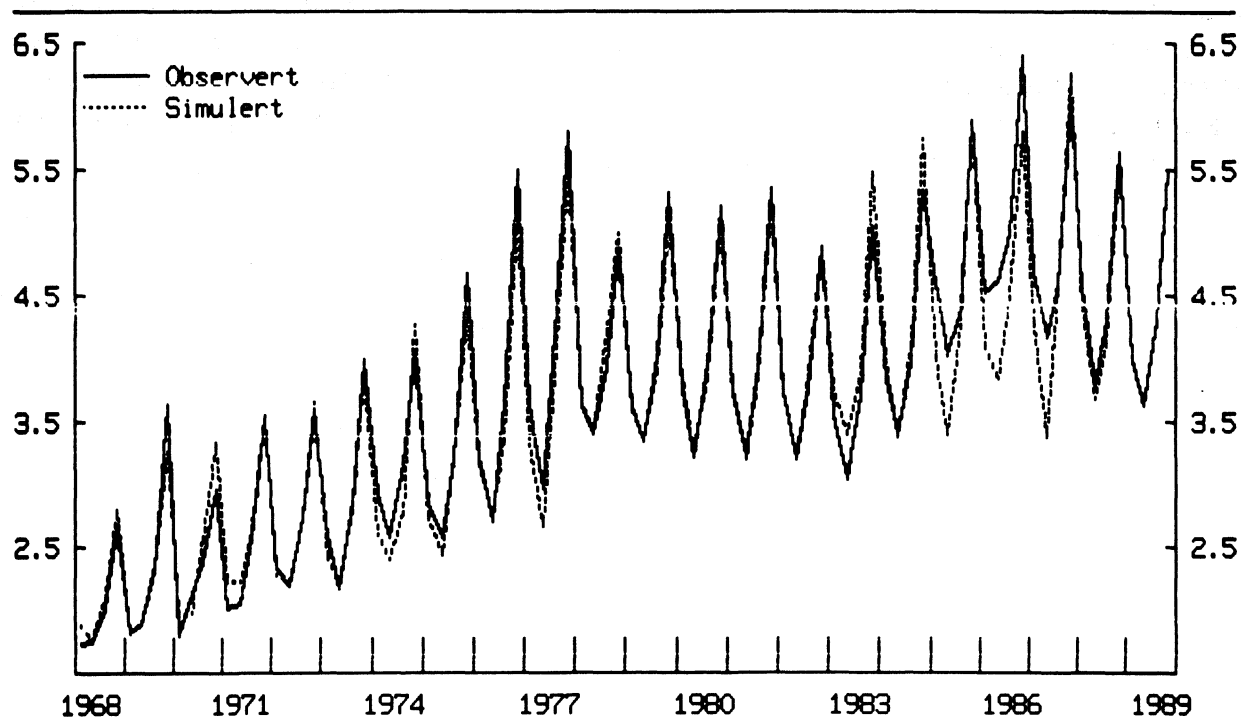
Periode:	Egne tr. midler	Andre varige goder
1968 1 - 1984 4	14,7	5,6
1985 1 - 1988 4	44,7	11,5
1975 1 - 1984 4	14,1	4,7
1985 1 - 1986 4	55,9	14,5

Full dynamisk simulering ble gjennomført over perioden 1968.1 - 1988.4. I tabell 6.2.6 gjengis føyningmålet RRMSE for begge konsumgruppene både i estimeringsperioden og for perioden etter. Siden de tilsvarende perioder for KVARTS-86 ikke omfattet samme tidsperiode, simulerte vi også modellen i periodene som samsvarer med simuleringene på KVARTS-86 i kapittel 2. Dette gjør det enklere å sammenligne de to modellspesifikasjonene. Det mest relevante er å sammenligne med KVARTS-86 med endogent makrokonsum dvs. tabell 2.1.2. Tallene i disse tabellene viser at føyningen for egne transportmidler var bedre i KVARTS-86 både i og etter estimeringsperioden, mens føyningen for andre varige goder har bedret seg i estimeringsperioden og forværret seg i post-sampel perioden. Den simulerte utviklingen for egne transportmidler har imidlertid endret karakter. I KVARTS-86 fulgte denne serien stort sett bare et sesongmønster, mens den nye relasjonen tross alt fanger opp noe mer av trenden i den observerte serien. Tabell 6.2.6 viser imidlertid at 1985 og 1986 er de klart svakeste årene siden føyningen for perioden 1985 1 -1989 4 er bedre enn for perioden 1985 1 - 1986 4. Modellen kan dermed sies å ta seg noe inn igjen. Dette kan vi også se av figurene 6.2.1 og 6.2.2 viser hhv. observerte og simulerte verdier i perioden 1968 1 - 1988 4.

Figur 6.2.1 Observert og simulert verdi. Egne transportmidler.  
Mrd 1987-kroner.



Figur 6.2.2 Observert og simulert verdi. Andre varige goder.  
Mrd 1987-kroner.



## Konklusjon

Avslutningsvis vil vi forsøke å trekke noen konklusjoner etter estimering på feiljusteringsmodellen. Et viktig argument for å forsøke denne modellen var autokorrelasjonsproblemer ved estimering på beholdningstilpasningsmodellen. Den mer fleksible feiljusteringsmodellen kombinert med flere lag på inntekts- og prisledd, ser jf. tabell 6.2.4 ut til å ha redusert dette problemet, selv om det ser ut til å være fjerdeordens autokorrelasjon for andre varige goder. Et annet argument var den lave verdien på tilpasningsparameteren. Feiljusteringsmodellen løste ikke dette problemet siden verdien ble enda lavere. Dette ser imidlertid ut til å være et fundamentalt problem med hele modellformuleringen.

Elastisitetene estimert ved feiljusteringsmodellen har ut fra apriori antakelser rimelige verdier og forløp over tid jf. tabell 6.2.5. Det største problemet med de estimerte ligningene er føyningen. Selv om de estimerte relasjonene viser rimelig god føyning i estimeringsperioden, er problemene store etter estimeringsperiodens utløp. Dette gjelder spesielt konsumgruppen egne transportmidler og skyldes i hovedsak at virkningene av dereguleringen av kredittmarkedet ikke er behandlet eksplisitt i modellen. Dette problemet angår, om enn i noe mindre grad, også konsum av ikke-varige goder, og er tema for videre arbeid. Mot slutten av 80-tallet er føyningen betydelig bedre. Ligningene ble derfor benyttet i KVARTS i en kort periode.

Ved nærmere analyser av ligningene fant vi imidlertid en tendens til avtakende inntektselastisiteter over tid. Dette ble det tatt hensyn til ved å gå over til lineære ligninger. I og med at konstantleddene i disse ligningene er negative, avtar inntektselastisitetene mot 1 over tid. Disse ligningene, som er dokumentert i Magnussen og Skjerpen (1990), hadde også bedre føyningsegenskaper og ble derfor innarbeidet i KVARTS-modellen.

## Vedlegg 1. Datagrunnlaget for beregning av beholdningstall

Datagrunnlaget er bl.a Nasjonalregnskapets (NR) fastpristall for kjøp av egne transportmidler og kjøp av andre varige goder dvs. møbler og gulvtepper mv., tekstiler, utstyrsvarer mv., komfyrer, kjøleskap oa. og fjernsynsmottakere, radiomottakere, platespillere mv., musikkinstrumenter samt kjøp av båter, båtmotorer mv. Tallene er hentet fra:

Nasjonalregnskapet 1949-62. Revidert utgave.  
 Nasjonalregnskapet 1962-78.  
 Nasjonalregnskapet 1976-86.

Alle tall er omregnet til 1980-kroner vha. overlappende tall i publikasjonene. Tall før 1949 er enkle tilbakeføringer basert på senere tall. Kjøpene i 1940-44 er satt lik 0 for begge grupper.

Tallene for kjøp av egne transportmidler før 1978 er korrigert pga. feil ved utviklingene fra 1976-77 og 1977-78. Vekstratene i førstegangsregistrerte biler er indikatoren som skal benyttes til å utvikle tall for kjøp av nye biler. Ved å benytte disse tallene bli vekstraten i 1977 1,148 i stedet for 1,238, og i 1978 0,538 i stedet for 0,64.

Feilen i 1977/78 fører til at nivået på alle etterfølgende tall blir for høyt. I stedet for å justere ned disse tallene, har vi valgt å justere opp tidligere tall slik at alle NR-tall fram til og med 1976 er oppjustert med faktoren 1,238, mens tallet for 1977 er oppjustert med faktoren 1,162. Faktoren er gitt ved forholdet mellom de korrigerede og de ukorrigerede tallene for 1976. Korrigerede tall og Nasjonalregnskapets tall er gitt i tabell V.1.1.

Tabell V.1.1. Tall for kjøp av egne transportmidler. Mill. 80-kr.

År	Nasjonalregnskapet	Korrigerede tall
1975	5710	7069
1976	7083	8769
1977	8584	9976

Til beregning av overlevelsesfunksjonen brukte vi upubliserte tabeller fra Vegdirektoratet over registrerte personbiler etter alder ved utgangen av året. Disse tabellene dekker perioden 1978-88. I Bil og veistatistikk publiseres tilsvarende tall også for tidligere år, men disse tallene inneholder ikke like omfattende opplysninger som Vegdirektoratets tall. For biler som er mindre enn

11 år gamle finnes opplysninger om hver enkelt årgang. For biler som er 11 år eller mer inneholder hver aldersklasse flere årganger. Dette førte til at vi hadde begrenset nytte av disse tallene. Vegdirektoratets tall bidro imidlertid til at overlevelsesfunksjonen  $B(s)$  og derved også  $G(s)$  og  $H(s)$  kunne beregnes jf. 5.3. Tabellen under viser tallene for de tre funksjonene  $B(s)$ ,  $G(s)$  og  $H(s)=B(s)*G(s)$  med hhv. 0, 2,5 og 5 prosent realrente.

Tabell V.1.2. Funksjonene  $B(s)$ ,  $G(s)$  og  $H(s)$  under ulike forutsetninger om størrelsen på realrenta.

s	B(s)	0 % r.rente		2,5 % r.rente		5 % r.rente	
		G(s)	H(s)	G(s)	H(s)	G(s)	H(s)
1	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
2	1.00	0.93	0.93	0.94	0.94	0.95	0.95
3	0.99	0.87	0.86	0.89	0.88	0.91	0.90
4	0.99	0.80	0.80	0.83	0.82	0.85	0.84
5	0.99	0.74	0.73	0.77	0.76	0.79	0.79
6	0.99	0.67	0.66	0.70	0.70	0.73	0.73
7	0.98	0.61	0.59	0.64	0.63	0.68	0.66
8	0.98	0.54	0.53	0.58	0.57	0.61	0.60
9	0.96	0.48	0.46	0.52	0.50	0.55	0.53
10	0.91	0.43	0.40	0.47	0.43	0.51	0.46
11	0.85	0.39	0.33	0.43	0.37	0.47	0.40
12	0.76	0.36	0.28	0.40	0.30	0.44	0.33
13	0.67	0.33	0.22	0.37	0.25	0.40	0.27
14	0.57	0.32	0.18	0.35	0.20	0.39	0.22
15	0.46	0.30	0.14	0.34	0.16	0.37	0.17
16	0.38	0.29	0.11	0.32	0.12	0.36	0.14
17	0.30	0.28	0.08	0.31	0.09	0.35	0.10
18	0.24	0.27	0.06	0.30	0.07	0.34	0.08
19	0.18	0.26	0.05	0.29	0.05	0.33	0.06
20	0.16	0.21	0.03	0.25	0.04	0.28	0.04
21	0.13	0.18	0.02	0.21	0.03	0.24	0.03
22	0.10	0.14	0.01	0.17	0.02	0.19	0.02
23	0.07	0.11	0.01	0.13	0.01	0.15	0.01
24	0.03	0.09	0.00	0.11	0.00	0.13	0.00
25	0.01	0.07	0.00	0.08	0.00	0.10	0.00

## Vedlegg 2. Forsøk på en dekomponering av etterspørselen etter biler.

### Innledning

Bakgrunnen for denne analysen ligger i erkjennelsen av at etterspørselen etter biler i teorien kan deles i to komponenter; kvantitet og kvalitet. Skillet kan begrunnes ved at det er forskjellige typer tjenester som blir etterspurt. Det kvantitative representeres i rendyrket form ved kun å se på bilen som et framkomstmiddel, mens kvalitet har sammenheng med bilens komfort, motorstørrelse osv., og at den blir betraktet som et statusobjekt. Vi kan derfor tenke oss at noen konsumenter kun etterspør rene transporttjenester, mens andre også etterspør kvalitetsegenskaper ved bilen.

I arbeidet med å modellere etterspørselen etter biler kan denne distinksjonen være viktig, spesielt dersom det over tid skjer store endringer i sammensetningen av bilparken. I analyser av miljøspørsmål kan en også være interessert i spørsmål om substituerbarhet fordi økt bilpris kan gi overgang til billigere biler, selv om antallet ikke blir redusert i samme grad. I dette vedlegget skal vi analysere denne problemstillingen nærmere.

### Teori

Anta at konsumentenes totale bilkonsum  $C$  består av to ulike deler; kvalitet  $C_k$  og kvantitet (mengde)  $C_m$ , og at dette kan representeres ved et aggregat av typen CES (constant elasticity of substitution). Dette kan skrives på denne måten:

$$(V.2.1) \quad C = (a \cdot (C_k/a)^{-b} + (1-a) \cdot (C_m/(1-a))^{-b})^{1/-b}, \quad 0 < a < 1$$

der  $a$  og  $b$  er hhv. fordelings- og substitusjonsparameter.

Vi antar videre at konsumentene ved vanlig nyttemaksimering har bestemt den optimale mengde  $C$ . Problemet blir dermed å minimere kostnadene til  $C$  gitt (V.2.1). Kostnadene er gitt ved:

$$(V.2.2) \quad K = P_k \cdot C_k + P_m \cdot C_m$$

der  $P_k$  er en prisindeks for kvalitetsdelen og  
 $P_m$  er en prisindeks for mengdekomponenten

Kostnadsminimeringen gir følgende optimumsbetingelse:

$$(V.2.3) \quad C_k/C_m = (1-a)/a \cdot (P_k/P_m)^{-a}$$



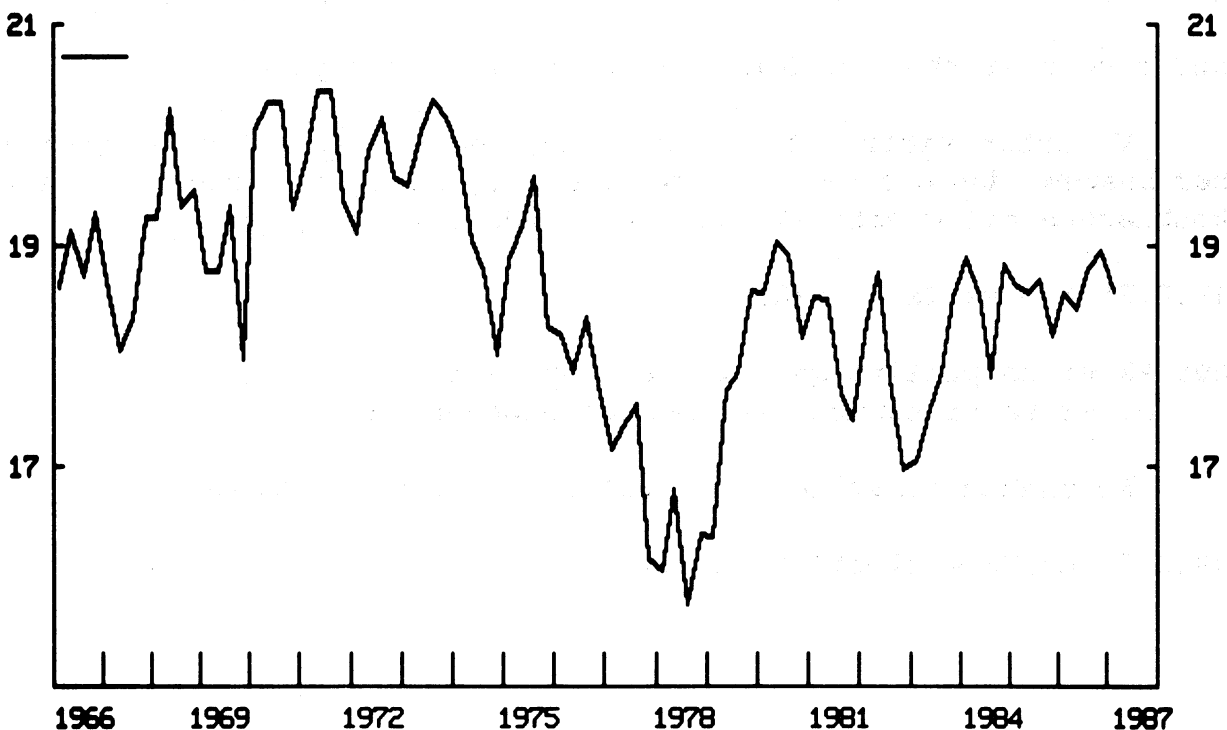
der  $e$  er substitusjonselastisiteten.

Pr. definisjon er  $e=1/1+b$  slik at  $b$  kan avledes direkte fra substitusjonselastisiteten. En  $e$  lik 0 gir uttrykk for at de to komponentene ikke kan erstatte hverandre i etterspørselen (limitasjonslov), mens  $e=1$  gir en Cobb-Douglas funksjon.

### Data

For å kunne analysere problemstillingen analytisk trenger vi data for variablene  $C_k$ ,  $C_m$ ,  $P_k$  og  $P_m$ . Nasjonalregnskapets prisindeks (konsumprisindeksen) for kjøp av biler er et veiet snitt av prisen på flere ulike biltyper. Vektene er glidende gjennomsnitt for de siste årene og justeres hvert år. Det vil derfor ta tid før endringer i sammensetningen av bilparken slår ut i denne indeksen. Prisindeksen for import av industrielle ferdigvarer, som vesentlig består av biler, er derimot en enhetsindeks. Det vil si at endringer i sammensetningen av importen vil slå direkte ut i denne prisindeksen. Som en tilnærming til prisindeksen for kvalitet anvender vi derfor denne indeksen, mens konsumprisindeksen gir en tilnærming til prisindeksen for kvantitetskomponenten i etterspørselen. Figur V.1 viser utviklingen i forholdet mellom konsumprisindeksen og importprisindeksen. Fra 1975 til 1978 viser faller kurven dvs. at det i denne perioden med vekst i bilkjøpet også skjedde en endring i retning av dyrere biler, mens det etter denne oppgangen var en overgang til billigere biler igjen. Ellers viser figuren ingen markerte trender.

Figur V.2.1. Forholdet mellom konsumprisindeksen for kjøp av egne transportmidler og importprisindeksen for idustrielle ferdigvarer.



Nasjonalregnskapets volumindeks for kjøp av personbiler utvikles etter veksten i antall førstegangsregistrerte biler, til tross for at den tilhørende prisindeksen altså ikke er en enhetsindeks. Volumindeksen vil derfor bare kunne sies å gi et uttrykk for kvantitet og tar ikke hensyn til endringer i sammensetningen av bilparken. Dette gjør at vi ikke har noe mål på etterspørsel etter kvalitet. Et rent kvantitetsmål er antall førstegangsregisteringer.

### Estimering

Ved å ta logaritmen på begge sider i ligning (V.2.3) eller (V.2.4) får vi ligninger som er lineære og som dermed kan estimeres med OLS. La oss skrive ligning 3 på denne måten:

$$(V.2.5) \log(C_k/C_m) = \log((1-a)/a) - e \log(P_k/P_m)$$

Datamessige problemer gjør altså at vi mangler data for  $C_m$ . I utgangspunktet ble nasjonalregnskapets volumindeks brukt som en tilnærming, mens  $C_k$  ble tilnærmet ved antall førstegangsregisteringer. Ved nærmere undersøkelser fant vi ut at denne indeksen ikke ga uttrykk for det vi var ute etter. Estimeringsresultatene ble således bare en bekreftelse på at denne indeksen ikke dekket det vi trodde. Resultatene ga et estimat på  $a$  på 0,7 og på  $e$  på 0,22. Den estimerte ligning var imidlertid preget av dårlig føyning og autkorrelasjon. Lag på prisforholdet førte ikke til at DW-obsevatorens bedret seg. Dersom estimeringsperioden ble begrenset til 80-årene forsvant en del av aurokorrelasjonsproblemet. Konstantleddet er uansett spesifisering meget skarpt bestemt.

### Konklusjon

Den teoretiske distinksjonen mellom etterspørselen etter biler som framkomstmiddel kontra bilens kvalitetsegenskaper lot seg ikke empirisk teste vha. våre data. Dette har sammenheng med at det i nasjonalregnskapet ikke er overensstemmelse mellom prisindeksen og volumindeksen for bilkjøp.

## Vedlegg 3. Data.

Kvartal	RC	PC	PC30	PC40	PCIV	HC30	HC40	C30	C40	DC30	DC40	KRTILG	ARBLED
1966.1	73649.2	0.196283	0.182577	0.274669	0.187255	369864	376887	13961.3	13907.8	NA	NA	0.806089	1.94766
1966.2	75693.8	0.201843	0.185974	0.274825	0.193985	389306	380625	23330.9	14754.9	3888.81	11016.6	0.82481	1.52803
1966.3	87179	0.207999	0.186169	0.274273	0.200511	401837	387303	16624.7	17803.4	4093.25	11125.7	0.801802	1.50722
1966.4	83124.6	0.207909	0.186278	0.274297	0.199709	410163	400236	12551.3	24254.5	4224.87	11320.8	0.454555	1.30899
1967.1	77334.8	0.208592	0.186834	0.279464	0.199892	419047	404637	13552.2	15240	4668.44	10839.1	0.457095	1.4767
1967.2	82422.2	0.212806	0.191324	0.279784	0.204679	440672	410160	26394.7	16480.7	4769.5	10958.2	0.419996	1.48837
1967.3	90947.8	0.21683	0.191569	0.279412	0.209101	453034	418446	17377.6	19394.3	5015.69	11107.7	0.427955	1.58517
1967.4	86850.6	0.216809	0.193117	0.275181	0.208452	462662	432897	14783.8	25782.8	5156.25	11332	0.389081	1.54162
1968.1	86903.7	0.215051	0.197029	0.275574	0.206284	469830	438511	13221.5	17400.2	6053.06	11785.7	0.40385	1.908
1968.2	86194.4	0.218786	0.198907	0.288641	0.210189	489630	444166	25946.5	17592.8	6146.87	11938.4	0.443121	1.79121
1968.3	98390.9	0.222935	0.198524	0.286025	0.214306	500501	452278	17277.5	20204.5	6405.87	12092.5	0.431756	1.82123
1968.4	90533.9	0.223285	0.199255	0.269592	0.215197	508598	466779	14644.6	26814.5	6548	12313.1	0.452284	1.87591
1969.1	90747.1	0.222727	0.200194	0.284293	0.213701	521860	472455	18692	18375.5	5430.25	12699.7	0.467568	2.04447
1969.2	90747.1	0.227165	0.200383	0.294142	0.218562	547483	478541	31195.1	18939.9	5571.81	12854.1	0.444912	1.74128
1969.3	105593	0.231988	0.202464	0.294493	0.222682	564555	488886	22917.7	23365.5	5845.44	13019.7	0.48108	1.78117
1969.4	102699	0.232834	0.202505	0.279478	0.224128	588996	512153	30468.3	36567.9	6027.56	13300.9	0.480503	1.57581
1970.1	102007	0.241144	0.224962	0.313397	0.232052	589387	516527	9548.52	18066.6	9157.87	13693.2	0.45655	1.56826
1970.2	106456	0.247891	0.226843	0.317333	0.239126	604411	524060	24188.3	21343.5	9164	13810.1	0.455007	1.56246
1970.3	121187	0.254193	0.231818	0.316818	0.245167	616586	534088	21572.8	24039	9397.5	14011.6	0.446574	1.67761
1970.4	118517	0.258263	0.233555	0.318051	0.249852	626331	549523	19331.6	29715.2	9586.62	14279.4	0.458213	1.43302
1971.1	116919	0.259252	0.237556	0.312125	0.249961	634574	554946	17617	20179.8	9373.94	14756.8	0.461069	1.34913
1971.2	119271	0.265543	0.246162	0.325888	0.257297	655780	560661	30703.2	20617.6	9497.31	14902.4	0.460326	1.56126
1971.3	133752	0.270698	0.248741	0.327984	0.26214	671490	571515	25524.5	25909.8	9814.62	15055.9	0.43454	1.71036
1971.4	129438	0.272967	0.248799	0.325289	0.264075	678422	591635	16981.6	35466.7	10049.6	15347.1	0.448895	1.52662
1972.1	126862	0.276768	0.252725	0.343081	0.266704	686414	599394	18913.9	23513.4	10921.6	15754.4	0.361498	1.49701
1972.2	130208	0.282253	0.269358	0.346167	0.273316	701489	605546	26125	22113.7	11050.2	15961.1	0.287961	1.54028
1972.3	144138	0.290058	0.273122	0.348507	0.281014	714006	617082	23809.8	27660.9	11292.9	16124.9	0.2883	1.82891
1972.4	140659	0.291851	0.278374	0.348084	0.282352	725213	636334	20001.9	35683.8	11494.4	16431.9	0.289058	1.85075
1973.1	137810	0.293988	0.278968	0.343338	0.283589	731949	645286	21651.3	25901.4	12215.2	16949.5	0.367128	1.31974
1973.2	141185	0.303197	0.282832	0.356619	0.293823	747640	649959	28066	21861	12374.7	17187.9	0.402248	1.60332
1973.3	160107	0.313758	0.288969	0.369427	0.304106	759633	661526	24632.3	28879.8	12640.1	17312.4	0.390366	1.78253
1973.4	158247	0.319583	0.300993	0.382634	0.308428	765382	684022	18591.9	40116.4	12842.6	17620.3	0.399825	1.54211
1974.1	159897	0.321132	0.293214	0.390971	0.308576	774613	695353	22369.4	29357.8	13138.2	18027.1	0.393222	1.31974
1974.2	163142	0.333739	0.287089	0.409706	0.323186	791049	703090	29732.8	26062.6	13296.6	18325.8	0.411009	1.31658
1974.3	181389	0.344805	0.293024	0.411566	0.334182	803417	716404	25946.6	31844.2	13578.7	18529.6	0.382875	1.89349
1974.4	187409	0.350379	0.302926	0.417413	0.33914	811007	738028	21381.5	40504.1	13791	18880.4	0.364081	1.29032
1975.1	185381	0.362946	0.316911	0.445377	0.349588	820157	747333	23057	28679.1	13907.6	19374.4	0.369114	1.59669
1975.2	194642	0.373435	0.324965	0.448307	0.362101	838345	753667	32252.7	25953.3	14064.6	19618.7	0.342172	1.71233
1975.3	214090	0.38624	0.339183	0.457163	0.376088	851682	766168	27713.6	32286.1	14376.3	19785	0.347909	2.17516
1975.4	216181	0.389618	0.343303	0.45616	0.378551	864904	792918	18267.7	46862.8	14605.1	20113.1	0.377183	2.00688
1976.1	222229	0.397317	0.349575	0.462484	0.385726	881895	804689	30659.5	32448.8	13668.6	20677.4	0.360429	1.90583
1976.2	222907	0.408172	0.359874	0.479969	0.39825	907418	810886	39460.2	27181	13937.1	20984.3	0.371428	1.91571
1976.3	250577	0.419065	0.365521	0.485868	0.409015	928962	826376	35885	36635.5	14340.4	21146	0.38565	1.91886
1976.4	258173	0.422592	0.379588	0.50057	0.409797	945767	859927	31486.2	55101	14680.9	21549.7	0.492732	1.40617
1977.1	255696	0.436124	0.379691	0.510689	0.424582	968893	874297	40151.1	36560.5	17025.9	22190.5	0.381262	1.31435
1977.2	255591	0.447239	0.387799	0.518949	0.437882	1001938	881627	50487.5	29891.3	17442.2	22561.3	0.367943	1.87166
1977.3	290319	0.455435	0.399661	0.522388	0.444891	1022896	900870	38995.6	41993.7	18037.2	22750.4	0.412208	1.33905
1977.4	288892	0.455741	0.410538	0.519478	0.443878	1041464	935776	36983.2	58152.5	18414.6	23246.9	0.254519	1.30364
1978.1	276252	0.470142	0.420922	0.541754	0.458971	1046967	948099	31975	36428	26472.4	24104.9	0.328991	1.606
1978.2	282788	0.480243	0.436115	0.538041	0.471438	1053248	957850	32895	34174	26613	24422.3	0.286916	1.52151
1978.3	327512	0.493753	0.447955	0.534456	0.486403	1052742	972793	26266	39616	26771	24673.6	0.202946	2.29333
1978.4	321323	0.498013	0.464708	0.549224	0.488849	1050861	996532	24878	48798	26758	25058.7	0.242522	1.8392
1979.1	299073	0.497696	0.475356	0.557491	0.487971	1052008	1006986	28526	36275	27378	25820.8	0.238821	2.07116
1979.2	298234	0.50575	0.487543	0.547846	0.498602	1062128	1014606	37529	33712	27408	26091.6	0.23528	2.14885
1979.3	330911	0.512379	0.494427	0.554619	0.504719	1066484	1028559	32029	40242	27672	26288.8	0.255358	2.08333
1979.4	330300	0.518399	0.509844	0.569464	0.509518	1071053	1055295	32355	53387	27786	26651	0.259755	1.55844
1980.1	320793	0.53079	0.513386	0.589937	0.524813	1076780	1065570	33842	37743	28114	27467	0.241314	1.50337
1980.2	330069	0.554158	0.510986	0.607574	0.544673	1087700	1070237	39185	32401	28265	27733	0.25741	1.49407
1980.3	374573	0.570837	0.516259	0.612823	0.560962	1096419	1082200	37472	39819	28552	27855	0.234925	2.0555
1980.4	374987	0.584558	0.520407	0.632969	0.574874	1101107	1106311	32268	52279	28779	28167	0.221859	1.72764
1981.1	378566	0.616134	0.527262	0.661655	0.610183	1107918	1115287	36388	37716	29576	28739	0.221867	1.76056
1981.2	380200	0.632323	0.538888	0.688976	0.62568	1119625	1118872	41465	32557	29758	28971	0.212295	2.01511
1981.3	432850	0.651517	0.545589	0.697115	0.647201	1126720	1129284	37169	39477	30073	29064	0.18818	2.35707
1981.4	433722	0.660012	0.551433	0.707396	0.655457	1131065	1153630	34608	53680	30262	29333	0.204052	1.81269

Kvartal	RC	PC	PC30	PC40	PCIV	HC30	HC40	C30	C40	DC30	DC40	KRTILG	ARBLED
1982.1	425632	0.683985	0.57066	0.72168	0.684844	1140488	1160944	39782	37615	30358	30300	0.183822	2.00602
1982.2	434711	0.70412	0.577767	0.74627	0.699086	1153669	1162754	43791	32302	30609	30491	0.180835	2.3692
1982.3	485620	0.723505	0.586547	0.751068	0.720668	1167022	1169895	44317	37681	30963	30539	0.217224	2.85
1982.4	476454	0.738978	0.596759	0.764819	0.737439	1174147	1188043	38446	48873	31320	30724	0.202664	3.17146
1983.1	478269	0.757416	0.616579	0.778759	0.758314	1185909	1192046	43490	35771	31728	31767	0.204157	3.57675
1983.2	474371	0.767239	0.642011	0.797833	0.765626	1196502	1190814	42641	30643	32047	31874	0.203544	3.6639
1983.3	532607	0.776283	0.652887	0.801992	0.774141	1203503	1196229	39333	37256	32331	31840	0.170245	3.76051
1983.4	531864	0.786607	0.678291	0.805815	0.784998	1206454	1214805	35470	50560	32519	31983	0.185025	2.60827
1984.1	525477	0.804295	0.690162	0.813307	0.805524	1211728	1220847	38178	38657	32903	32614	0.200985	3.21012
1984.2	524623	0.814778	0.703431	0.827215	0.812238	1221729	1222288	43049	34216	33047	32774	0.20618	3.25401
1984.3	587483	0.825844	0.709723	0.82819	0.824324	1227706	1229331	39297	39858	33319	32814	0.222791	3.59252
1984.4	588189	0.835417	0.726159	0.836965	0.83483	1234315	1249747	40089	53418	33479	33001	0.226221	2.49389
1985.1	567000	0.852434	0.741111	0.846059	0.853943	1252603	1262135	51694	46089	33405	33700	0.209717	2.95257
1985.2	565104	0.863039	0.750357	0.861143	0.862503	1281780	1268487	63078	40387	33900	34034	0.225771	2.22545
1985.3	626717	0.871832	0.76327	0.861998	0.871208	1307826	1278359	60736	44079	34689	34206	0.239633	3.13404
1985.4	633360	0.88285	0.77828	0.873327	0.883063	1337913	1302853	65479	58963	35391	34468	0.259218	2.00861
1986.1	607373	0.904883	0.803418	0.886542	0.906483	1370953	1313161	68230.9	45497	35190	35188	0.219807	1.99052
1986.2	632437	0.917852	0.852262	0.909708	0.917427	1418456	1324011	83560	46317	36057	35466	0.185747	1.87091
1986.3	686741	0.940421	0.914499	0.930875	0.941659	1433660	1338321	52514	50069	37309	35758	0.18802	2.35738
1986.4	702907	0.955357	0.943485	0.944475	0.95761	1443163	1366310	47208	64134	37704	36144	0.145467	1.68067
1987.1	665434	0.980968	0.968049	0.969882	0.983202	1449434	1376055	45006	46816	38734	37070	0.231276	2.40185
1987.2	669705	0.993219	0.993031	1	0.992262	1460617	1380542	50085	41821	38902	37333	0.254049	1.78981
1987.3	743989	1.00405	1.01121	1.00588	1.00325	1462710	1389012	41297	45925	39203	37454	0.251652	2.21709
1987.4	756340	1.01855	1.03435	1.01877	1.01796	1461995	1412005	38542	60677	39256	37683	0.265485	1.93103
1988.1	723559	1.04219	1.07083	1.02835	1.04575	1451133	1419056	29295.4	45635.4	40157	38584	0.224769	2.4782
1988.2	734569	1.05696	1.08387	1.04544	1.05488	1441902	1418453	30627.4	38172.7	39858	38775	0.185092	2.9532
1988.3	768182	1.06648	1.09206	1.04493	1.06496	1426780	1422769	24482.6	43076.1	39604	38760	0.144642	3.45941
1988.4	775783	1.07481	1.10256	1.04035	1.0748	1408895	1440390	21303.2	56496.7	39188	38875	0.117607	3.88349
1989.1	NA	NA	1.11887	1.04928	1.09841	1390262	1441310	21414.7	40123.8	40047	39203	NA	5.00463
1989.2	NA	NA	1.1269	1.06786	NA	1377181	1438519	26436.8	36437.4	39517	39228	NA	NA
1989.3	NA	NA	1.12624	1.06506	NA	1359677	1442504	21642.8	43136.1	39146	39151	NA	NA
1989.4	NA	NA	1.12613	1.05802	NA	1342728	1458376	21696.7	55131	38645	39258	NA	NA

### Symboldefinisjoner:

RC - husholdningenes disponible inntekt, løpende kroner.

PC - prisindeks for privatfinansiert konsum.

PC30 - prisindeks for kjøp av egne transportmidler.

PC40 - prisindeks for kjøp av andre varige goder.

PCIV - prisindeks for ikke-varige goder.

HC30 - beholdning av egne transportmidler, 100000 87-kroner.

HC40 - beholdning av andre varige goder, 100000 87-kroner.

C30 - kjøp av egne transportmidler, 100000 87-kroner.

C40 - kjøp av andre varige goder, 100000 87-kroner.

DC30 - depresiering av egne transportmidler, 100000 87-kroner.

DC40 - depresiering av andre varige goder, 100000 87-kroner.

KRTILG - reell økning i husholdningenes lån i forr.- og sparebanker.

ARBLED - arbeidsledighetsraten målt etter AKU-standard. Prosent.

## REFERANSER;

- Bank of Finland (1987): "The BOF4 Quarterly model of the Finnish economy: equations". Research paper. 6/87
- Bar-Ilan, A. and A.S. Blinder (1988): "The Life Cycle Permanent-Income Model and Consumer Durables". Annales D'economie et de statistique No9 1988.
- Biørn, E. (1979a): "Analyse av investeringsatferd: Problemer, metoder og resultater". SØS 38, SSB.
- Biørn, E. (1979b): "Teoretisk opplegg for behandling av det private konsum i en korttidsmodell". Rapporter 79/27. SSB.
- Biørn, E. (1983): "Gross capital, net capital, capital service price, and depreciation. A framework for empirical analysis". Rapporter 83/27. SSB.
- Biørn, E. og M. Jensen (1983): "Varige goder i et komplett system av konsumeterspørselsfunksjoner - en modell med norske kvartalsdata". Rapporter 83/16. SSB.
- Biørn, E., M. Jensen og M. Reymert (1987): "KVARTS - a quarterly model of the Norwegian economy. Economic Modelling.
- Bleivik, K.G (1989): "TEST. An interactive programme to test econometric equations/models". Upublisert notat. Norges Bank.
- Bowitz, E. og T. Eika (1988): "Macrosystemer rundt KVARTS". Upublisert notat 7/4-88.
- Bowitz, E. og T. Eika (1989): "KVARTS-86. A quarterly macroeconomic model. Formal structure and empirical characteristics". Rapporter 89/2. SSB.
- Brodin, P.A (1989): "Makrokonsumfunksjonen i RIKMOD". Arbeidsnotat 1989/1. Norges Bank.
- Brayton F. and E. Mauskopf (1985): "The Federal Reserve Board MPS model". Economic Modelling vol. 2 no. 3. Butterworths.
- Deaton A. and J. Muellbauer (1980): "Economics and Consumer Behaviour". Cambridge University Press.

- Dinesis E. et al. (1989): "The London Business School econometric model". Economic Modelling vol. 6 no. 3.
- Eckstein, O. (1983): "The DRI Model and the US Economy". McGraw Hill.
- Engle, R. F. og C. W. J. Granger (1987): "Co-integration and error-correction: Representation, estimation and testing". Econometrica, vol. 55 No. 2.
- Engle, R.F. og B.S. Yoo (1987): "Forecasting and testing in co-integrated systems". Journal of Econometrics 35.
- Fuller, W.A. (1976): "Introduction to statistical time series", New York, John Wiley & Sons.
- Granger, C. W. J. (1986): "Developments in the study of cointegrated economic variables". Oxford Bulletin of Economics and Statistics.
- Harvey, A.C. (1981): "The Econometric Analysis of Time Series". Oxford. Philip Allen.
- Heinesen, E. Red. (1988): "Privat forbruk og boliginvesteringer i ADAM". Danmarks Statistik. Arbeidsnotat nr. 24.
- Hendry, D. F. og T. von Ungern-Sternberg (1981): "Liquidity and inflation effects on consumer's expenditure". A. Deaton, ed., Essays in the theory and measurement of consumers behaviour. Cambridge University Press.
- Jenkinson T.J (1986): "Testing neo-classical theories of labour demand: an application of cointegration techniques". Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 48. 3
- Johnston, J. (1984): "Econometric methods" third ed. Mc Graw Hill.
- Lindquist, K.-G. og H. Olsen (1986): "Dokumentasjon av beregningene av husholdningenes disponible inntekter på kvartalsbasis". Interne notater 86/9. SSB.
- Lindquist, K-G. og L. Sannes (1989): "Befolkningsdata og arbeidsmarkedsdata etter kjønn, alder og ekteskapelig status". Interne notater 89/32. SSB.

- Magnussen, K. A. (1989): "Beregnet konsum av varige forbrugsgoder". Økonomiske analyser nr.7. SSB.
- Magnussen, K. A. og T. Skjerpen (1990): "The Consumption Block in the Norwegian Macroeconomic Model KVARTS". Paper presented at the Symposium on Economic Modelling. Urbino.
- Nickell, S. (1985): "Error-correction, partial adjustment and all that; An expository note." Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 47, 2.
- Nymoen, R (1988): "Integrerte variable og empiriske lønnsrelasjoner". Norsk Økonomisk Tidsskrift, nr. 3.
- Opplysningsrådet for biltrafikken (1962-86) : "Bil og Veistatistikk".
- Pagan, A. (1985): "Time series behaviour and dynamic spesification." Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 47, 3.
- Phlips, L. (1974): "Applied Consumer Analysis". Amsterdam. North-Holland.
- Sargan J.D and A. Bhargava (1983): "Testing residuals from least squares regression for being generated by the Gaussian random walk". Econometrica Vol.51, No 1.
- Statistisk sentralbyrå: NOS Nasjonalregnskapet 1949-62, 1962-76 og 1976-88.
- Stewart M.B. and K.F Wallis (1984): Introductory Econometrics. Second Edition. Basil Blackwell. Oxford.
- Stone R. and D.A. Rowe (1957): "The market demand for durable goods". Econometrica vol. 25 no 3.
- Vegdirektoratet (1989): Upublisert tabell for kjøretøybestanden pr. 31/12 1978-88.
- Westin R. B. (1975): "Empirical Implications of Infrequent Purchase Behavior in a Stock Adjustment Model". The American Economic Review. Vol. 65. No. 3

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


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

ISSN 0332-8422

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



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



Pris kr 70,00

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

---

ISBN 82-537-2983-9  
ISSN 0332-8422