

RAPPORTER

83/16

VARIGE GODER I ET KOMPLETT SYSTEM AV KONSUMETTERSSPØRSELSFUNKSJONER

- EN MODELL ESTIMERT MED NORSKE KVARTALSDATA

AV
ERIK BIØRN OG MORTEN JENSEN

STATISTISK SENTRALBYRÅ
CENTRAL BUREAU OF STATISTICS OF NORWAY

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 83/16

VARIGE GODER I ET KOMPLETT SYSTEM AV KONSUMETTERSPØRSELSFUNKSJONER

EN MODELL ESTIMERT MED NORSKE KVARTALSDATA

AV

ERIK BIØRN OG MORTEN JENSEN

STATISTISK SENTRALBYRÅ
OSLO — KONGSVINGER 1983

ISBN 82-537-1962-0
ISSN 0332-8422

EMNEGRUPPE
Teori og metode

STIKKORD
Økonomiske modeller

FORORD

I denne rapporten presenteres hovedresultatene av en økonometrisk analyse av norske husholdningers konsumetterspørse, basert på kvartalsdata for årene 1966 - 1978. Behandlingen av de varige konsumgodene er viet spesiell oppmerksomhet.

Analysen inngår som et ledd i arbeidet med å utvikle en flersektor-kvartalsmodell for norsk økonomi (KVARTS).

Statistisk Sentralbyrå, Oslo, 5. august 1983

Arne Øien

PREFACE

This report presents the main results of an econometric analysis of household consumption based on Norwegian quarterly data for the years 1966 - 1978. Particular attention is devoted to the treatment of durable goods.

The analysis constitutes a part of the work with the construction of a multisectoral quarterly model of the Norwegian economy (KVARTS).

Central Bureau of Statistics, Oslo, 5 August 1983

Arne Øien

INNHold

	Side
Sammendrag	7
1. Innledning	8
2. Teorigrunnlaget	9
2.1. Det utvidede lineære utgiftssystemet og dets begrensninger for empirisk modellbygging	9
2.2. Det utvidede lineære utgiftssystemet med varige konsumgoder	11
2.3. Nærmere on inntektsbegrepet. Sammenhengen mellom konsumutgift, kjøpsutgift og sparing	15
2.4. Omforming av ligningen for totalkonsumet. Eliminering av forventningsvariablene	16
2.5. Modifikasjon av fordelingsrelasjonene. Reaksjonstreggheter og finansieringsrestriksjoner	20
3. Datagrunnlaget	24
3.1. Kvartalsvis nasjonalregnskap. Kjøpsutgiftsprinsippet. Begrepet "varig gode". Gruppering av konsumutgiftene	24
3.2. Serier for beholdninger av varige konsumgoder	26
3.3. Serier for brukerpriser på varige konsumgoder	27
3.4. Inntektsvariablene	31
4. Økonometrisk spesifisering	31
4.1. Behandling av sesongvariasjoner	32
4.2. Sammenfatning. Tre modellvarianter	37
5. Estimeringsresultater	43
5.1. Generelt	43
5.2. Konsumfordelingsrelasjonene	43
5.3. Makrokonsumfunksjonen	58
6. Noen simuleringsresultater	66
Datavedlegg	74
Appendiks	
A. Gruppering av konsumutgiftene	81
B. Konstruksjon av beholdningsserier for varige forbruksgoder	83
C. Beregning av disponible inntekter	86
Litteraturhenvisninger	89
Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå (RAPP)	91

SAMMENDRAG

I rapporten presenteres en analyse av etterspørselen etter ikke-varige og varige konsumgoder innenfor rammen av et komplett system av etterspørselsfunksjoner. En variant av det "utvidede lineære utgiftssystemet" (ELES) er lagt til grunn. Beholdninger av varige goder og beregnede verdier av tjenestestrømmene fra disse godene inngår i modellstrukturen. Behandlingen av vanedannelse, finansieringsrestriksjoner og sesongvariasjoner diskuteres. Flere versjoner av modellen estimeres på grunnlag av kvartalsdata for årene 1966 - 1978 (ikke sesongjustert), med en konsuminndeling bestående av 5 grupper av ikke-varige og 2 grupper av varige goder. En hovedkonklusjon er at det er lettere å forklare utviklingen i totalkonsumet når konsumet av varige goder representeres ved verdien av deres tjenestestrøm enn når vanlige definisjoner basert på kjøpsutgifter benyttes.

ABSTRACT

The report presents an analysis of the demand for nondurable and durable consumption goods within the framework of a complete demand system. A variant of the Extended Linear Expenditure System (ELES) is used. Stocks of durables as well as estimated service flows from these stocks are specified in the model structure. The parametrization of habit formation and financial restrictions, as well as seasonal effects, is investigated. Several versions of the model are estimated from seasonally unadjusted quarterly Norwegian data for the years 1966 - 1978, using a classification with 5 groups of nondurables and 2 groups of durables. A main conclusion is that it is easier to explain aggregate consumption when the consumption of durables is represented by their estimated service flows than when the standard definitions based on purchase expenditures are used.

1. INNLEDNING

I empiriske makromodeller spiller relasjoner for husholdningenes etterspørsel etter konsumgoder en sentral rolle. For det første danner de det kanskje viktigste bindeledd mellom inntektsdannelse-siden og etterspørselssiden i modellen, for det annet er de med å bestemme sparingen i den private sektor av økonomien, og for det tredje er de - avhengig av modellens aggregeringsnivå - viktige faktorer som påvirker sammensetningen av den innenlandske produksjonen og importen på sektorer og varer. Interessen for konsumrelasjoner i makroøkonomisk modellsammenheng knytter også seg til det faktum at offentlige handlingsparametre, som skatteparametre og kredittpolitiske variable, ofte inngår på en sentral måte i disse relasjonene.

Den konkrete utforming av en modellblokk for det private konsum vil selvsagt i betydelig grad være bestemt av strukturen i den modellen som den skal virke innenfor. Spesielt viktig er modellens *tidsperspektiv*. I en modell beregnet på analyser av den langsiktige økonomiske utvikling, vil det måtte legges vekt på andre forhold enn i en modell som primært er innrettet på kortsiktige analyser. Det arbeidet vi vil presentere i denne rapporten, er et forsøk på å modellere konsumetterspørselen i norske husholdninger i et *kortsiktig* perspektiv. Vårt primære mål er å etablere konsumblokken i analysemodellen *KVARTS*, som er en flersektors *kvartalsmodell* forankret i nasjonalregnskapssystemet, med hovedvekten lagt på å forklare utviklingen av realøkonomiske variable.¹⁾

I et kvartalsperspektiv vil *dynamikken* i konsumetterspørselen måtte vies betydelig oppmerksomhet. Økonomisk teori for husholdningenes konsumatferd bygger i stor utstrekning på dynamiske resonnerer, og behovet for en økonometrisk modellering av disse blir desto sterkere jo kortere periodelengde en opererer med. I en velkjent empirisk studie er dette uttrykt så sterkt som at "An explicit dynamic formulation should now become part and parcel of demand analysis." (Houthakker og Taylor (1970, s. 307).) En viktig grunn til at dynamiske mekanismer bør stå sentralt i en konsummodell beregnet på kortsiktige analyser er eksistensen av *varige konsumgoder*. Slike goder er kjennetegnet ved at de akkumuleres til en beholdning som yter konsumtjenester over et lengre tidsrom enn den periode da kjøpene er registrert, noe som motiverer til å skille mellom utgiftene til kjøp av konsumgoder og verdien av konsumtjenestene. Beholdninger av konsumkapital vil dermed bringes inn i modellen. Dynamiske effekter kommer inn også av andre grunner - reaksjonstreggheter, forventningstreggheter og vanedannelse er noen stikkord. Endelig møter vi problemet med modellering av *sesongvariasjoner*, som også kan sies å ha med dynamikken i kort-tidstilpasningen å gjøre.

Rapporten er disponert på følgende måte: I kapittel 2 diskuteres teorigrunnlaget for modellen, som er en variant av det utvidede lineære utgiftssystemet. Grunnversjonen presenteres i avsnitt 2.1, mens utvidelser og tillegninger med sikte på å gjøre modellen mer realistisk for det foreliggende formål, diskuteres i avsnittene 2.2 - 2.5. Kapittel 3, supplert med appendiksene A, B og C, omhandler datagrunnlaget for modellen. Her tar vi spesielt for oss det kvartalsvise nasjonalregnskapet, som er den primære datakilde for konsummodellen (som for *KVARTS* forøvrig) (avsnitt 3.1), og tidsserier for en del avledede variable som er konstruert som ledd i det økonometriske arbeidet (avsnittene 3.2-3.4). I kapittel 4, om den økonometriske spesifisering av modellen, ser vi spesielt på behandlingen av sesongvariasjoner (avsnitt 4.1). En sammenfatning av de tre modellvariantene som vi har valgt å gjøre til gjenstand for økonometrisk uttesting - benevnt som henholdsvis beholdningsvarianten, kjøpsvarianten og Stone-varianten - følger så i avsnitt 4.2. I kapittel 5 gir vi en relativt omfattende dokumentasjon av estimerings- og testresultatene, og i kapittel 6 presenteres forholdsvis kort erfaringer fra noen simuleringsforsøk på hele konsummodellen, med spesiell vekt på å sammenligne de tre modellvariantene.

1) En foreløpig oversikt over *KVARTS*-prosjektet er gitt i Biørn (1983b).

2. TEORIGRUNNLAGET

2.1. Det utvidede lineære utgiftssystemet og dets begrensninger for empirisk modellbygging

Modellen vi skal ta for oss, bygger på teori for konsumentens tilpasning, nærmere bestemt en variant av det såkalte "utvidede lineære utgiftssystemet". Det opprinnelige utgangspunkt for denne modellen er det enkle *lineære utgiftssystemet* - the Linear Expenditure System (LES) - som ble foreslått av Richard Stone (1954). Dette er et såkalt komplett system av konsumeterspørselsfunksjoner forankret i statistisk nytteteori, dvs. det sikter mot å forklare hvordan en husholdning fordeler en gitt total konsumutgift på N vare- og tjenestegrupper når tilpasningen skjer innenfor en avgrenset periode hvor prisene ikke endres. Nyttefunksjonen i det lineære utgiftssystemet har formen

$$(2.1) \quad U = \sum_{i=1}^N \beta_i \log(X_i - \gamma_i),$$

hvor X_i betegner konsum av gode i i faste priser ($i=1, \dots, N$) og β_i og γ_i er konstanter, $\sum_i \beta_i = 1$. Tilpasningen skjer ved å maksimere denne funksjonen med budsjettbetingelsen

$$(2.2) \quad \sum_{i=1}^N p_i X_i = R,$$

hvor p_i er pris på gode i og R er den gitte totalutgift, som bibetingelse. En vesentlig begrensning ved denne modellen ligger nettopp i det forhold at den tar den totale konsumutgift som gitt. Den er følgelig ingen fullstendig konsumteori, bare en teori som forklarer konsumets sammensetning.

Dette gav støtet til en utvidelse av modellen som ble foreslått av Constantino Lluich i 1973 under betegnelsen det *utvidede lineære utgiftssystemet* - the Extended Linear Expenditure System (ELES). Utvidelsen bestod i at det var inntekten som ble tatt som eksogent gitt, mens både totalkonsumet og fordelingen av det på enkeltgoder ble endogent bestemt. Dette ble oppnådd ved at nyttefunksjonen og den tilhørende nyttemaksimering ble utvidet til å dekke flere perioder (Lluich (1973)). Lar vi T betegne antall perioder og N som før antall konsumgoder, kan nyttefunksjonen i denne modellen - formulert med diskret tid (flerperiode-analyse) - skrives som

$$(2.3) \quad U = \sum_{t=1}^T \mu^{t-1} \sum_{i=1}^N \beta_i \log(X_{it} - \gamma_i),$$

hvor X_{it} betegner konsum av gode i i periode t ($i=1, \dots, N$; $t=1, \dots, T$) og μ , β_i og γ_i er konstanter.

Periode 1 er den periode som konsumenten befinner seg i idag, og $2, \dots, T$ er fremtidige perioder. Denne nyttefunksjonen kan betraktes som en flerperiodegeneralisering av nyttefunksjonen i Stone-modellen, (2.1): Nyttefunksjonen for alle de T periodene under ett kan tolkes som en sum av "nyttefunksjoner" for hver av de T periodene, neddiskontert til periode 1 med en diskonteringsfaktor μ :

$$U = \sum_{t=1}^T \mu^{t-1} U_t,$$

hvor hver av elementærnyttefunksjonene har samme form som (2.1),

$$U_t = \sum_{i=1}^N \beta_i \log(X_{it} - \gamma_i) \quad (t=1, \dots, T).$$

Konsumenten er underlagt budsjettbetingelsen

$$(2.4) \quad \sum_{t=1}^T (1+r)^{1-t} \sum_{i=1}^N q_{it} X_{it} = \sum_{t=1}^T (1+r)^{1-t} Y_t + (1+r)^{1-T} (F_0 - F_T),$$

hvor q_{it} er pris på gode i i periode t , r rentesatsen (som oppfattes som konstant over planleggingsperioden), Y_t den predeterminerte del av inntekten (dvs. den del som ikke er bestemt endogent ved sparing i planleggingsperioden), og F_0 og F_T henholdsvis begynnelses- og sluttformuen.¹⁾ Denne budsjettbetingelsen - ofte kalt den intertemporale budsjettbetingelse - gir uttrykk for at nåverdien av konsumentens "finansielle ressurser" - definert som nåverdien av inntekten pluss nåverdien av differansen mellom begynnelses- og sluttformuen - skal være lik nåverdien av den totale konsumutgift i løpet av planleggingsperioden. Ved maksimering av nyttefunksjonen (2.3) med budsjettbetingelsen (2.4) som bibetegnelse og en tilleggsforutsetning om at sluttformuen F_T er eksogent gitt får vi etablert etterspørselsfunksjoner for samtlige N goder i hver av de T periodene. Dermed blir det også bestemt funksjoner for totalkonsumet og sparingen i hver periode - altså elementer som manglet i det enkle statiske utgiftssystemet.²⁾ Men det er bare planene for den inneværende periode, periode 1, som realiseres. Planene for periodene 2, 3, ..., T er "biprodukter" av optimaliseringen og forutsettes å bli vurdert på nytt av konsumenten ved begynnelsen av periode 2.

Som konsumteori må det utvidede lineære utgiftssystemet betegnes som et avgjort fremskritt i forhold til det opprinnelige lineære utgiftssystemet. Det innebærer en simultan bestemmelse av konsum og sparing, og det tar konsekvensen av at sparing er noe som ikke kan forklares uten at en utvider perspektivet til flere perioder, altså en dynamisk teori. Men også denne modellen har klare begrensninger.

For det første bygger den på en nyttefunksjon som er *additiv* ikke bare over goder - som det enkle lineære utgiftssystemet - men også over perioder. Det er "behovsuavhengighet" mellom samtlige goder i alle perioder; grensenytten av gode i i periode t ,

$$\frac{\partial U}{\partial X_{it}} = \mu^{t-1} \frac{\beta_i}{X_{it} - \gamma_i},$$

avhenger bare av konsumet av gode i i periode t , X_{it} . Hvis vi benytter en aggregert inndeling av konsumgodene, er forutsetningen om behovsuavhengighet mellom goder ikke urimelig. Men forutsetningen om behovsuavhengighet også mellom perioder er mer kritisk - den innebærer blant annet at det ikke forekommer noen form for vanedannelse; "nyttens" av konsum i periode t påvirkes ikke av hva konsumenten forbrukte i tidligere perioder.

For det annet postulerer modellen at konsumenten (husholdningen) i sin tilpasning bare er underlagt én budsjettbetingelse, (2.4). Når begynnelses- og sluttformuen, inntektsutviklingen og renten er gitt, antas det å være bare *én restriksjon* på mulighetene for å flytte konsum mellom periodene 1, ..., T ved å spare og/eller oppta lån i markedet til den gitte rentesats. For en husholdning som til stadighet befinner seg i en netto fordringsposisjon, dvs. at verdien av dens formuesobjekter alltid overstiger gjelden, kan denne enkle hypotesen være rimelig realistisk - iallfall hvis formuesobjektene er relativt likvide, slik at det er lett å realisere dem uten tap for å finansiere løpende konsum eller nedbetale gjeld. Husholdninger som er i en netto gjeldsposisjon, vil derimot ofte kunne møte finansieringsrestriksjoner i tillegg til de restriksjoner (2.4) pålegger, fordi kredittmarkedet ikke virker så friksjonsfritt som denne budsjettbetingelsen impliserer. Spesielt vil dette være tilfellet hvis kreditten er rasjonert, enten ved direktiver fra myndighetene til kredittinstitusjonene eller ved lånsbegrensninger iverksatt av disse institusjonene selv, f.eks. krav om forutgående sparing for å oppnå lån. Husholdningen kan da ikke oppta ubegrenset lån til rentesatsen r - det vil være en øvre grense for hvor stort lån som kan opptas i hver av periodene 1, 2, ..., T , dvs. hvor sterkt negativ sparingen vil kunne bli. For husholdninger som er i en slik situasjon, vil det eksistere kredittmessige budsjettrestriksjoner i *del* av planleggingsperioden. Disse kommer i tillegg til den overordnede restriksjon på inn- og utbetalingene i *hele* perioden som den intertemporale budsjettbetingelse setter.

1) Formuesvariablene er datert ved utgangen av den periode fotskriften refererer til.

2) Denne fremstillingen adskiller seg noe fra Lluch (1973). Forskjellen er at Lluch (i) betrakter tiden som kontinuerlig variabel, (ii) forutsetter uendelig lang tidshorisont ($T \rightarrow \infty$) og (iii) antar at sluttformuen er lik null ($\lim_{T \rightarrow \infty} F_T = 0$).

For det tredje innebærer nyttefunksjonen (2.3) og budsjettbetingelsen (2.4) at det er sett bort fra *varige konsumgoder*. Modellen skiller ikke mellom kjøp og konsum og forutsetter dermed implisitt at alle godekvanta som anskaffes i en periode, i sin helhet forbrukes i denne perioden.

En fjerde innvending som kan rettes mot denne teorien, er at den forutsetter at konsumenten har *fullt kjennskap* til inntekts- og prisutviklingen i hele tidsrommet fra periode 1 til periode T når den treffer sine konsum- og sparebeslutninger. Det vil selvsagt i praksis være usikkerhet om disse størrelsene. Dette begrenser også muligheten for å teste modellen empirisk i situasjoner da registreringer av inntekts- og prisforventninger ikke foreligger.

Vi har i noen grad forsøkt å ta hensyn til disse fire innvendingene. Vi vil først redegjøre for hvordan vi har innarbeidet varige konsumgoder i modellbeskrivelsen (avsnitt 2.2 og 2.3) og der- nest forklare hvordan vi har eliminert de uobserverbare forventningsvariable (avsnitt 2.4). Til slutt diskuteres forsøk på å ta hensyn til reaksjonstreggheter og finansieringsrestriksjoner (avsnitt 2.5). Det sier seg selv at inngrep av denne typen ikke kan gjøres uten å øve *noe* vold mot den logiske grunnstruktur i modellen - hvis vi ikke skal ende med en håpløst komplisert modell. Spesielt gjelder dette de to siste modifikasjonene. Vi vil måtte gi avkall på noe av modellens teoretiske glatthet og eleganse for å øke dens forklaringskraft og realisme.

2.2. Det utvidede lineære utgiftssystemet med varige konsumgoder

En generalisering av modellen (2.3)-(2.4) som tar hensyn til at det finnes konsumgoder som yter tjenester over flere perioder, altså varige konsumgoder, ble presentert av Dixon og Lluch (1977).³⁾ Den kalles det *utvidede lineære utgiftssystemet med varige konsumgoder* - the Durables Extended Linear Expenditure System (DELES). Denne generaliseringen er antagelig et meget vesentlig bidrag til å øke modellens evne til å forklare kortsiktige konsumvariasjoner. Erfaringsmessig vil nemlig en stor del av korttidsvariasjonene i konsumutgiften ofte kunne føres tilbake til fluktuasjoner i kjøpet av varige konsumgoder, og de betyr desto mer jo kortere registreringsperioden er. Det er derfor all grunn til å ta dette problemet opp i en kvartalsmodell, selv om det bidrar til å komplisere modellstrukturen.

Vi forutsetter at husholdningens nyttenivå bestemmes ved konsumtjenestene fra de N godene i hver enkelt av de T periodene som planleggingsperioden omfatter. Konsumtjenestene i den enkelte periode antas å være proporsjonale med beholdningene av godene ved slutten av perioden, og måleenhetene er valgt slik at proporsjonalitetsfaktorene blir lik 1 for alle goder. Lar vi H_{it} betegne beholdningen av gode i , regnet i volum, ved utgangen av periode t , kan altså nyttefunksjonen skrives som

$$(2.5) \quad U = \sum_{t=1}^T \mu^{t-1} \sum_{i=1}^N \beta_i \log(H_{it} - \gamma_i),$$

hvor μ , β_i og γ_i ($i=1, \dots, N$) er koeffisienter med tilsvarende tolkning som i den foregående modellen.

Vi forutsetter at alle $\beta_i > 0$ (som er nødvendig for at modellen skal tilfredstille annordensbetingelsene for nyttemaksimering), at de er normalisert slik at

$$\sum_{i=1}^N \beta_i = 1$$

og at $H_{it} > \gamma_i$ for alle i og t .

Denne beskrivelsen dekker både tilfellet da gode i er et ikke-varig og tilfellet da det er et varig gode. I det første tilfellet vil H_{it} representere kjøpet i periode t , idet det ikke blir overtatt noen beholdning av godet fra tidligere perioder. Da er altså

$$H_{it} = X_{it},$$

3) Fremstillingen i denne artikkelen er meget kompakt og er, som Lluch (1973), formulert med tiden som kontinuerlig variabel og med uendelig planleggingshorisont. En enklere presentasjon, med en nærmere diskusjon av modellens egenskaper og implikasjoner, er gitt i Biørn (1979c). Vi bygger her på denne fremstillingen. Se også Muellbauer (1981), som behandler en forenklet utgave av modellen.

hvor X_{it} , som før, betegner kjøpet av gode i i periode t . Dersom gode i er et varig gode, forutsetter vi at en konstant andel δ_i forsvinner i hver periode, dvs. at en andel $(1-\delta_i)$ av den beholdning som var tilstede i periode $t-1$, overføres til periode t . Dette betyr at sammenhengen mellom kjøp og beholdning vil være gitt ved

$$H_{it} = X_{it} + (1-\delta_i)H_{i,t-1} \quad (0 < \delta_i < 1).$$

Vi kan følgelig betrakte et ikke-varig gode som et grensetilfelle av et varig gode hvor depresieringsraten δ_i er lik 1, hvilket betyr at godet forsvinner fullstendig i løpet av én periode.⁴⁾ Dermed kan sammenhengen mellom kjøp og beholdning skrives som

$$(2.6) \quad X_{it} = H_{it} - (1-\delta_i)H_{i,t-1} \quad (i=1, \dots, N; t=1, \dots, T)$$

for *samtlige* goder. Denne symmetriske skrivemåten er hensiktsmessig for å forenkle presentasjonen av modellen.

Budsjettbetingelsen i denne modellen for hele planleggingsperioden sett under ett svarer formelt til (2.4). Men siden vi har innført et skille mellom ikke-varige og varige konsumgoder og siden varige konsumgoder er formuesobjekter (verdioppbevaringsmidler) for husholdningen, må vi være noe mer presis i definisjonen av begrepene enn vi var ovenfor. Fortsatt betegner X_{it} volumet av kjøpet i periode t og q_{it} dets kjøperpris, mens Y_t er den inntekten som kommer "utenfra" i periode t - dvs. arbeidsinntekt og overføringer, etter skatt, pluss avkastningen av den *finans*formue som er akkumulert på det tidspunkt planleggingen skjer⁵⁾ - og F_0 og F_T betegner begynnelses- og sluttverdien av *finans*formuen. Rentesatsen r er å tolke som (den nominelle) avkastningsraten for *finansielle* formuesplasseringer. Budsjettbetingelsen (2.4) representerer i dette tilfellet et krav om at nåverdien av utbetalingene skal være lik nåverdien av innbetalingene korrigert for finanssparing i løpet av planleggingsperioden.

Ved å benytte (2.6) kan venstre side av (2.4) omformes til⁶⁾

$$\begin{aligned} & \sum_{t=1}^T (1+r)^{1-t} \sum_{i=1}^N q_{it} X_{it} \\ &= \sum_{t=1}^T (1+r)^{1-t} \sum_{i=1}^N \left\{ q_{it} - \frac{1-\delta_i}{1+r} q_{i,t+1} \right\} H_{it} \\ &+ (1+r)^{1-T} \sum_{i=1}^N q_{iT} H_{iT} - \sum_{i=1}^N q_{i1} (1-\delta_i) H_{i0}, \end{aligned}$$

slik at budsjettbetingelsen kan skrives på formen

$$(2.7) \quad \sum_{t=1}^T (1+r)^{1-t} \sum_{i=1}^N s_{it} H_{it} + (1+r)^{1-T} \sum_{i=1}^N q_{iT} H_{iT} \\ = \sum_{t=1}^T (1+r)^{1-t} Y_t + (1+r)^{1-T} (F_0 - F_T) + \sum_{i=1}^N q_{i1} (1-\delta_i) H_{i0} = W_1,$$

hvor W_1 defineres ved den siste ligningen og hvor

4) Eller mer presist, at alt som var tilstede ved utgangen av periode $t-1$, er forsvunnet før periode t begynner.

5) Avkastningen av annen formue er altså ikke inkludert.

6) Se Biørn (1979c, s.8).

$$(2.8) \quad s_{it} = q_{it} - \frac{1-\delta_i}{1+r} q_{i,t+1} = \frac{q_{it}}{1+r} \left\{ r + \delta_i - (1-\delta_i) \frac{\Delta q_{i,t+1}}{q_{it}} \right\}$$

$$(i=1, \dots, N; t=1, \dots, T).$$

og $\Delta q_{i,t+1} = q_{i,t+1} - q_{it}$. Ligningene (2.7) og 2.8) er, som vi skal se, meget nyttige mellomresultater for empirisk anvendelse av modellen.

Variablen s_{it} gir uttrykk for hva det koster husholdningen å disponere én enhet av gode i i periode t sammenlignet med å selge den og plassere salgssummen i finanskapital til rentesats r . Denne (alternativ)omkostningen representeres av differansen mellom verdien av én enhet av godet i periode t og verdien av det samme godet én periode senere når vi tar hensyn til at en andel δ_i i mellomtiden vil falle fra som følge av depresiering og neddiskonterer den siste verdien med faktoren $1/(1+r)$ fordi den påløper om én periode. Følgelig har s_{it} karakter av en implisitt brukerpris (pris på kapitaltjenester) for gode i i periode t dersom gode i er et varig gode.⁸⁾ For ikke-varige goder, som kjennetegnes ved at $\delta_i = 1$, blir $s_{it} = q_{it}$, dvs. brukerprisen faller sammen med kjøperprisen. (Se også Diewert (1974, p. 504).) Den omformede budsjettbetingelsen (2.7) uttrykker altså at nåverdien av konsumet (konsumtjenestene) - med brukerprisene som vurderingskoeffisienter - pluss den neddiskonterte sluttverdi av konsumkapitalen $((1+r)^{-T} \sum_{i=1}^N q_{iT} H_{iT})$ skal være lik nåverdien av inntekten pluss nåverdien av reduksjonen i finansformuen i løpet av planleggingsperioden $((1+r)^{-T} (F_0 - F_T))$ pluss verdien av den kapital som er plassert i varige konsumgoder initialt $(\sum_{i=1}^N q_{i1} (1-\delta_i) H_{i0})$. Denne summen, W_1 , kan sies å uttrykke husholdningens konsumdisponible formue i vid forstand.

Etterspørselen etter de enkelte konsumgodene bestemmes formelt ved å maksimere nyttefunksjonen (2.5) med den omformede budsjettbetingelse (2.7) som bibetingelse. De eksogent gitte variable er prisene q_{i1}, \dots, q_{iT} ($i=1, \dots, N$), inntektene Y_1, \dots, Y_T , renten r , finansformuen ved begynnelsen og slutten av planleggingsperioden, F_0 og F_T , samt initialbeholdningene av varige konsumgoder, H_{i0} ($i=1, \dots, N$). Det blir bestemt etterspørselsfunksjoner for alle goder i samtlige T perioder, men det er bare etterspørselen i periode 1, den "inneværende" periode, som blir realisert i markedet, og det er følgelig bare den som har økonometrisk interesse. Etterspørselsfunksjonen for gode i i periode 1 blir⁹⁾

$$(2.9) \quad H_{i1} = \gamma_i + \frac{\beta_i}{s_{i1}} \cdot \frac{1-\mu}{1-\mu^T} \left\{ W_1 - \sum_{t=1}^{T-1} (1+r)^{-t} \sum_{j=1}^N s_{jt} Y_j \right\} - (1+r)^{-T} \sum_{j=1}^N q_{jT} Y_j \quad (i=1, \dots, N).$$

Denne funksjonen gjelder uansett om gode i er et varig eller ikke-varig gode. I det siste tilfellet er, som vi påpekte ovenfor, $H_{i1} = X_{i1}$ og $s_{i1} = q_{i1}$.

Funksjonene (2.9) kan betegnes som generaliserte lineære utgiftsfunksjoner. Den nominelle "utgift" til hvert enkelt gode, $s_{i1} H_{i1}$, - kjøpsutgift for ikke-varige, verdi av konsumtjenester for varige - fremtrer som en lineær funksjon både av den totale konsumdisponible formue W_1 , samtlige brukerpriser i den inneværende periode, de neddiskonterte forventede brukerpriser i de fremtidige perioder og de neddiskonterte kjøperpriser i sluttperioden. Vi vil i det følgende betegne den som *beholdningsetterspørselsfunksjonen* eller *tjenesteetterspørselsfunksjonen* for gode i . Det følger av (2.7) og (2.8) at denne funksjonen også vil være lineær i inntektsvariablene Y_t , formuesvariablene F_0 , F_T og H_{i0} og prisvariablene q_{it} .

7) Strengt tolket impliserer dette at realobjektene er like likvide som finansobjektene, altså at det faktisk finns annenhåndsmarkeder for konsumkapital. Dette er, som kjent, bare i begrenset grad tilfellet. For nærmere diskusjon av de problemer dette reiser for den empiriske tillempingen av modellen, se avsnitt 3.3 og 5.2.1.

8) Brukerpriser av denne typen har vært benyttet i empiriske analyser av etterspørselen etter personbiler av Wykoff (1973) og Johnson (1978).

9) Detaljene i denne utledningen er forklart i Biørn (1979c, avsnitt 2.4).

La V_1^C betegne *totalverdien av konsumet* i periode 1, altså summen av kjøpsutgiften for ikke-varige goder og verdien av konsumtjenestene for varige goder,

$$(2.10) \quad V_1^C = \sum_{j=1}^N s_{j1} H_{j1} = \sum_{j=1}^N \{q_{j1} - \frac{1-\delta_j}{1+r} q_{j2}\} H_{j1} \\ = \sum_{j=1}^N \frac{q_{j1}}{1+r} \{r + \delta_j - (1-\delta_j) \frac{\Delta q_{j2}}{q_{j1}}\} H_{j1}.$$

hvor $\Delta q_{j2} = q_{j2} - q_{j1}$. Ved å sette inn fra (2.9) følger

$$(2.11) \quad V_1^C = \sum_{j=1}^N s_{j1} \gamma_j + \frac{1-\mu}{1-\mu} W_1 - \sum_{t=1}^{T-1} (1+r)^{1-t} \sum_{j=1}^N s_{jt} \gamma_j - (1+r)^{1-T} \sum_{j=1}^N q_{jT} \gamma_j,$$

når vi tar hensyn til oppsummeringsbetingelsen på β_i -ene. Verdien av totalkonsumet blir altså en lineær funksjon i formuesvariablen W_1 og de løpende og forventede brukerpriser og kjøperprisene i sluttperioden. Renten inngår ikke-lineært. Ved å kombinere (2.9) og (2.11) følger det at vi kan uttrykke beholdningsetterspørselen (tjenesteetterspørselen) etter gode i som funksjon av de løpende verdier av totalkonsumet og brukerprisene på følgende måte:

$$(2.12) \quad H_{i1} = \gamma_i + \frac{\beta_i}{s_{i1}} (V_1^C - \sum_{j=1}^N s_{j1} \gamma_j) \quad (i=1, \dots, N).$$

Dette svarer, ifølge (2.6), til et kjøp lik

$$(2.13) \quad X_{i1} = \gamma_i + \frac{\beta_i}{s_{i1}} (V_1^C - \sum_{j=1}^N s_{j1} \gamma_j) - (1-\delta_i) H_{i0} \quad (i=1, \dots, N).$$

Hvis gode i er et varig gode (dvs. $\delta_i < 1$), vil altså kjøpet være en avtagende funksjon av initialbeholdningen H_{i0} ¹⁰.

Modellen *utelukker ikke at kjøpet kan bli negativt* - altså at husholdningen vil selge unna en del av beholdningen av godet på annenhåndsmarkedet. Dette vil ifølge (2.13) skje dersom den deprimerte beholdning fra foregående periode overstiger den beholdning husholdningen etterspør i inneværende periode. For den enkelte husholdning er dette tenkelig, men det er vanskelig å forestille seg hvordan husholdningssektoren *som helhet* skal kunne bli av med brukt konsumkapital på denne måten - iallfall når vi ser bort fra muligheten for salg til utlandet. I såfall ville prisen på godet måtte gi etter for å klarere markedet, noe som forutsetter en prisfleksibilitet som vanligvis ikke vil være oppfylt på kort sikt. Vi kommer tilbake til dette problemet i avsnittene 2.5 og 3.3.

Etterspørselssystemet (2.11) - (2.13) gir uttrykk for at husholdningens løpende konsumbeslutninger kan betraktes som sammensatt av *to delbeslutninger*. Den første er en beslutning om fordelingen av de konsumdisponible ressurser mellom de T periodene fra i dag og frem til planleggingshorisonten. Den uttrykkes ved (2.11), som angir hvordan totalverdien av konsumet i inneværende periode, V_1^C , bestemmes på grunnlag av den (forventede) totale konsumdisponible formue, W_1 , rentenivået, r , og de løpende og forventede (bruker)priser. Den andre beslutningen gjelder fordelingen av de ressurser husholdningen har vedtatt å bruke i inneværende periode, på de enkelte godene og representeres ved de N ligningene i (2.12). Kjøpet av de ikke-varige godene og beholdningen av de varige er dermed bestemt. Kjøpet av de varige godene bestemmes ved å sammenholde beholdningsetterspørselen med den deprimerte beholdning fra foregående periode, som angitt ved (2.13).

¹⁰ Stone og Rowe's "Stock Adjustment Model" gir en tilsvarende sammenheng mellom beholdning og kjøp. (Stone og Rowe (1957).) Jfr. også Houthakker og Taylor's "State Adjustment Model". (Houthakker og Taylor (1979, s. 9-13).)

2.3. Nærmere om inntektsbegrepet. Sammenhengen mellom konsumutgift, kjøpsutgift og sparing

Før vi går videre, er det nødvendig å se nærmere på modellens inntektsbegrep og på sammenhengen mellom inntekt, konsumutgift, kjøpsutgift og sparing. Vi trenger da husholdningens budsjettbetingelse for periode 1, som gir uttrykk for at summen av de innbetalinger den mottar i perioden, skal være lik summen av utbetalingene. Innbetalingene er "kontantinntekten" Y_1 , og utbetalingene er utgiftene til kjøp av konsumgoder, $\sum_i q_{i1} X_{i1}$, og investering i finansobjekter. Hvis vi ser bort fra kursgevinster/-tap på finansobjekter, vil finansinvesteringen være det samme som økningen i finansformuen i løpet av perioden, dvs. $F_1 - F_0$, og verdien er regnet netto, idet gjeld og gjeldsavdrag er trukket fra. Vi har altså¹¹⁾

$$(2.14) \quad Y_1 = \sum_{i=1}^N q_{i1} X_{i1} + F_1 - F_0.$$

La I betegne numrene på de konsumgoder som regnes som ikke-varige (dvs. har $\delta_i = 1$) og V numrene på de varige goder (dvs. har $\delta_i < 1$). Vi kan da ved innsetning av (2.6) omforme (2.14) til

$$\begin{aligned} Y_1 &= \sum_{i \in I} q_{i1} X_{i1} + \sum_{i \in V} q_{i1} X_{i1} + F_1 - F_0 \\ &= \sum_{i \in I} q_{i1} X_{i1} + \sum_{i \in V} \{q_{i1} \delta_i - (q_{i1} - q_{i0})\} H_{i0} \\ &\quad + \sum_{i \in V} (q_{i1} H_{i1} - q_{i0} H_{i0}) + F_1 - F_0. \end{aligned}$$

Legger vi til $r \sum_{i \in V} q_{i1} H_{i0}$ på begge sider av likhetstegnet, får vi

$$(2.15) \quad Y_1 + r \sum_{i \in V} q_{i1} H_{i0} = \sum_{i \in I} q_{i1} X_{i1} + \sum_{i \in V} q_{i1} \left(r + \delta_i - \frac{\Delta q_{i1}}{q_{i1}} \right) H_{i0} \\ + \sum_{i \in V} (q_{i1} H_{i1} - q_{i0} H_{i0}) + (F_1 - F_0).$$

Første ledd på høyre side i (2.15) er utgiften til kjøp (konsum) av ikke-varige goder, og annet ledd er tilnærmet lik verdien av konsumet av de varige goder, slik vi definerte det ovenfor. At dette er tilfellet, ser vi av (2.8), idet¹²⁾

$$\begin{aligned} s_{i1} H_{i1} &= q_{i1} \left\{ r + \delta_i - (1 - \delta_i) \frac{\Delta q_{i2}}{q_{i1}} \right\} (1+r)^{-1} \left(1 + \frac{\Delta H_{i1}}{H_{i0}} \right) H_{i0} \\ &\approx q_{i1} \left(r + \delta_i - \frac{\Delta q_{i1}}{q_{i1}} \right) H_{i0}, \end{aligned}$$

siden $(1 - \delta_i) \Delta q_{i2} / q_{i1} \approx \Delta q_{i1} / q_{i1}$ og $(1+r)^{-1} (1 + \Delta H_{i1} / H_{i0}) \approx 1$. (De feil vi begår ved denne tilnærmelsen, er "av annen orden".) Det tredje og fjerde ledd er økningen i verdien av henholdsvis realkapital (varige konsumgoder) og finanskapital. Tilsammen representerer altså det som står på høyre side av likhetstegnet i (2.15), summen av verdien av konsumet (konsumtjenestene) og formuesøkningen. Det tilsvarende

11) Denne ligningen svarer forøvrig til det vi får ved å sette $T=1$ i (2.4).

12) Tilnærmelsen har sammenheng med at vi regner med diskret tid, slik at dateringen av beholdningsvariable blir noe vilkårlig. Hadde vi benyttet kontinuerlig tid og infinitesimale tilvekster, ville denne relasjonen ha gjeldt eksakt.

inntektsbegrepet¹³⁾ er det som står på venstre side av likhetstegnet. Det fremkommer altså ved at vi til kontantinntekten Y_1 , dvs. *inntekten husholdningene oppnår ved transaksjoner i markedet*, legger en beregnet renteavkastning på verdien av konsumkapitalen, definert som

$$(2.16) \quad Y_1^H = r \sum_{i \in V} q_{i1} H_{i0}.$$

Den siste komponenten kan betraktes som *inntekt husholdningen "produserer selv" utenom markedet ved at den eier og bruker konsumkapital*, og svarer til det den ville kunne oppnå ved å omplussere denne kapitalen til finansobjekter med avkastningsrate r .¹⁴⁾

Vi innfører V_0^H og V_1^H som symbol for verdien av beholdningen av konsumkapital ved utgangen av henholdsvis periode 0 og 1,

$$(2.17) \quad V_t^H = \sum_{i \in V} q_{it} H_{it} \quad (t=0,1).$$

Dermed kan (2.15) skrives som (med den tilnærming vi nevnte ovenfor)

$$(2.18) \quad Y_1 + Y_1^H = V_1^C + V_1^H - V_0^H + F_1 - F_0.$$

Denne ligningen uttrykker at inntekten bestemt ved markedstransaksjoner pluss den "egenproduserte" inntekt skal være lik verdien av konsumet pluss tilveksten i formuesverdien av husholdningens real- og finansobjekter.

Det er viktig å holde denne budsjettbetingelsen adskilt fra den tilsvarende budsjettbetingelse uttrykt i kontantstrømmer, altså (2.14). Lar vi V_1^X betegne utgiften til kjøp av konsumgoder,

$$(2.19) \quad V_1^X = \sum_{i=1}^N q_{i1} X_{i1},$$

kan den skrives som

$$(2.20) \quad Y_1 = V_1^X + F_1 - F_0,$$

dvs. inntekt bestemt ved markedstransaksjoner er lik utgift til kjøp av konsumgoder og finansinvestering. I en viss forstand gir altså både (2.18) og (2.20) uttrykk for at "inntekt er lik konsum pluss formuesøkning", men begrepene har forskjellig innhold i de tilfelle. Vi vil ha begge budsjettbetingelsene under oppmerksomhet i det følgende. (Jfr. tabell 6 i datavedlegget.)

2.4. Omforming av ligningen for totalkonsumet. Eliminering av forventningsvariablene

Ligningen som bestemmer totalverdien av konsumet etter tjenestedefinisjonen, (2.11), inneholder en rekke uobserverbare forventningsvariable, nemlig formuesvariabelen W_1 og prisvariablene s_{j2}, \dots, s_{jT} og q_{jT} . Økonometrisk bruk av modellen krever derfor at vi gjør forenklinger og innfører tilleggsforutsetninger som knytter disse variable til observerbare markedsvariable. Vi skal nå se nærmere på dette.

¹³⁾ Jevnfør at "inntekt er lik summen av konsum og formuesøkning" ofte blir betraktet som en idealdefinisjon av inntekt. (Se f.eks. Simons (1969, s. 68).) Verdistigning på kapitalobjekter (kapitalgevinster) kan her behandles på flere måter. En kan inkludere alle kapitalgevinster, også de som reflekterer den generelle inflasjonen i samfunnet, eller bare medregne den del av prisstigningen som er spesifikk for de enkelte kapitalobjekter. Den dekomponering vi har valgt, er bare en blant flere mulige. Vi har, som nevnt, sett helt bort fra kursgevinster på finanskapital ved at vi har satt økningen i finansformuen lik finansinvesteringen, jfr. (2.14). Verdigevinster på realkapital har vi implisitt tatt hensyn til slik vi definerer brukerprisene, jfr. (2.8). De kommer her inn som en fradragspost i verdien av konsumtjenestene.

¹⁴⁾ Denne tolkningen av Y_1^H har strengt tatt bare gyldighet når depresieringen av kapitalen eksakt følger den geometriske formelen som ligger til grunn for (2.6). Ved andre depresieringsprofiler vil den gjelde som en mer eller mindre god tilnærming. Se Biørn (1983a, avsnitt 7).

Av (2.7) følger

$$(2.21) \quad W_1 = Y_1 + \sum_{t=2}^T (1+r)^{1-t} Y_t + (1+r)^{1-T} [F_0 - F_T] + F_0^H,$$

hvor F_0^H er tilnærmet lik initialverdien av husholdningens konsumkapital:

$$(2.22) \quad F_0^H = \sum_{i \in V} q_{i1} (1-\delta_i) H_{i0} \approx \sum_{i \in V} q_{i0} H_{i0} = V_0^H,$$

idet $q_{i1}(1-\delta_i) \approx q_{i0}$ gjelder som en førsteordens tilnærmelse. Nå er, ifølge (2.16), $F_0^H \approx \frac{1}{r} Y_1^H$, som innebærer

$$[1-(1+r)^{1-T}] F_0^H \approx \frac{1}{r} [1-(1+r)^{1-T}] Y_1^H \approx \sum_{t=1}^T (1+r)^{1-t} Y_1^H.$$

Setter vi dette inn i (2.21), får vi tilnærmet

$$(2.23) \quad W_1 = (Y_1 + Y_1^H) + \sum_{t=2}^T (1+r)^{1-t} (Y_t + Y_t^H) + (1+r)^{1-T} [F_0 + F_0^H - F_T].$$

Dette viser at W_1 kan tolkes som nåverdien av kontantinntektsstrømmen (Y_t) pluss nåverdien av den "avkastning" som ligger latent i husholdningens initiale konsumkapital (Y_1^H) pluss nåverdien av differansen mellom begynnelsesformuen ($F_0 + F_0^H$) og sluttverdien av finansformuen (F_T). For å gjøre dette uttrykket operasjonelt innfører vi 4 forenklende forutsetninger.

La P_t betegne prisindeksen for totalkonsumet i periode t . De to første forutsetningene gjelder *husholdningens prisforventninger*:¹⁵⁾

- (i) Alle priser endres i samme takt fra periode 1 frem til planleggingshorisonten.
- (ii) Konsumprisnivået vokser med konstant rate h pr. periode.

Disse svært enkle forutsetninger innebærer

$$(2.24) \quad \frac{s_{jt}}{s_{j1}} = \frac{q_{jt}}{q_{j1}} = \frac{P_t}{P_1} = (1+h)^{t-1} \quad (j=1, \dots, N; \quad t=2, \dots, T).$$

Av (2.23) og (2.24) følger nå at realverdien av W_1 kan skrives som

$$(2.25) \quad \frac{W_1}{P_1} = \frac{Y_1^*}{P_1} + \sum_{t=2}^T \left\{ \frac{(1+h)}{(1+r)} \right\}^{t-1} \frac{Y_t^*}{P_t} \\ + (1+r)^{1-T} \left\{ \frac{F_0}{P_1} + \frac{F_0^H}{P_1} - (1+h)^{T-1} \frac{F_T}{P_T} \right\},$$

hvor

$$(2.26) \quad Y_t^* = Y_t + Y_1^H \quad (t=1, 2, \dots, T).$$

15) Merk at dette gjelder prisvariablene i makrokonsumfunksjonen. I fordelingsrelasjonene er det innført hypoteser om forventningstilpasning for brukerprisene som i noen grad bryter med (2.24). Se avsnitt 3.3 og 5.2.1.

Her kan Y_t^*/P_t tolkes som (den antesiperte) realinntekten i periode t , inklusive avkastningen av konsumkapital, mens F_0/P_1 og F_0^H/P_1 representerer realverdien av henholdsvis finanskapitalen og realkapitalen ved begynnelsen av periode 1 og F_T/P_T er realverdien av finanskapitalen ved utgangen av periode T .

Den tredje forutsetning gjelder *forventningene om realinntektsutviklingen*:

(iii) Husholdningen anslår en normalverdi for realinntekten i inneværende periode (periode 1) ved å veie sammen de observerte inntektene i de K foregående perioder:

$$(2.27) \quad \frac{\bar{Y}_1^*}{P_1} = \frac{K}{\sum_{s=1}^K v_s} \frac{Y_{1-s}^*}{P_{1-s}} \quad \left(\sum_{s=1}^K v_s = 1 \right),$$

hvor v_s er vekten som tillegges inntekten for s perioder siden. Anslaget for de fremtidige inntekter settes lik denne normalinntekten øket med en vekstrate g pr. periode:

$$(2.28) \quad \frac{Y_t^*}{P_t} = (1+g)^{t-1} \frac{\bar{Y}_1^*}{P_1} = (1+g)^{t-1} \frac{K}{\sum_{s=1}^K v_s} \frac{Y_{1-s}^*}{P_{1-s}} \quad (t=2, \dots, T).$$

Uttrykt i Milton Friedmans terminologi (Friedman (1957)) kan vi betegne $\overline{(Y_1^*/P_1)}$ som den permanente og $(Y_1^*/P_1) - \overline{(Y_1^*/P_1)}$ som den tilfeldige (transitoriske) inntekt.¹⁶⁾

Dessuten forutsetter vi:

(iv) Husholdningen baserer sin planlegging på at den neddiskonterte sluttformue skal utgjøre en konstant andel k av normalinntekten:

$$(2.29) \quad \left(\frac{1+h}{1+r} \right)^{T-1} \frac{F_T}{P_T} = k \frac{\bar{Y}_1^*}{P_1}.$$

Etter disse fire forutsetningene finner vi ved å sette (2.28) og (2.29) inn i (2.25) at uttrykket for W_1/P_1 blir

$$(2.30) \quad \frac{W_1}{P_1} = \frac{Y_1^*}{P_1} + \left[\frac{m(1-m^{T-1})}{1-m} + k \right] \frac{K}{\sum_{s=1}^K v_s} \frac{Y_{1-s}^*}{P_{1-s}} + (1+r)^{1-T} \left\{ \frac{F_0}{P_1} + \frac{F_0^H}{P_1} \right\},$$

hvor

$$(2.31) \quad m = \frac{(1+h)(1+g)}{1+r} \approx \frac{1}{1+r-h-g}.$$

Det tilhørende uttrykk for konsumfunksjonen finner vi ved å dividere gjennom (2.11) med P_1 , sette inn for W_1/P_1 fra (2.30) og bruke (2.24) til å eliminere s_{jt} og q_{jT} . Dette gir

$$(2.32) \quad C_1 = \frac{V_1^C}{P_1} = a_1 \frac{Y_1^*}{P_1} + a_2(m) \frac{K}{\sum_{s=1}^K v_s} \frac{Y_{1-s}^*}{P_{1-s}} + a_3(r) \left\{ \frac{F_0}{P_1} + \frac{F_0^H}{P_1} \right\} \\ + a_4(n) \sum_{j=1}^N \frac{s_{j1}}{P_1} \gamma_j + a_5(n) \sum_{j=1}^N \frac{q_{j1}}{P_1} \gamma_j,$$

hvor

$$(2.33) \quad n = \frac{1+h}{1+r} \approx \frac{1}{1+r-h},$$

¹⁶⁾ Se også Biørn (1980, s. 472).

$$(2.34) \quad a_1 = \frac{1-\mu}{1-\mu^T},$$

$$(2.35) \quad a_2(m) = \frac{1-\mu}{1-\mu^T} \cdot \left[\frac{m(1-m^{T-1})}{1-m} + k \right],$$

$$(2.36) \quad a_3(r) = \frac{1-\mu}{1-\mu^T} (1+r)^{1-T},$$

$$(2.37) \quad a_4(n) = 1 - \frac{1-\mu}{1-\mu^T} \cdot \frac{1-n^{T-1}}{1-n},$$

$$(2.38) \quad a_5(n) = \frac{1-\mu}{1-\mu^T} \cdot n^{T-1}.$$

Størrelsene m og n , som inngår på en sentral måte i disse uttrykkene, kan tolkes som diskonteringsfaktorer: n er en diskonteringsfaktor basert på den realrente en får ved å korrigere nominalrenten med stigningen i det generelle konsumprisnivået. Tilsvarende er m en diskonteringsfaktor basert på den "realrente" en får ved å korrigere nominalrenten med vekstraten for inntekten. Siden nominalinntekten vokser med en faktor $(1+h)(1+g) \approx 1+h+g$ pr. periode, vil nemlig inntektens vekstrate være tilnærmet lik $h+g$.

Konsumfunksjonen (2.32) har to interessante egenskaper som adskiller den fra vanlige keynesianske konsumfunksjoner. For det første er inntektens kortsiktige marginale konsumtilbøyelighet, a_1 , konstant, mens dens langsiktige marginale konsumtilbøyelighet, $a_1 + a_2$, er en stigende funksjon av diskonteringsfaktoren m , jfr. (2.35). Dermed er den en stigende funksjon av prisstigningsraten (h) og realinntektens vekstrate (g) og en avtagende funksjon av renten (r) (jfr. (2.31). For det annet er formuens marginale konsumtilbøyelighet, a_3 , en avtagende funksjon av nominalrenten, jfr. (2.36). Både inntektens og formuens konsumtilbøyeligheter er avtagende funksjoner av den subjektive diskonteringsfaktor, μ ; jfr. ligning (2.3) og tolkningen av den. Skriver vi μ som $1/(1+\rho)$, hvor ρ tolkes som husholdningens subjektive rente, følger det at konsumtilbøyelighetene vil være stigende funksjoner av den subjektive rente. Dette er et intuitivt meget rimelig resultat, idet en økning av den subjektive rente innebærer at husholdningen i sine nyttevurderinger legger større vekt på nåtidskonsum i forhold til fremtidskonsum enn tidligere. Den subjektive rente og markedsrenten virker altså som motsatt rettede trekkrefter på konsumtilbøyelighetene.¹⁷⁾

De tre siste forenklede forutsetninger vi skal gjøre, er:

(v) Vi betrakter μ og T som (ukjente) konstanter. Antagelig er både den subjektive rente og planleggingshorisonten avhengig av den generelle konjunktursituasjonen og - spesielt - graden av usikkerhet med hensyn til den fremtidige utvikling i økonomien. Men dette er forhold vi vet svært lite om.

(vi) Vi neglisjerer virkningen av variasjoner i de relative priser på totalkonsumet. Dermed blir uttrykkene $\sum_j \gamma_j / P_1$ og $\sum_j a_{1j} \gamma_j / P_1$ i (2.32) konstanter som kan "tolkes inn i" $a_4(n)$ og $a_5(n)$ og eventuelt i restleddet i konsumfunksjonen. Vi bryter dermed noe av forbindelsen mellom makrokonsumfunksjonen og konsumfordelingsfunksjonene (2.12) - (2.13), idet γ -ene opptrer som parametre begge steder. Til gjengjeld oppnår vi en betydelig økning i antall frihetsgrader ved estimering av konsumfunksjonen.

(vii) Endelig lineariserer vi uttrykkene for a_2 , a_3 , a_4 og a_5 på følgende måte:¹⁸⁾

17) Jfr. også Lluch (1973) og Biørn (1979c, avsnitt 3.2).

18) Formelt kan dette gjøres ved å rekkeutvikle (2.35) - (2.38), etter innsetting av (2.31) og (2.33), omkring punktet $m=n=1$, $r=0$ ved hjelp av Taylor's formel, med μ og T betraktet som konstante.

$$a_2(m) \approx a_{20} + a_{21}(r-h-g),$$

$$(2.39) \quad a_3(r) \approx a_{30} + a_{31}r,$$

$$a_4(n) + a_5(n) \approx a_{40} + a_{41}(r-h).$$

Sluttresultatet blir følgende konsumfunksjon, som vi - med visse modifikasjoner - vil legge til grunn for den økonometriske analysen:

$$(2.40) \quad C_1 = \frac{V_1^C}{P_1} = a_1 \frac{Y_1^*}{P_1} + [a_{20} + a_{21}(r-h-g)] \sum_{s=1}^K v_s \left(\frac{Y_{1-s}^*}{P_{1-s}} \right) + [a_{30} + a_{31}r] \left\{ \frac{F_0}{P_1} + \frac{F_0^H}{P_1} \right\} + a_{40} + a_{41}(r-h).$$

En av de modifikasjonene vi vil gjøre, er at vi vil spesifisere *kredittforholdene* eksplisitt ved å innføre bankenes utlån til husholdningene som egen variabel. (Se avsnitt 4.2.)

2.5. Modifikasjon av fordelingsrelasjonene: Reaksjonstregheter og finansieringsrestriksjoner

Modellen slik den nå står, altså ligningene (2.12), (2.13) og (2.40), gir uten tvil innsikt i hvordan en typisk husholdning kan tenkes å avveie kjøp av konsumgoder mot finansinvestering som ledd i en simultan tilpasning. Men den mangler viktige elementer til å kunne konfronteres med korttidsdata fordi den forutsetter at husholdningen ønsker - og er i stand til - å tilpasse seg friksjonsfritt i løpet av én periode når de konsummotiverende variable endres. I praksis vil tilpasningen skje mer eller mindre tregt. Vi har allerede nevnt to forbehold, vanedannelse - det at husholdningen føler seg bundet av konsumutviklingen i tidligere perioder - og finansieringsrestriksjoner. Et tredje moment er spørsmålet om husholdningen uten videre oppfatter endringer i brukerprisene, definert ved ligning (2.8), som signaler til å endre konsumsammensetningen og verdsettelsen av tjenestene fra de varige konsumgoder momentant.¹⁹⁾ Spesielt gjelder dette i perioder med sterke fluktuasjoner i inflasjonsraten. Tregheter i forventningsdannelse med hensyn til prisutviklingen vil derfor også kunne spille inn. Dette siste problemet vil vi komme nærmere tilbake til i avsnitt 3.3; vi vil her diskutere de to første.

Det er umiddelbart klart at mulighetene for å gjøre inngrep i modellstrukturen ikke er store. Når vi i utgangspunktet har pålagt oss den binding at konsum- og spreadferden bestemmes innenfor et simultant ligningssystem hvor koeffisientrestriksjoner på tvers av ligninger, oppsummeringsbetingelser mv. er viktige, er det begrenset hvilke inngrep vi kan gjøre uten å "kutte over" viktige tråder. Mange problemer ville ha vært "enklere" å håndtere om vi hadde gitt avkall på simultan behandling og i stedet hadde fulgt "en-ligning-ad-gangen"-strategien ved oppbygging av konsummodellen. En støtte for den angrepsmåte vi har valgt, kan hentes i følgende sitat fra en artikkel av Christopher Sims:

"While individual demand equations developed for partial equilibrium use may quite reasonably involve an array of restrictions appropriate to that use, it is evident that a system of demand equations built up incrementally from such partial-equilibrium models may display very undesirable properties. In effect, the shrewd restrictions which are useful for partial equilibrium purposes, when concatenated across many categories of demand, yield a bad system of restrictions".

(Sims (1980, s.3).)

19) "Friksjonsløshetsproblemer" av denne typen forekommer ofte ved bruk av neo-klassisk teori - som det utvidede lineære utgiftssystemet er et eksempel på - i analyse av korttidsvariasjoner i etterspørselen etter realkapital. Et tilsvarende problem ved behandling av bedriftenes etterspørsel etter produksjonskapital er diskutert i Brechling (1975) og Bjørn (1979a, avsnitt 4.2).

Anta at ligningssystemet (2.12) - (2.13) - som vi i det følgende vil betegne som *fordelingsrelasjonene* - bestemmer hva husholdningen ville ønske å forbruke av ikke-varige og varige goder "på lang sikt" dersom den ikke møtte restriksjoner fra kredittmarkedet. Vi bruker * som symbol for ønskede verdier. Ønsket konsum (=kjøp) av det i-te ikke-varige gode i periode 1, regnet i verdi, er altså lik

$$(2.41) \quad q_{i1} X_{i1}^* = \gamma_{i1} + \beta_i V_1^C \quad i \in I,$$

hvor I, som før, betegner numrene på de ikke-varige goder og

$$(2.42) \quad \gamma_{i1} = q_{i1} \gamma_i - \beta_i \left\{ \sum_{j \in I} q_{j1} \gamma_j + \sum_{j \in V} s_{j1} \gamma_j \right\} \quad i \in I.$$

Tilsvarende er ønsket konsum av det i-te varige gode lik

$$(2.43) \quad s_{i1} H_{i1}^* = \gamma_{i1} + \beta_i V_1^C \quad i \in V,$$

hvor V betegner numrene på de varige goder og

$$(2.44) \quad \gamma_{i1} = s_{i1} \gamma_i - \beta_i \left\{ \sum_{j \in I} q_{j1} \gamma_j + \sum_{j \in V} s_{j1} \gamma_j \right\} \quad i \in V.$$

Hvis den ønskede beholdning av det i-te varige gode skulle realiseres i løpet av én periode, ville dette gi en verdi av kjøpet, ønsket kjøpsverdi, lik

$$(2.45) \quad q_{i1} X_{i1}^* = q_{i1} \{ H_{i1}^* - (1 - \delta_i) H_{i0} \} \\ = \frac{q_{i1}}{s_{i1}} (\gamma_{i1} + \beta_i V_1^C) - q_{i1} (1 - \delta_i) H_{i0} \quad i \in V.$$

Vi skal nå skissere to metoder for å innføre reaksjonstreggheter (vanedannelse) og finansieringsrestriksjoner i dette ligningssystemet.

Metode 1. Den første metoden består i å innføre initial beholdning av varige konsumgoder og en kredittvariabel Z_1 , som tilleggsvariable i alle konsumligningene (2.41) og (2.43). Realisert konsum bestemmes altså ved

$$(2.46) \quad q_{i1} X_{i1} = \gamma_{i1} + \beta_i V_1^C + P_1^C \sum_{k \in V} n_{ik} H_{k0} + \lambda_i Z_1 \quad i \in I,$$

$$(2.47) \quad s_{i1} H_{i1} = \gamma_{i1} + \beta_i V_1^C + P_1^C \sum_{k \in V} n_{ik} H_{k0} + \lambda_i Z_1 \quad i \in V,$$

hvor P_1^C er prisindeksen for totalkonsumet, Z_1 ²⁰⁾ representerer likviditeten i den private sektor og n_{ik} -ene og λ_i -ene er koeffisienter. Disse ligningene er utformet slik at de er homogene av grad 1 i prisene og likviditetsvariablen. Vi antar at koeffisientene summerer seg til null når vi aggregerer over goder, dvs.

$$(2.48) \quad \sum_{i \in I} n_{ik} + \sum_{i \in V} n_{ik} = 0 \quad k \in V, \\ \sum_{i \in I} \lambda_i + \sum_{i \in V} \lambda_i = 0.$$

20) Annen fotskrift på Z_1 er indeks for periode.

Dermed vil innføringen av de nye variable ikke "forstyrre" oppsummeringsbetingelsen - summen av utgiften til konsum(tjenester) for de enkelte goder vil fremdeles være lik totalverdien V_1^C :

$$(2.49) \sum_{i \in I} q_{i1} X_{i1} + \sum_{i \in V} s_{i1} H_{i1} = \sum_{i \in I} q_{i1} X_{i1}^* + \sum_{i \in V} s_{i1} H_{i1}^* = V_1^C,$$

siden $\sum \gamma_{i1} = 0$ og $\sum \beta_i = 1$.

Vanedannelsen i konsum av varige goder kommer her til uttrykk ved at $\eta_{ij} > 0$ for $i \in V$. Dermed vil, p.g.a. (2.48), $\eta_{ij} < 0$ for minst én $j \neq i$. Tolkningen av dette er at husholdningen lar vanedannelsen for ett gode skje "på bekostning av" konsumet av ett eller flere av de øvrige goder. Vanligvis er det de ikke-varige goder som vil måtte "ta støyten"; en oppjustering (nedjustering) av konsumet av de varige goder vil føre til en nedjustering (oppjustering) av konsumet av de ikke-varige innenfor den rammen totalutgiften V_1^C setter. Noe tilsvarende gjelder for kredittvariabelen. Det er rimelig å anta at λ_i er positiv når i er et varig gode og negativ hvis det er ikke-varig. Dermed vil en tilstramning av kredittforholdene (reduksjon av Z_1) føre til redusert konsum av varige og øket konsum av ikke-varige goder ifølge denne spesifikasjonen.

Denne måten å representere reaksjonstreggheter og kredittrestriksjoner på bryter altså ikke oppsummeringsbetingelsen i den opprinnelige, friksjonsløse modellen. Men for å oppnå dette er vi blitt ledet til å ta utgangspunkt i modellen skrevet "på konsumtjenesteform". Det kan reises innvendinger mot dette. Ikke bare kan (2.48), og den fullstendige symmetri mellom varige og ikke-varige goder som den innebærer, være en vel stram restriksjon å pålegge modellen. Det kan også hevdes at kredittrestriksjonene har karakter av restriksjoner på *kjøpet* av varige goder og ikke på konsumet (beholdningen), slik (2.47) impliserer.

Metode 2 gjør større inngrep i modellstrukturen og imøtegår dermed noen av disse innvendingene.

Vi antar at husholdningens *vanedannelse* primært er knyttet til beholdningen av de varige goder. Det koster noe, både i form av omstillingskostnader og ubehag, å tilpasse seg med en beholdning av biler, møbler, kjøleskap mv. i inneværende periode som avviker vesentlig fra beholdningen i foregående periode. Vi formaliserer dette ved at husholdningen bare realiserer en andel $1 - \mu_i$ ($0 \leq \mu_i < 1$) av differansen mellom ønsket og faktisk beholdning av gode i i inneværende periode, dvs.²¹⁾

$$(2.50) H_{i1} - H_{i0} = (1 - \mu_i) (H_{i1}^* - H_{i0}),$$

hvor størrelser uten stjerne, som ovenfor, betegner realiserte verdier. Denne hypotesen om delvis tilpasning ("Partial Adjustment") innebærer at verdien av konsumet av det i -te varige gode blir

$$(2.51) s_{i1} H_{i1} = s_i \{ H_{i1}^* - \mu_i (H_{i1}^* - H_{i0}) \} \quad i \in V,$$

og dermed

$$(2.52) s_{i1} X_{i1} = s_{i1} \{ X_{i1}^* - \mu_i (H_{i1}^* - H_{i0}) \} \\ = (1 - \mu_i) s_{i1} H_{i1}^* - (1 - \mu_i - \delta_i) s_{i1} H_{i0}.$$

21) Vanedannelsesmekanismer av denne typen kan tenkes å være i virksomhet også for ikke-varige goder. Houthakker og Taylor (1970) har i sin "State Adjustment Model" gjort vanedannelse til et hovedpoeng både for varige og ikke-varige goder. Se også Sexauer (1977) og Mellin og Virén (1982, s.51-52).

Vi ser at vanedannelsen bidrar til å redusere kjøpet dersom ønsket beholdning er større enn faktisk beholdning i foregående periode ($H_{i1}^* > H_{i0}$) og bidrar til å øke kjøpet hvis det motsatte er tilfellet. Effekten er desto større jo sterkere vanedannelsen er (dvs. jo høyere μ_i er). Fortegnet på koeffisienten foran H_{i0} i (2.52) vil være positivt, null eller negativt alt etter som summen av vanedannelsesparameteren og depresieringsraten er større enn, lik, eller mindre enn 1.

Vi innfører her to variable til å representere finansieringsrestriksjoner, nemlig det samme uttrykk for likviditeten i den private sektor som i (2.47), Z_1 , og dessuten et mål for husholdningens mulighet til å egenfinansiere kjøp av varige konsumgoder, Z_2 .²²⁾

Etter denne utvidelsen antar ligningene for kjøp av henholdsvis ikke-varige og varige goder formen

$$(2.53) \quad q_{i1}X_{i1} = \gamma_{i1} + \beta_i V_1^C + \lambda_{i1}Z_{11} + \lambda_{i2}Z_{21} \quad i \in I,$$

$$(2.54) \quad s_{i1}X_{i1} = (1-\mu_i)(\gamma_{i1} + \beta_i V_1^C) - (1-\mu_i-\delta_i)s_{i1}H_{i0} \\ = \lambda_{i1}Z_{11} + \lambda_{i2}Z_{21} \quad i \in V.$$

De tilhørende ligninger for konsumverdien av de varige goder blir

$$(2.55) \quad s_{i1}H_{i1} = (1-\mu_i)(\gamma_{i1} + \beta_i V_1^C) + \mu_i s_{i1}H_{i0} \\ + \lambda_{i1}Z_{11} + \lambda_{i2}Z_{21} \quad i \in V.$$

Vi ser av (2.53) og (2.55) at oppsummeringsbetingelsen $\sum_{i \in I} q_{i1}X_{i1} + \sum_{i \in V} s_{i1}H_{i1} = V_1^C$ nå ikke automatisk blir oppfylt selv om $\sum \beta_i = 1$ og $\sum \gamma_{i1} = 0$. Dette skyldes tregheten vi har innført i ligningene for de varige goder ($\mu_i > 0$, $i \in V$)²³⁾ og er et problem vi vil møte uansett om vi pålegger at koeffisientene til de finansielle variablene skal summere seg til null ($\sum \lambda_{i1} = \sum \lambda_{i2} = 0$) eller ikke. Ved implementering av systemet i et større modellsystem kan denne oppsummeringsfeilen skape visse problemer, som vi ikke skal gå nærmere inn på her.

I uttestingen av modellen har vi forsøkt begge de skisserte metoder for å ta hensyn til reaksjonstregheter og finansieringsrestriksjoner. Se avsnitt 4.2 og 5.2.

Det er verdt å bemerke at finansielle variable opptrer på to måter i konsummodellen som helhet. For det første representerer kredittvariabelen i funksjonen for totalkonsumet en *generell* effekt som virker i samme retning på alle goder. Styrken bestemmes av de marginale konsumtilbøyeligheter β_i . For det annet representerer variablene Z_1 (og Z_2) i fordelingsrelasjonene de *godespesifikke* virkningene (positive eller negative) av finansieringsrestriksjonene. Styrken og retningen av disse bestemmes av koeffisientene λ_i (resp. λ_{i1} og λ_{i2}).

22) De nøyaktige definisjoner av Z_1 og Z_2 vil vi komme tilbake til i avsnitt 4.2.

23) Selv om vi hadde innført reaksjonstregheter, begrunnet med vanedannelse, også i ligningene for de ikke-varige godene, ville vi ikke kunne bli kvitt denne forskjellen.

3. DATAGRUNNLAGET

I dette kapitlet vil vi presentere konsumutgiftsgrupperingen i KVARTS og gi en oversikt over de viktigste delene av datamaterialet som er brukt ved estimering av konsummodellen. Vi vil herunder spesielt redegjøre for metodene for beregning av serier for beholdninger og brukerpriser for varige konsumgoder og serier for modellens inntektsvariable. Hovedprinsippene beskrives her; nærmere detaljer er gitt i appendiks A, B og C.

3.1. Kvartalsvis nasjonalregnskap. Kjøpsutgiftsprinsippet. Begrepet "varig gode". Gruppering av kon- utgiftene.

Det primære datagrunnlag for konsummodellen - som for KVARTS forøvrig - er kvartalsvise nasjonalregnskaper. Derfra hentes tallseriene for konsum i faste og løpende priser for de enkelte konsumgrupper og faktorinntektstall for de enkelte produksjonssektorer. Faktorinntektstallene inngår i beregningen av husholdningssektorens inntekter. (Se avsnitt 3.4.)

Ved konsumberegningene i nasjonalregnskapet følges som hovedregel, av registreringsmessige grunner og i tråd med internasjonale anbefalinger, et *kjøpsprinsipp*. Godene regnes som konsumert i den periode (det kvartal) de anskaffes. Nasjonalregnskapet registrerer altså ikke lager av konsumgoder i husholdningene og tar som hovedregel heller ikke hensyn til at noen av godene er varige i den forstand at de yter konsumtjenester over flere kvartaler. Det gis følgelig ikke opplysninger om konsumtjenestene fra de varige godene, verken i verdi eller volum.

Fra dette kjøpsprinsippet er det ett viktig unntak, nemlig for *boligtjenester*, hvor det registreres en beregnet husleie, som i prinsippet inkluderer renteutgifter og reparasjons- og vedlikeholdsutgifter på boligkapitalen. Boliger er med andre ord det eneste varige konsumgode hvor det brukerverdisynspunktet som vi gjorde gjeldende i avsnittene 2.2 og 2.3, er blitt tatt til følge i nasjonalregnskapet.¹⁾ I KVARTS betraktes derfor kjøp av boligtjenester som en utgift til konsumtjenester, altså som kjøp av et ikke-varig gode. Teorien for varige konsumgoder kommer til anvendelse bare for de varige goder hvor utgiftsregistreringene i nasjonalregnskapet skjer etter kjøpsprinsippet, dvs. biler, møbler, elektriske husholdningsartikler etc.²⁾

Grensen mellom varige og ikke-varige goder er i praksis vanskelig å trekke. I prinsippet kan konsumgoder klassifiseres etter en (nesten) kontinuerlig skala med hensyn til varighet. Det ene ytterpunktet danner goder som "brukes opp" så å si i det øyeblikk de kjøpes og betales, f.eks. et kino- eller restaurantbesøk. Det andre ytterpunktet representerer goder som yter konsumtjenester over et meget langt tidsrom uten å "slites ned", f.eks. et maleri eller en antikvitert. Med referanse til modellen i avsnitt 2.2 kan vi si at de første er *perfekte ikke-varige goder*, med depresieringsrate $\delta_i = 1$, mens de siste er *perfekte varige goder*, med depresieringsrate $\delta_i = 0$. (Jfr. ligningene (2.6) og (2.8) og tolkningen av dem.) Det er verdt å merke seg at klassifiseringen av godene langs en slik skala vil være avhengig av lengden av den registreringsperiode en benytter. Jo kortere periodelengden er, desto færre goder vil bli (perfekte) ikke-varige goder og desto flere vil bli varige etter denne definisjonen. Omvendt, "i det lange løp" vil nesten alle goder for praktiske formål kunne betraktes som ikke-varige; differansen mellom kjøp og konsum opptrer da bare som "krusninger på overflaten". Se Biørn og Jensen (1983) for en utdyping av dette.

Ved klassifisering av konsumgodene som varige eller ikke-varige er det altså forholdsvis subtile nyanser man har med å gjøre. I prinsippet burde antagelig δ_i estimeres på lik linje med de andre parametre i modellen. Datamulighetene setter imidlertid nokså snevre grenser for hvor sofistikerte man kan være i praksis. I KVARTS har vi valgt å klassifisere som varige bare de goder som er det etter gjengs språkbruk og som det er mulig å skaffe rimelig pålitelige beholdningstall for.

1) Teknisk sett klassifiserer nasjonalregnskapet kjøp av boliger som investering i produksjonssektoren "Produksjon av boligtjenester". Se Fløttum (1980), avsnittene 5.3.1 og 5.3.3.

2) Relasjonene for investering i boligkapital skiller ut som egen modellblokk i KVARTS - slik praksis er i de fleste andre kvartalsmodeller - men vil ha viktige bindeledd til konsummodellen. Modellblokken for boliginvestering behandles ikke i denne rapporten.

De varige konsumgodene er delt i to grupper. Biler og andre transportmidler skilles ut som egen gruppe, dels fordi kjøpet av disse godene erfaringsmessig er særlig konjunkturfølsomt, dels fordi biler, i motsetning til de fleste andre varige konsumgoder, hovedsakelig er importerte varer, og dels fordi gruppen datamessig er best dekket. Den andre gruppen omfatter møbler og elektriske husholdningsapparater (komfyrer, kjøleskap, vaskemaskiner etc.) og varige fritidsgoder (fjernsyns- og radiomottakere, stereoanlegg, fritidsbåter mv.).

Blant de ikke-varige goder har vi valgt å skille matvarer ut som egen gruppe, da disse varene gjennomgående er mindre følsomme overfor inntekts- og prisvariasjoner enn resten av konsumet. Resten av de ikke-varige goder er samlet i én gruppe, som omfatter blant annet drikkevarer og tobakk, elektrisitet, brensel og driftsutgifter til egne transportmidler. Som en mellomgruppe "mellom" de varige og ikke-varige goder har vi - etter mønster fra utenlandske kvartalsmodeller - innført gruppen "halv-varige" goder. Den inneholder blant annet klær og skotøy, sportsutstyr, bøker etc. og er altså forholdsvis inhomogen. I modellen behandles den imidlertid på samme måte som de ikke-varige goder, dvs. vi setter dens depresieringsrate lik én a priori. Denne forenklingen skyldes først og fremst at det er svært vanskelig å skaffe pålitelige anslag for husholdningssektorens beholdninger av disse godene.

Tjenestekonsumet er delt i to, idet utgifter til boligjenester er skilt ut som egen gruppe - av de grunner som er nevnt ovenfor. Den andre gruppen omfatter, foruten bruk av offentlige transportutgifter, helsepleie og andre tjenester, også nordmenns utgifter til konsum i utlandet. Motposten, utlendingers konsum i Norge, er betraktet som fradragspost i denne tjenestegruppen, idet vi for enkelhets skyld regner med at de utenlandske turistenes utgifter i det alt vesentlige er rettet mot tjenester i denne gruppen.

Dette resulterer i en inndeling med følgende 7 konsumkategorier (med tilhørende kodenumre):

00	Matvarer
10	Andre ikke-varige forbrugsgoder
20	Halv-varige forbrugsgoder
30	Kjøp av egne transportmidler
40	Kjøp av andre varige forbrugsgoder
50	Boligtjenester
60	Andre tjenester

En detaljert oversikt over innholdet av de enkelte postene er gitt i appendiks A.³⁾ Summen gir nordmenns totale konsum (i Norge eller i utlandet).

Ved beregning av fastprisserier i nasjonalregnskapet skiftes det, som kjent, jevnlig basisår, og en *kjeding* har vært nødvendig for å få sammenhengende serier til estimeringsarbeidet. Dessuten er konsumtallene beregnet på et mer disaggregert nivå enn det som er spesifisert ovenfor, og de må derfor aggregeres for å kunne brukes i modellen. Resultatet er ikke uavhengig av i hvilken rekkefølge kjedingen og aggregeringen skjer. Siden kjeding av to fastprisserier må antas å bli desto bedre jo mer ensartet prisutvikling komponentene i gruppene har, vil det være å foretrekke å utføre kjedingen på det mest dis-aggregerte nivå. Vi har derfor valgt å kjede først å deretter aggregere fastpristallene til KVARTS-nivå. De tilhørende prisindekser blir Paasche-indekser og fremkommer som forholdet mellom tallene i løpende verdi og fastpristallene.

De kjedede serier har basisår 1975 = 1.00, dvs. de kvartalsvise prisindekser for 1975 har gjennomsnittsverdi lik 1. Tidsseriene er gjengitt i tabell 1 og 2 i datavedlegget.

3) Konsumgrupperingen er, som andre klassifikasjoner i KVARTS, koordinert med de tilsvarende inndelinger i årsmodellen MODAG. (Se Cappelen, Garaas og Longva (1981).) De 19 konsumgruppene i MODAG kan aggregeres direkte til de 7 gruppene i KVARTS. MODAG-inndelingen er forøvrig underlagt den restriksjon at de 19 konsumgruppene skal kunne aggregeres til standardgrupperingen i nasjonalregnskapet, 9-grupperingen. Implisitt legger dette også et bånd på inndelingen i KVARTS. Overgangen fra nasjonalregnskapets grupperinger til MODAG'S 19 grupper og videre til de 7 gruppene i KVARTS er vist i appendiks A.

3.2. Serier for beholdninger av varige konsumgoder

Teorigrunnlaget for konsummodellen i kapittel 2 trekker et viktig skille mellom beholdningen av varige konsumgoder - som indikator for tjenestestrømmen fra disse godene - på den ene siden og kjøpet av godene på den annen. Siden nasjonalregnskapet som nevnt bygger på kjøpsprinsippet, har det derfor vært nødvendig å konstruere serier for beholdningen av de to gruppene av varige konsumgoder - 30 Kjøp av egne transportmidler og 40 Kjøp av andre varige forbrugsgoder - som korresponderer med kjøpstallene i nasjonalregnskapet.

Vi forutsetter at det som gir konsumentene nytte, er de varige godenes *tjenesteytende kapasitet* i den enkelte periode (variabelen H_{it} i nyttefunksjonen (2.5)). Formuesverdien antar vi er irrelevant for nyttevurderingene. Dette er realistisk når vi ser bort fra "statusmotivet" for å ha formue plassert i konsumkapital - det at et nytt kapitalobjekt, med høy formuesverdi, kan gi høyere "status" enn et eldre, selvom godenes tjenesteytende kapasitet i øyeblikket er den samme. For å beregne denne kapasiteten gjør vi den forenkende forutsetning at de varige godene beholder hele sin tjenesteytende evne fra de anskaffes til de utrangeres et visst antall perioder senere. Vi forutsetter altså at den tekniske depresiering har en form som svarer til plutselig utrangering ("one horse shay"). Dermed vil depresieringsraten, dvs. forholdet mellom volumet av utrangeringen i en periode og beholdningen ved periodens begynnelse, ikke vil være konstant slik (2.6) forutsetter, men hvis L betegner konsumgodets levetid, vil den være lik

$$(3.1) \quad DC = \frac{1}{L}$$

som en første ordens tilnærming. Formelen gjelder eksakt hvis beholdningen er konstant, slik at kjøpet av ny kapital i hver periode akkurat dekker depresieringen. Hvis kjøpet vokser over tiden, vil den føre til en viss overestimering av depresieringsraten.

For *konsumkategori 30* Kjøp av egne transportmidler er det foretatt uavhengige beregninger av tids-serier for kjøpet ($C30_t$) og beholdningen ($HC30_t$) - se appendiks B. Den tilhørende tidsserie for depresieringen (utrangeringen) blir da bestemt ved

$$(3.2) \quad DEPR30_t = C30_t - (HC30_t - HC30_{t-1}),$$

som gir følgende *tidsserie for depresieringsraten*:

$$(3.3) \quad DC30_t = \frac{DEPR30_t}{HC30_{t-1}} = 1 - \frac{HC30_t - C30_t}{HC30_{t-1}},$$

og dermed vil

$$(3.4) \quad HC30_t = (1-DC30_t)*HC30_{t-1} + C30_t$$

gjelde for alle t . Denne ligningen, som er det empiriske motstykket til (2.6), knytter forbindelsen mellom kjøp og beholdning i modellen.

For *konsumkategori 40* Kjøp av andre varige forbrugsgoder er det først beregnet et anslag for konsumentenes beholdning ved utgangen av året 1973. Deretter er det, ved rekursiv anvendelse av formelen

$$(3.5) \quad HC40_t = (1-DC40)*HC40_{t-1} + C40_t,$$

hvor $C40$ er kjøpet, $HC40$ beholdningen og $DC40$ depresieringsraten, beregnet tidsserier for beholdningen. Depresieringsraten er her anslått ved formel (3.1) på grunnlag av et a priori anslag for gjennomsnittlig levetid (brukstid) til de goder som inngår i denne gruppen. (For detaljer, se appendiks B.)

Denne beregningsmåten innebærer altså at depresieringsraten blir en tidsfunksjon for gruppe 30 og en konstant parameter for gruppe 40. Resultatet er gjengitt i tabell 3, kolonne 1, 2, 4 og 5 i datavedlegget.

3.3. Serier for brukerpriser på varige konsumgoder

Utgangspunktet for beregning av tidsserier for den implisitte brukerprisen på konsumkapital (prisen på tjenester fra konsumkapitalen) er ligning (2.8). For konsumgruppe k ($k=30, 40$) skriver vi den på formen

$$(3.6) \quad SCK_t = PCK_t * [1 - \frac{(1 - DCK)}{1 + RR_t} (1 + \Delta PCK_t)] \quad (k=30, 40),$$

hvor PCK er prisindeksen for kjøp av gruppe k ifølge det kvartalsvise nasjonalregnskapet, DCK depresieringsraten, RR rentesatsen og ΔPCK prisstigningsraten, definert som⁴⁾

$$(3.7) \quad \Delta PCK_t = \frac{PCK_t}{PCK_{t-1}} - 1.$$

Både DCK , RR og ΔPCK er rater pr. kvartal,⁵⁾ slik at serien for SCK_t representerer en kvartalsvis brukerpris.

Som indikator for RR bruker vi en (gjennomsnittlig) rentesats for langsiktige bankinnskudd i forretningsbanker. Innskuddsrenten er valgt dels av datamessige grunner og dels ut fra den antagelse at et flertall av husholdningene anser kjøp av varige konsumgoder som et alternativ til sparing i finansobjekter. (Jfr. avsnitt 2.3.) Utlånsrentesatsene er forøvrig som regel sterkt korrelert med innskuddsrentesatsene, så dette valget spiller liten rolle for de relative variasjoner i brukerprisene. Vi tar ikke hensyn til eventuell skatt på renteinntektene, idet vi regner med at de for flertallet av husholdninger i observasjonsperioden har ligget under fribeløpet for inntektsbeskatning av renteinntekter.⁶⁾ Depresieringsratene er betraktet som konstante, lik de inverse av de tilhørende levetider (jfr. (3.1)) - både for biler og andre varige forbruksgoder. Grunnen til at vi for biler ikke benytter tidsserien (3.3) er at de *normale* levetidene må antas å være den informasjon om depresieringsstrukturen som husholdningene sitter inne med og tar hensyn til når de treffer beslutninger om kjøp av varige konsumgoder.⁷⁾ Jfr. tabell 3, kolonne 3 og 4, i datavedlegget.

Tidsserier for brukerprisene SCK beregnet ved (3.6), med ΔPCK definert ved (3.7), er gjengitt i figur 3.1 og 3.2. Vi ser at det er meget store variasjoner i disse seriene. Dette betyr at selv om de direkte priselastisiteter er lave, vil variasjonene i konsumentenes ønskede beholdning av godene kunne bli store.⁸⁾ I de kvartaler da brukerprisene kommer ut med negative verdier - og oppfattes

4) Vi forutsetter altså foreløpig at konsumentene bruker prisstigningsraten i siste kvartal som "prognose" for prisstigningsraten fra inneværende til neste kvartal.

5) Omregningen fra år til kvartal er foretatt på følgende måte: Om DC_K betegner depresieringsraten pr. kvartal og DC_A depresieringsraten pr. år, setter $DC_A = 1 - (1 - DC_K)^4$. Rentensatsen er behandlet på analog måte.

6) Ordningen med skattefri banksparing (sparing med skattefradrag), som har vært gjeldende siden 1967, er et ytterligere argument for ikke å skattekorrigere rentesatsen, idet skattefrihet for sparing under visse forutsetninger kan vises å være ekvivalent med skattefrihet for renteinntekter. (Se f.eks. Musgrave (1959), kapittel 12B.)

7) Umiddelbart kan det synes som om denne beregningsmåten, altså formel (3.1), er inkonsistent med antagelsen om geometrisk depresiering (utrangering) av konsumkapitalen som formel (2.8) ovenfor bygger på. Tilnærmet gir de imidlertid samme resultat. Dette ser vi på følgende måte: Den eksakte formel for brukerprisen i tilfellet da kapitalen beholder hele sin produktive kapasitet i hele levetiden, L , og deretter utrangeres, er

$$SCK = \frac{PCK}{\sum_{i=1}^L (1+\rho)^{-i}} = PCK * \frac{\rho}{1 - (1+\rho)^{-L}},$$

altså kjøpsprisen dividert med nåverdien av en etterskuddsannuitet på 1 krone over L perioder med ρ som diskonteringsrente. Anvender vi Taylor's formel på det siste uttrykket, finner vi at det tilnærmet er lik $\rho + 1/L$. Setter vi her ρ lik realrenten ved investering i konsumkapital, altså $\rho = RR - \Delta PCK$, får vi

$$SCK \approx PCK * [RR + \frac{1}{L} - \Delta PCK].$$

Dette er tilnærmet samme resultat som (3.6) med DCK satt lik $1/L$ gir.

8) Jfr. henvisningen til "friksjonsløshetsproblemet" i neo-klassisk investeringsteori i kapittel 2, fotnote 19.

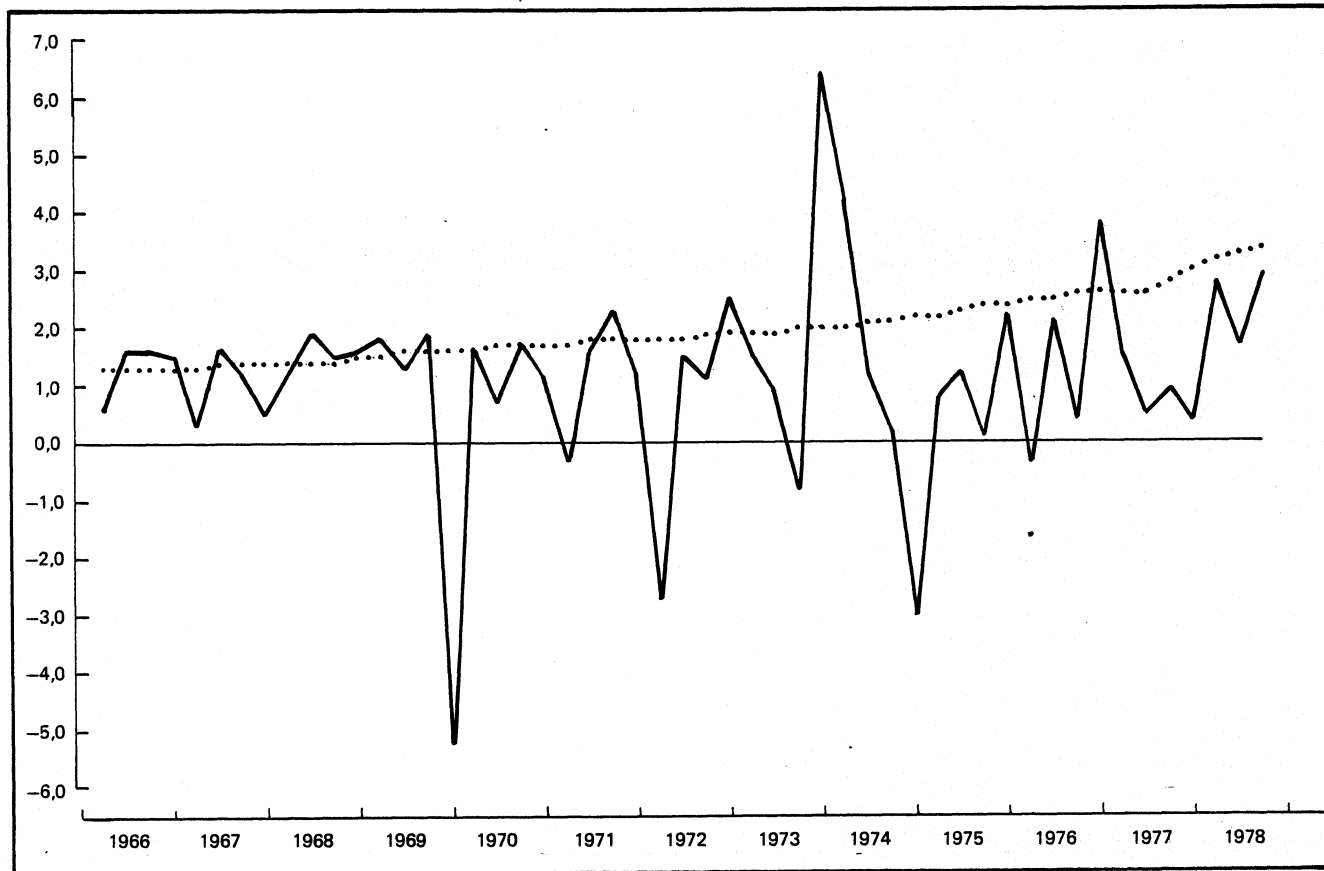
slik av husholdningene - vil ønsket beholdning være uendelig stor hvis vi skulle tolke teorien strengt. Endringene i ønskede beholdninger ville på sin side bety store variasjoner i de ønskede bruttoinvesteringer, eller kjøpene, og det er hovedsakelig svingninger i ΔPCK som er årsak til disse. Dette er et velkjent problem i neo-klassisk investeringsteori, og det blir der økonometrisk ofte forsøkt "løst" ved å pålegge kvantumstilpasningen til endrede brukerpriser betydelig tregghet. I noen grad har vi forsøkt å innføre slike treggheter i konsummodellen (se avsnitt 2.5), men vi har i tillegg forutsatt at konsumentene tilpasser seg en *forventet* "normal" brukerpris ut fra følgende resonnement:

Innskuddsrentesatsen (RR) kan betraktes som er administrert pris som det - iallfall i den periode vårt observasjonsmateriale dekker - har knyttet seg liten usikkerhet til, og den har heller ikke variert så mye i perioden. Depresieringsratene DCk er, som nevnt, betraktet som konstante. Hovedårsaken til de store variasjonene som fremkommer i de uglattede brukerprisene i figur 3.1 og 3.2, må derfor være at prisstigningstakten, ΔPCK , har fluktuert sterkt. Vi har valgt å forutsette at husholdningenes forventninger om fremtidig prisstigningsrate dannes på følgende måte:

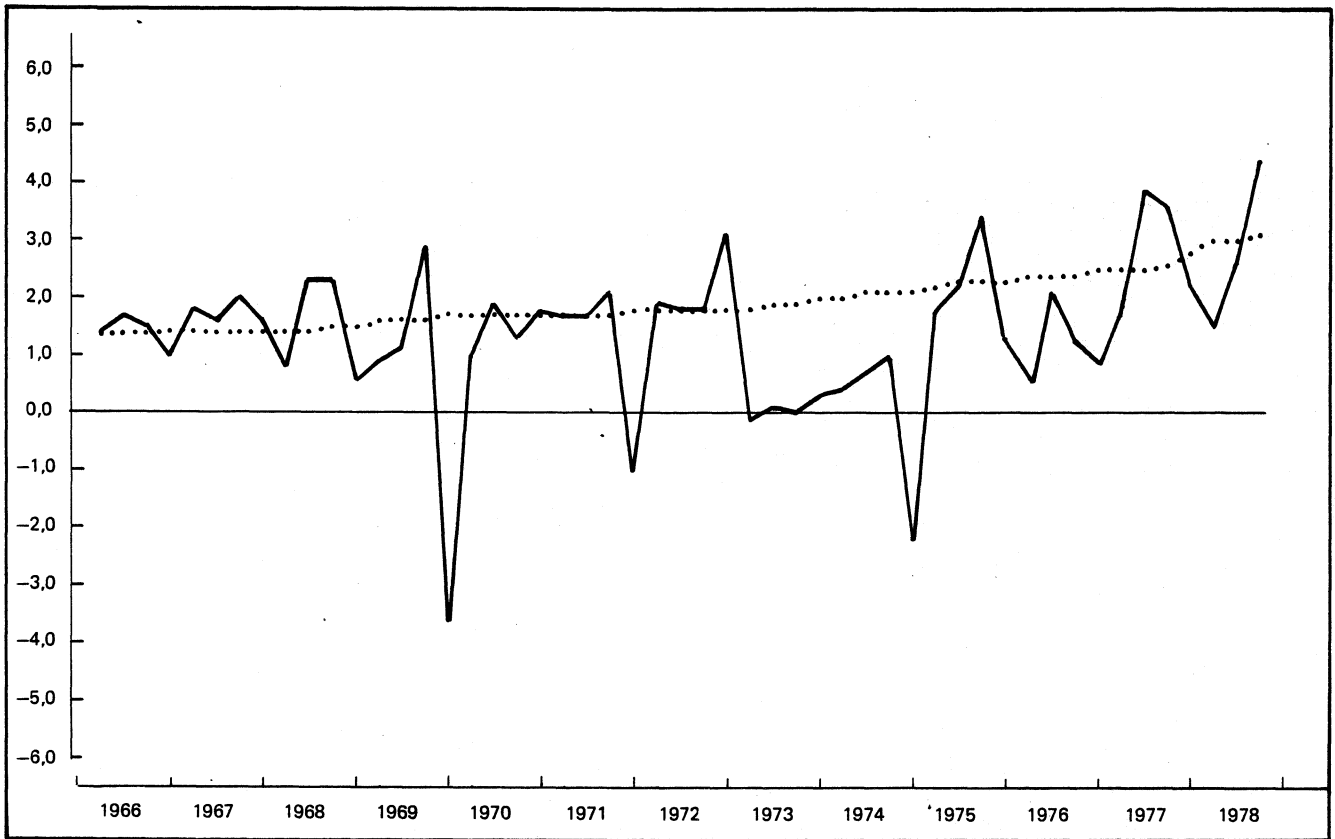
$$(3.8) \quad \hat{\Delta PCK}_t = \lambda \Delta PCK_t + (1-\lambda) \hat{\Delta PCK}_{t-1} \quad (k=30, 40),$$

hvor λ symboliserer forventningsverdier, og at det er disse som har vært motiverende for tilpasningen i kvartal t . Denne hypotesen innebærer at forventninger om fremtidig prisstigning dannes som et veiet gjennomsnitt av tidligere observert prisstigning, hvor vektene er geometrisk avtagende, med en gjennomsnittlig tidsforskyvning på $(1-\lambda)/\lambda$ kvartaler. Etter en del eksperimentering, som det er gjort nærmere rede for i avsnitt 5.2, ble λ fastsatt til 0.015, hvilket impliserer en gjennomsnittlig tidsforsinkelse på hele 16 år (!). De glattede seriene for brukerprisene er også vist i figur 3.1 og 3.2. Utfra dette er det selvsagt vanskelig å holde fast ved vår tolkning om at glattingen av ΔPCK *bare* representerer tregghet i forventningsdannelsen.

FIGUR 3.1. BRUKERPRIS (KVARTALSVIS RATE) FOR KONSUMKATEGORI 30 EGNE TRANSPORTMIDLER. UGLATTET OG GLATTET SERIE



FIGUR 3.2. BRUKERPRIS (KVARTALSVIS RATE) FOR KONSUMKATEGORI 40 ANDRE VARIGE FORBRUKSGØDER. UGLATTET OG GLATTET SERIE



3.4. Inntektsvariablene

Fordi det kvartalsvise nasjonalregnskapet foreløpig er lite utbygd på inntektssiden, har det vært nødvendig med et ganske omfattende beregningsarbeid for å skaffe seriene for husholdningenes disponible inntekt til konsummodellen. Leddene i beregningen er dokumentert i appendiks C.

Et hovedproblem gjelder overgangen fra *faktorinntekter* (dvs. inntekter opptjent i de enkelte produksjonssektorer) til *husholdningsinntekt*. Husholdningssektoren disponerer utbetalt lønn i sin helhet og en viss andel av driftsresultatet, etter fradrag av verdien av depresiering av produksjonskapitalen. Disse fordelingsandelene er beregnet på grunnlag av årsdata. La Y_{Wi} og Y_{Ei} betegne henholdsvis utbetalt lønn og netto driftsresultat i produksjonssektor i og A_i husholdningenes andel av driftsresultatet i denne sektoren. Inntekten består dessuten av opptjente renter (RR_{MH}), etter fradrag av betalte renter (RR_{BH}), og trygdeytelser (RUH) samt husholdningenes andel av "imputerede" renter i livsforsikring (RR_{FORS}). Husholdningssektorens samlede inntekt før skatt i kvartal t blir dermed

$$(3.9) \quad YH_t = \sum_i Y_{Wi}_t + \sum_i A_i Y_{Ei}_t + RR_{FORS}_t + RR_{MH}_t - RR_{BH}_t + RUH_t.$$

Påløpne skatter, $TDPH$, beregnes ved å sette bruttoinntekten eksklusive rentevariablene, Y_{HSKATT} , inn i en skattefunksjon av følgende generelle form:

$$(3.10) \quad TDPH_t = f(Y_{HSKATT}_t, \dots) + TDPH_t^*,$$

hvor $TDPH^*$ er et eksogent tilleggsledd. (Detaljer er gitt i appendiks C.) Disponibel inntekt fremkommer som

$$(3.11) \quad RH_t = YH_t - TDPH_t.$$

Dette svarer til disponibel inntekt etter vanlig definisjon, men fordi vi i modellen representerer konsumet av varige goder ved verdien av konsumtjenestene og ikke ved kjøpsutgiften, er det ikke denne inntekten som opptrer som argument i makro-konsumfunksjonen. (Se avsnitt 2.4.) Vi må legge til en beregnet rente på verdien av konsumkapitalen, definert som

$$(3.12) \quad YHC_t = RR_t * (PC_{30}_t * HC_{30}_{t-1} + PC_{40}_t * HC_{40}_{t-1}),$$

hvor RR , PC_k og HC_k er definert som i avsnittene 3.2' og 3.3 ovenfor. Denne "imputerede" inntekten er skattefri i det norske inntektsskattesystemet, og den inngår derfor ikke i skattefunksjonen (3.10). Den korrigerede inntekten - som altså er inntektsvariabelen i makrokonsumfunksjonen i KVARTS (jfr. ligning (2.40)) - blir da

$$(3.13) \quad RHP_t = RH_t + YHC_t = YH_t + YHC_t - TDPH_t.$$

Tidsseriene for de sentrale inntektskomponenter er gitt i tabell 4 og 5 i datavedlegget.

4. ØKONOMETRISK SPESIFIKASJON

Teoridiskusjonen i kapittel 2 gav egentlig bare rammen om en forholdsvis vid klasse av konsummodeller. Både funksjonen som bestemmer totalkonsumet og fordelingsrelasjonene kan utformes på flere måter, og vi har ennå ikke tatt opp spørsmålet om behandling av sesongvariasjoner, som selvsagt også har med den økonometriske spesifisering av modellen å gjøre. Vi starter med det siste spørsmålet og gir deretter en oversikt over de modeller og varianter vi har valgt ut for økonometrisk uttesting.

4.1. Behandling av sesongvariasjoner

Kvartalsserier for økonomiske variable viser som regel systematiske svingninger over året i tillegg til en underliggende tendens. Variasjonene over året kalles gjerne sesongvariasjoner, og de antas ofte å ha sin endelige forklaring i "ikke-økonomiske forhold". Den underliggende tendens, ofte kalt den trendcykliske komponent i tidsserien, antas derimot bestemt av økonomiske faktorer. Det er ikke vanskelig å konstatere at de fleste av tidsseriene for de variable i konsummodellen inneholder sesongvariasjoner.¹⁾ Dette gjelder spesielt kvantumsvariablene, men styrken i utslagene varierer. Eksempelvis er sesongkomponentene i beholdningen av varige forbrugsgoder og konsumet av boligjenester statistisk insignificant. Markerte sesongkomponenter finner vi derimot i totalkonsumet, sparingen, likviditetsvariablene og utgiftene til kjøp av halv-varige og varige forbrugsgoder. For de sistnevnte kan nivået i "høysesongen" ligge opptil 40 prosent høyere enn i "lavsesongen".

Det er utilfredsstillende å formulere en modell som neglisjerer dette faktum. I så fall ville vi komme til å "belaste" modellens restledd med komponenter som varierer systematisk over året, noe som både ville kunne påvirke estimatenes egenskaper og komplisere tolkningen av resultatene. Økonometrisk kan sesongvariasjonene behandles på flere måter.

For det første kan vi prøve å eliminere sesongkomponenten i dataseriene på forhånd ved en form for *glatting* av de observerte originalseriene og legge de sesongjusterte data til grunn for formuleringen av modellen. *Sesongjusteringen betraktes dermed som en prosess som helt kan adskilles fra modellformuleringen og estimeringen.* Et eksempel på en slik sesongjusteringsmetode er den såkalte X-11-metoden, som er hyppig brukt ved sesongjustering av korttidsstatistikk i Norge og andre land. Wallis (1974) viser at den kan tilnærmes til et lineært filter (et bevegelig gjennomsnitt) på følgende måte:

$$(4.1) \quad z_t^r = \sum_{-m}^m a_j z_{t+j} \quad (a_j = a_{-j}),$$

hvor $\{z_t\}$ er originalserien, $\{z_t^r\}$ den justerte serie, og a_j vektor bestemt slik at de glatter ut eller fjerner sesongkomponenten i $\{z_t\}$ i henhold til et mer eller mindre vilkårlig optimalitetskriterium.²⁾

Fra et økonometrisk synspunkt lider imidlertid denne metoden av flere svakheter. Vi nevner tre. (i) Metoden innebærer at $m+1$ parametre a_j må bestemmes. Dette betyr et tap av frihetsgrader som ikke kompenseres selv om det gjøres visse korreksjoner i "halene" på tidsserien for å få $\{z_t^r\}$ like lang som originalserien $\{z_t\}$. Dette tapet av frihetsgrader er det forøvrig lett å overse når man benytter sesongjusterte data. En overvurdering av antall frihetsgrader vil resultere i en overvurdering av estimatenes signifikans, f.eks. ved t- og F-tester. (Jfr. f.eks. Maddala (1979, s. 340).) (ii) Det er uklart hva en mekanisk glatting som (4.1) egentlig gjør med tidsseriene. Ikke bare vil deres *autoregressive struktur* kunne endres vesentlig - det kan skapes kunstig autokorrelasjon i de variable - også strukturen i *samvariasjonen mellom variable* vil kunne påvirkes. Spesielt når en benytter sesongjusterte data til å estimere tidsforskyvninger mellom variable ("lag-fordelinger"), kan dette være et alvorlig problem.³⁾ (iii) Glatting ved hjelp av et lineært filter vil vanligvis påvirke rent definisjonsmessige sammenhenger mellom variable: Sesongjustering av verditall og volumtall hver for seg gir ikke samme serier for de implisitte prisindekser som en ville få ved å justere prisindeksene direkte, sesongjustering av beholdningstall for en variabel (f.eks. beholdning av varige forbrugsgoder) gir et annet resultat enn sesongjustering av tilveksten i beholdningen (f.eks. kjøp av varige forbrugsgoder) etc. (Se Lovell (1966).) Det bringes derfor inn et element av vilkårlighet.

1) Dette kan f.eks. gjøres ved å regressere variablene (eller deres logaritmer) med hensyn på tiden og binærvariable for kvartal. Sesongvariasjoner kommer da til uttrykk ved at regresjonskoeffisientene til minst én av binærvariablene er signifikant forskjellig fra null, ifølge en t- eller F-test.

2) Sverdrup (1964, kap. X) gir en nærmere beskrivelse av sesongjustering ved bevegelig gjennomsnitt.

3) For utdypning av denne kritikken, se Wallis (1974).

Den andre måten å ta hensyn til sesongvariasjoner på består i å innføre *binærvariable* for *sesong* som tilleggsvariable i modellens ligninger - oftest på additiv form. Anvendt på kvartalsdata betyr dette at konstantleddene i ligningene gis et additivt skift fra kvartal til kvartal, uavhengig av bevegelsen i ligningenes strukturvariable.⁴⁾ Innføres sesongvariasjonene på *multiplikativ* form, betyr det at strukturdelen av ligningen opp- eller nedjusteres med samme prosent fra kvartal til kvartal. Dette kan være en mer realistisk hypotese hvis nivået av strukturvariablene endrer seg vesentlig over observasjonsperioden: En fordobling av nivået av konsumet kan tenkes å gi en fordobling av sesongutslagene etc.

For det tredje kan en prøve å *integrere sesongeffektene mer eksplisitt i modellstrukturen*. En ser da valget av sesongjusteringsmetode i relasjon til den spesifikke strukturmodell en benytter. Dette er en mer tilfredsstillende strategi, men samtidig mer krevende enn de to foregående, og det er den vi her primært vil forsøke å følge.

Hovedbegrunnelsen for dette er at konsummodellen fremtrer som et *system* av ligninger med følgende struktur: Total konsumutgift bestemmes som funksjon av inntekt og en del andre forklaringsvariable ved en konsumfunksjon. Denne utgiften spres videre på de enkelte goder ved et system av konsumfordelingsrelasjoner. Ved den økonometriske utforming av modellen ledes vi dermed nokså umiddelbart til å stille følgende spørsmål: Hvordan "oppstår" sesongvariasjonene i totalkonsumet til tross for at det ikke er utpreget sesong i inntekten og de fleste andre forklaringsvariable i konsumfunksjonen, og hvilken sammenheng er det mellom svingningene i totalkonsumet og sesongsvingningene for de enkelte goder? Disse spørsmålene leder til å forsøke å integrere sesongkomponentene i samtlige variable i modellstrukturen.⁵⁾

I *makrokonsumfunksjonen* har vi valgt å spesifisere sesongkomponenten som multiplikativ til strukturdelen av funksjonen. Lar vi strukturdelen, inklusive et additivt konstantledd, betegnes med $F(\dots)$ (jfr. (2.40)), innebærer dette at det observerte totalkonsum, som vi her betegner med y , uttrykkes ved

$$(4.2) \quad y = (\varepsilon_1 d_1 + \varepsilon_2 d_2 + \varepsilon_3 d_3 + d_4) F(\dots\dots\dots),$$

hvor d_k er lik 1 i kvartal k , 0 ellers, og ε_k er koeffisienter. Fjerde kvartal blir da basiskvartalet, og ε_1 , ε_2 og ε_3 representerer relativt sesongmessig avvik mellom dette kvartalet og henholdsvis første, annet og tredje kvartal. Denne spesifikasjonen, som altså bare krever tre parametre i tillegg til de opprinnelige, kan tolkes som avledet av en hypotese om at (i) $y = z + v$, hvor z er den trendcykliske komponenten i totalkonsumet og v sesongkomponenten og (ii) z er bestemt ved de trendcykliske komponenter i forklaringsvariablene i funksjonen F (inntekt, likviditet etc.) og endelig (iii) at sesongkomponentene samlet virker multiplikativt til F . Det siste kan være en vel restriktiv antagelse; den vil eksempelvis ikke være oppfylt hvis sesongkomponenten i inntekten virker på en helt annen måte enn sesongkomponenten i likviditeten. Men hvis vi skulle lempe på den, ville vi måtte øke parameterantallet i konsumfunksjonen - som allerede er ganske stort - betydelig. Vi har derfor ikke forfulgt denne ideen videre i det empiriske arbeidet.

Vi ser så på sesongeffektene i *fordelingsrelasjonene*. La y_i betegne den observerte verdi av konsumet av gode i i løpende priser; da er

$$(4.3) \quad y = \sum_{i=1}^N y_i.$$

Vi splitter y_i i to additive og uobserverbare komponenter:

$$(4.4) \quad y_i = z_i + v_i,$$

hvor z_i er den trendcykliske komponent og v_i er sesongkomponenten. Siden z er den trendcykliske kompo-

4) For en nærmere diskusjon av denne metode som sesongjusteringsmetode se Thomas og Wallis (1971).

5) En forholdsvis generell diskusjon av problemer og metoder ved spesifisering av sesongvariasjoner i simultane lineære ligningssystemer er gitt i Plosser (1979). Vår spesifikasjon fremtrer som er spesialtilfelle av det generelle opplegget som der diskuteres (se spesielt sidene 152-156).

nent i totalutgiften, er

$$(4.3) \quad z = \sum_{i=1}^N z_i .$$

Vi antar nå at konsumfordelingsrelasjonene er en teori som *forklarer fordelingen av den trend-
cykliske komponent i totalutgiften på de enkelte goder*. Dette betyr, med forenklet notasjon, når vi for enkelhets skyld sløyfer likviditets- og treghetsvariablene,

$$(4.6) \quad z_i = s_i \gamma_i + \beta_i (z - \sum_j s_j \gamma_j) \quad (i=1, \dots, N),$$

hvor $\sum_i \beta_i = 1$. Ved å benytte (4.3) - (4.5) kan denne ligningen omformes til

$$(4.7) \quad y_i = s_i \gamma_i + \beta_i (y - \sum_j s_j \gamma_j) + v_i - \beta_i v \quad (i=1, \dots, N),$$

hvor

$$(4.8) \quad v = y - z = \sum_{i=1}^N v_i .$$

Vi har dermed uttrykt konsumfordelingsrelasjonene som relasjoner mellom de observerbare variable y_i og y og de uobserverbare sesongkomponentene v_i . Det er denne utformingen av ligningssystemet vi må ta utgangspunkt i når vi skal modellere sesongeffektene. Det følger av (4.8) og oppsummeringsbetingelsen på β -ene at *sesongleddene i (4.7) summerer seg til null* når vi aggregerer over goder:

$$\sum_i (v_i - \beta_i v) = 0.$$

Hvis spesielt $v_i = \beta_i v$ for alle i , vil sesongleddene forsvinne for *samtlig*e goder. I klartekst vil dette bety at konsumentene ikke "ser noen forskjell på" sesongkomponenten i y og den trendcykliske komponenten når de bestemmer forbrukssammensetningen; den marginale konsumtilbøyelighet for gode i er lik β_i i begge tilfelle. Men dette er et ekstremt spesialtilfelle; vi vet for eksempel at "ferie- og fritidskonsumet" i tredje kvartal og julehandelen i fjerde kvartal slår sterkere ut i noen konsumposter enn i andre. For enkelte goder, f.eks. konsum av bolig tjenester, er det ingen nevneverdige sesongvariasjoner, dvs. $v_i \approx 0$.

En underliggende forutsetning for dette resonnementet er selvsagt at konsumentene mentalt er i stand til å splitte de observerte variable i en trendcyklisk komponent og en sesongkomponent og at de i sin tilpasning har forskjellig holdning til disse to komponentene. Vi skal ved 6 eksempler vise hvordan vi ved å knytte v -ene til binærvariablene d_1, \dots, d_4 kan behandle sesongvariasjoner parametrisert i ligningssystemet (4.7).

(i) Det første eksemplet, som vi kan kalle *enkel additiv sesong*, består i å sette v_i lik

$$(4.9) \quad v_i = \sum_{k=1}^4 \lambda_{ik} d_k \quad (i=1, \dots, N),$$

hvor d_k er definert som ovenfor og λ_{ik} -ene er konstanter: λ_{ik} representerer det additive skift i ligningen for gode i i kvartal k . Av (4.7) - (4.9) følger

$$(4.10) \quad y_i = s_i \gamma_i + \beta_i \left(y - \sum_{j=1}^N s_j \gamma_j \right) + \sum_{k=1}^4 \lambda_{ik} d_k \quad (i=1, \dots, N),$$

hvor

$$(4.11) \quad \lambda_{ik} = \lambda_{ik}^1 - \beta_i \sum_{j=1}^N \lambda_{jk}^1 \quad (i=1, \dots, N; k=1, \dots, 4).$$

Ligning (4.10) er etterspørselsfunksjonen for gode i uttrykt ved de observerbare variable y , s_j og d_k . Foruten strukturkoeffisientene β_i og γ_j opptrer sesongparametrene λ_{ik} . Siden de ifølge (4.11) er underlagt restriksjonene

$$\sum_{i=1}^N \lambda_{ik} = 0 \quad (k = 1, \dots, 4),$$

kan bare høyst $4N-4$ λ -parametre fastlegges fritt.⁶⁾

Vi kunne eventuelt legge ytterligere restriksjoner på λ -ene for å redusere parameterantallet og dermed "dimensjonen" på estimeringsproblemet. En nærliggende mulighet er for hvert gode å peke ut ett kvartal, det h -te, som "basiskvartal" og sette $\lambda_{ih} = 0$. Det vil redusere antall sesongparametre til $3N-4$, som er lik 17 i vårt tilfelle. Men også dette gir et betydelig antall tilleggsparametre i modellen, og det er vel verdt å forsøke mer "økonomiske" parametriseringer.

Ideen bak eksemplene (ii) - (vi) er å spesifisere λ_{ik}^1 i ligning (4.9) som produktet av to faktorer, en godespesifikk og en sesongspesifikk. I alle disse eksemplene lar vi den godespesifikke komponenten for gode i være konstant og lik β_i . Forskjellen ligger i antagelsen om den sesongspesifikke komponenten:

(ii) *Sesongspesifikk komponent konstant:*

$$(4.12) \quad \lambda_{ik}^1 = \beta_i \lambda_k.$$

(iii) *Sesongspesifikk komponent proporsjonal med den observerte verdi av totalkonsumet:*

$$(4.13) \quad \lambda_{ik}^1 = \beta_i \mu_k y.$$

(iv) *Sesongspesifikk komponent proporsjonal med den trendcykliske verdi av totalkonsumet:*

$$(4.14) \quad \lambda_{ik}^1 = \beta_i \mu_k z.$$

(v) *Sesongspesifikk komponent proporsjonal med differansen mellom observert totalkonsum og "minimumskonsumet" $\sum_j s_j \gamma_j$:*

$$(4.15) \quad \lambda_{ik}^1 = \beta_i \eta_k (y - \sum_j s_j \gamma_j).$$

(vi) *Sesongspesifikk komponent proporsjonal med differansen mellom trendcyklisk verdi av totalkonsumet og "minimumskonsumet" $\sum_j s_j \gamma_j$:*

$$(4.16) \quad \lambda_{ik}^1 = \beta_i \eta_k (z - \sum_j s_j \gamma_j).$$

6) De $4N$ opprinnelige koeffisientene λ_{ik}^1 er ikke identifiserbare i denne modellen med mindre det innføres tilleggsrestriksjoner.

Uten å tape generalitet kan vi her normere de godespesifikke koeffisientene slik at

$$(4.17) \quad \sum_{i=1}^N \beta_i = 1.$$

Dermed blir antall sesongparametre totalt lik $(N-1) + 4 = N + 3 = 11$ i hvert av eksemplene (ii) - (vi). Det følger nå av (4.8), (4.9) og (4.12) - (4.17) at

$$(4.18) \quad v_i = \beta_i v \quad (i=1, \dots, N),$$

hvor

$$(4.19) \quad v = \sum_k \lambda_k d_k \quad \text{i eksempel (ii),}$$

$$(4.20) \quad v = \sum_k \mu_k y d_k \quad \text{i eksempel (iii),}$$

$$(4.21) \quad v = \sum_k \mu_k z d_k \quad \text{i eksempel (iv),}$$

$$(4.22) \quad v = \sum_k \eta_k (y - \sum_j s_j \gamma_j) d_k \quad \text{i eksempel (v)}$$

$$(4.23) \quad v = \sum_k \eta_k (z - \sum_j s_j \gamma_j) d_k \quad \text{i eksempel (vi).}$$

Vi kan nå tolke β_i som gode i's andel av sesongkomponenten i totalkonsumet. Den gir andelen av en sesongmessig konsumøkning (-nedgang) som "tilfaller" ("skjer på bekostning av") gode i. Eksempel (ii) gir, som eksempel (i), en form for additiv sesong. Eksemplene (iii) - (vi) er varianter med multiplikativ sesong.

Ved å sette (4.18) - (4.23) inn i (4.7) får vi følgende uttrykk for konsumfordelingsrelasjonene:

$$(4.24) \quad y_i = s_i \gamma_i + \beta_i (y - \sum_j s_j \gamma_j) + \Delta_i \sum_k \lambda_k d_k \quad \text{i eksempel (ii),}$$

$$(4.25) \quad y_i = s_i \gamma_i - \beta_i \sum_j s_j \gamma_j + \{\beta_i + \Delta_i \sum_k \mu_k d_k\} y \quad \text{i eksempel (iii),}$$

$$(4.26) \quad y_i = s_i \gamma_i - \beta_i \sum_j s_j \gamma_j + \{\beta_i + \Delta_i \frac{\sum_k \mu_k d_k}{1 + \sum_k \mu_k d_k}\} y \quad \text{i eksempel (iv),}$$

$$(4.27) \quad y_i = s_i \gamma_i + \{\beta_i + \Delta_i \sum_k \eta_k d_k\} (y - \sum_j s_j \gamma_j) \quad \text{i eksempel (v),}$$

$$(4.28) \quad y_i = s_i \gamma_i + \{\beta_i + \Delta_i \frac{\sum_k \eta_k d_k}{1 + \sum_k \eta_k d_k}\} (y - \sum_j s_j \gamma_j) \quad \text{i eksempel (vi),}$$

hvor

$$(4.29) \quad \Delta_i = \beta_i' - \beta_i.$$

På grunn av oppsummeringsbetingelsene på β_i og β_i' er

$$(4.30) \quad \sum_{i=1}^N \Delta_i = 0.$$

Et interessant trekk ved eksemplene (iii) - (vi) er at sesongeffektene integreres i strukturen av etterspørselsfunksjonene på en slik måte at *de marginale konsumtilbøyeligheter blir sesongavhengige* (se (4.25) - (4.28)). Konsumtilbøyelighetene får dermed tre komponenter: en *trendcyklisk, godespesifikk komponent* β_i , en *godespesifikk sesongavvikskomponent* Δ_i og en *kvartalsspesifikk komponent*, ν_k eller η_k , hvor de to siste virker innbyrdes multiplikativt, men virker additivt til den første.

4.2. Sammenfatning. Tre modellvarianter

Det er, naturlig nok, bare et begrenset antall modellvarianter innenfor den klassen av modeller som er "utspilet" i avsnittene 2.4, 2.5 og 4.1 som vi har kunnet gjøre til gjenstand for økonometrisk analyse. For å begrense arbeidets omfang har vi måttet utelukke flere interessante hypoteser. Som en innledning til den empiriske del av rapporten vil vi her gi en oversikt over de spesifikasjonene vi har valgt ut.

Først en generell kommentar: Den teori vi har tatt utgangspunkt i, er en teori om en enkelt husholdnings (konsument) adferd. Vi vil imidlertid anvende den på aggregerte data for alle husholdninger. Det *aggregeringsproblemet* som logisk sett ligger imellom, tenker vi oss konvensjonelt "løst" ved en analogibetraktning, og siden vår estimeringsperiode dekker bare 13 år, og resultatene er tenkt brukt i en korttidsmodell, har vi funnet å kunne neglisjere den skalafaktoren som veksten i antall husholdninger representerer. Det er fristende her å sitere Cramer's noe kyniske kommentar til aggregeringsproblemet i en lignende sammenheng:

"In the absence of any further discussion aggregation is apparently accomplished without effort by mere analogy. It can reasonably be objected that this practice turns aggregation into a metaphysical process of doubtful validity. We shall have to get used to this, however,...." (Cramer (1971, s. 190).)

For *fordelingsrelasjonene* betrakter vi tre varianter (og spesialtilfelle av disse), som vi benevner som henholdsvis

- Beholdningsvarianten,
- Kjøpsvarianten og
- Stone-varianten.

Når det gjelder sesongvariasjonene, har vi gjennomgående valgt samme spesifikasjon i alle variantene, med en additiv utforming av sesongfaktorene. Noen erfaringer med multiplikative sesongfaktorer vil imidlertid også bli referert. (Se avsnitt 5.2.3.)

Vi definerer (jfr. avsnitt 3.1)

$$(4.31) \quad \begin{aligned} I &= (00,10,20,50,60) = \text{numrene på de ikke-varige goder,} \\ V &= (30,40) = \text{numrene på de varige goder.} \end{aligned}$$

Variant B: Beholdningsvarianten.

Den første varianten svarer til den som i avsnitt 2.5 ble kalt "metode 1 for behandling av reaksjonstreggheter og finansieringsrestriksjoner". Vi går fra nå av over til å bruke t som fotskrift for det løpende kvartal (tidligere 1) og dermed $t-1$ for det foregående (tidligere 0). Ligningen for etterspørselen etter ikke-varig gode nr. i , skrevet på kvantumsform, er (jfr. (2.42) og 2.46))

$$(4.32) \quad \begin{aligned} X_{it} &= \gamma_i + \frac{\beta_i}{q_{it}} (V_t^C - \sum_{j \in I} q_{jt} \gamma_j - \sum_{j \in V} s_{jt} \gamma_j) \\ &+ \sum_{k \in V} \eta_{ik} \frac{p_t^C}{q_{it}} H_{k,t-1} + \lambda_i \frac{Z_{1t}}{q_{it}} \\ &+ \sum_{h=1}^4 \xi_{ih} \frac{p_t^C}{q_{it}} d_{ht} + u_{it}, \quad i \in I, \end{aligned}$$

hvor Z_{1t} representerer likviditeten (pengemengden) i den private sektor ("M2-definisjon"), P_t^C er prisindeksen for totalkonsumet, $d_{ht} = 1$ i h-te kvartal, 0 ellers, u_{it} et stokastisk restledd og γ_i , β_i , η_{ik} , λ_i og ξ_{ih} er koeffisienter. Tolkningen av de øvrige variabelsymbolene er forklart tidligere. I denne varianten er, som navnet indikerer, etterspørselsfunksjonene for de varige godene spesifisert med beholdningene som avhengige variable (jfr. (2.44) og (2.47)):

$$(4.33) \quad H_{it} = \gamma_i + \frac{\beta_i}{s_{it}} (V_t^C - \sum_{j \in I} q_{jt} Y_j - \sum_{j \in V} s_{jt} Y_j) \\ + \sum_{k \in V} \eta_{ik} \frac{P_t^C}{s_{it}} H_{k,t-1} + \lambda_i \frac{Z_{1t}}{s_{it}} \\ + \sum_{h=1}^4 \xi_{ih} \frac{P_t^C}{s_{it}} d_{ht} + u_{it} \quad i \in V.$$

Ligningssystemet er underlagt følgende koeffisientrestriksjoner:

$$(4.34) \quad \sum_i \beta_i = 1, \\ \sum_i \eta_{ik} = \sum_i \lambda_i = \sum_i \xi_{ih} = 0 \quad \text{for } k \in V \text{ og } h=1, \dots, 4.$$

Siden ligningene (4.32) og (4.33) formelt inkluderer konstantledd, γ_i , kan vi for hver konsumgruppe få representert sesongeffektene bare ved tre koeffisienter - dvs. vi velger ett kvartal som *basiskvartal*.⁷⁾ I modellen opptrer følgelig bare $3 \times 7 = 21$ koeffisienter ξ_{ih} . Antall uavhengige koeffisienter når vi tar hensyn til (4.34), blir dermed⁸⁾

koeffisienter	antall
β_i	6
γ_i	7
η_{ik}	12
λ_i	6
ξ_{ih}	17,

dvs. ialt 48 koeffisienter.

Variant K: Kjøpsvarianten

Den andre varianten svarer til den vi i avsnitt 2.5 kalte "metode 2 for behandling av reaksjonstregheter og finansieringsrestriksjoner". Her er - som navnet indikerer - samtlige etterspørselsfunksjoner spesifisert på kjøpsutgiftsform. For ikke-varig gode nr. i setter vi (jfr. (2.53))

7) Men ikke nødvendigvis det samme for alle grupper.

8) Vi teller ikke her med depresieringsratene δ_i , siden de ikke er gjenstand for økonometrisk estimering; jfr. appendiks B.

$$(4.35) \quad X_{it} = \gamma_i + \frac{\beta_i}{q_{it}} (V_t^C - \sum_{j \in I} q_{jt} \gamma_j - \sum_{j \in V} s_{jt} \gamma_j) \\ + \lambda_{i1} \frac{Z_{1t}}{q_{it}} + \lambda_{i2} \frac{Z_{2t}}{q_{it}} \\ + \sum_{h=1}^4 \xi_{ih} \frac{P_t^C}{q_{it}} d_{ht} + u_{it} \quad i \in I,$$

mens etterspørselsfunksjonen for varig gode nr. i har formen (jfr. (2.54))

$$(4.36) \quad X_{it} = (1-\mu_i) [\gamma_i + \frac{\beta_i}{s_{it}} (V_t^C - \sum_{j \in I} q_{jt} \gamma_j - \sum_{j \in V} s_{jt} \gamma_j)] \\ - (1-\mu_i - \delta_i) H_{i,t-1} + \lambda_{i1} \frac{Z_{1t}}{s_{it}} + \lambda_{i2} \frac{Z_{2t}}{s_{it}} \\ + \sum_{h=1}^4 \xi_{ih} \frac{P_t^C}{s_{it}} d_{ht} + u_{it} \quad i \in V.$$

Som i Beholdningsvarianten representerer Z_{1t} pengemengden i den private sektor, mens Z_{2t} er et uttrykk for husholdningenes egenfinansieringsevne når det gjelder varige konsumgoder. Noe fullgodt mål for denne variabel er det vanskelig å finne. Vi har forsøksvis valgt å bruke disponibel inntekt i foregående kvartal fratrukket de samlede utgifter til kjøp av ikke-varige goder, som gir uttrykk for hva husholdningene i foregående kvartal samlet kunne disponere for investering i real- og finanskapital. Z_{2t} er altså en *strømningsvariabel*, mens Z_{1t} er en beholdningsvariabel. Videre er u_{it} et stokastisk restledd og γ_i , β_i , μ_i , λ_{i1} , λ_{i2} , δ_i og ξ_{ih} koeffisienter. Symbolene forøvrig har samme tolkning som ovenfor. Koeffisientene er underlagt følgende restriksjoner:

$$\sum_i \beta_i = 1$$

$$(4.37) \quad \sum_i \xi_{ih} = 0 \quad \text{for } h=1, \dots, 4,$$

slik at antall uavhengige koeffisienter blir

koeffisienter	antall
β_i	6
γ_i	7
$\lambda_{i1}, \lambda_{i2}$	14
μ_i	2
ξ_{ih}	17,

dvs. modellen inneholder ialt 46 koeffisienter.

Variant S: Stone-varianten

Den tredje varianten er den økonometrisk sett enkleste og svarer til det lineære utgifts-systemet (LES) (se avsnitt 2.1).⁹⁾ Den spesifiserer, i likhet med kjøpsvarianten, alle etterspørselsfunksjonene på kjøpsutgiftsform. Men her *opptrer varige og ikke-varige goder med nøyaktig samme funksjonsform*, og skillet mellom kjøpsutgift og konsumutgift bortfaller. Systemet av fordelingsrelasjoner blir dermed¹⁰⁾

9) Dette systemet er forøvrig formelt identisk med fordelingsrelasjonene i ELES-modellen, siden ELES kan betraktes som sammensatt av en makro-konsumfunksjon og et system av fordelingsrelasjoner av LES-form.

10) Formelt svarer dette til variant K, ligningene (4.35)-(4.36), med $\mu_i=0$ og $\delta_i=1$, idet $\delta_i=1$ innebærer $s_{it}=q_{it}$ for $i \in V$ og følgelig $V_t^C = V_t^X$.

$$(4.38) \quad X_{it} = \gamma_i + \frac{\beta_i}{q_{it}} (V_t^X - \sum_{j \in (I,V)} q_{jt} Y_j) \\ + \lambda_{i1} \frac{Z_{1t}}{q_{it}} + \lambda_{i2} \frac{Z_{2t}}{q_{it}} \\ + \sum_{h=1}^4 \xi_{ih} \frac{P_t^X}{q_{it}} d_{ht} + u_{it} \quad i \in (I,V),$$

hvor P_t^X er prisindeksen for total konsumutgift (kjøpsutgift) og V_t^X verdien av den totale konsumutgift (kjøpsutgift). De øvrige symboler har samme tolkning som tidligere. Vi pålegger her følgende koeffisientrestriksjoner:

$$(4.39) \quad \sum_i \beta_i = 1 \\ \sum_i \lambda_{is} = \sum_i \xi_{ih} = 0 \quad \text{for } s=1,2 \text{ og } h=1,\dots,4,$$

og får dermed at antall uavhengige koeffisienter blir

koeffisienter	antall
β_i	6
γ_i	7
$\lambda_{i1}, \lambda_{i2}$	12
ξ_{ih}	17,

dvs. ialt 42.

Vi forutsetter i alle de tre modellvariantene at restleddene er *(multi)normalt fordelt*, at det er uavhengighet mellom restledd som refererer seg til forskjellige kvartaler, og at alle restledd har forventning null og konstante varianser og kovarianser:

$$(4.40) \quad E(u_{it}) = 0 \\ E(u_{it} u_{js}) = \begin{cases} \sigma_{ij} & \text{for } s=t \\ 0 & \text{for } s \neq t \end{cases} \quad \text{for alle } i, j, s \text{ og } t.$$

Det følger av oppsummeringsbetingelsene i modellvariantene B og S, som er henholdsvis

$$\sum_{i \in I} q_{it} X_{it} + \sum_{i \in V} s_{it} H_{it} = V_t^C$$

og

$$\sum_{i \in (I,V)} q_{it} X_{it} = V_t^X,$$

og de tilhørende koeffisientrestriksjoner (4.34) og (4.39), at restleddene vil være underlagt restriksjonene

$$\sum_{i \in I} q_{it} u_{it} + \sum_{i \in V} s_{it} u_{it} = 0,$$

respektive

$$\sum_{i \in (I, V)} q_{it} u_{it} = 0,$$

for alle verdier av t . Disse restriksjonene er det imidlertid vanskelig å få tatt hensyn til når vi estimerer modellene på kvantumsform, og vi velger derfor å se bort fra dem. Siden våre data er makrodata som dekker en relativt kort periode, er dette neppe noen alvorlig forenkling.¹¹⁾ I variant K ligger det ikke noen tilsvarende restriksjoner på restleddene.

Som utgangspunkt for estimering og testing av *makrokonsumfunksjonen* har vi valgt følgende spesifikasjon:

$$(4.41) \quad C_t^* = \{a_{01}d_{1t} + a_{02}d_{2t} + a_{03}d_{3t} + d_{4t}\} \\ \{b_{00} + b_{10} \frac{Y_t^*}{P_t^C} + b_{20} [r_t - (\frac{\Delta P^C}{P^C})_t] + b_{30} (\frac{\Delta P^C}{P^C})_t \\ + [1+b_{41} (r_t - (\frac{\Delta Y^*}{Y^*})_t)] \sum_{i=1}^K c_i (\frac{Y^*}{P^C})_{t-i} \\ + [b_{50} + b_{51}r_t] \frac{I_{t-1}^{BH}}{P_t^C} - [b_{60} + b_{61}r_t] \frac{L_{t-1}^{BH}}{P_t^C} \\ + b_{70} \frac{F_{t-1}^H}{P_t^C} + b_{80}d_t^{moms}\} + v_t,$$

hvor

$$C_t^* = V_t^C / P_t^C = \text{Totalt konsum (kj\o p av ikke-varige goder + tjenester fra varige goder)} \\ \text{i faste priser.}$$

$$P_t^C = \text{Prisindeks (implisitt deflator) for totalkonsumet.}$$

$$Y_t^* = \text{Disponibel husholdningsinntekt, inklusive avkastning av konsumkapital.}$$

$$r_t = \text{Rentesats for langsiktige bankinnskudd, pro anno rate.}$$

$$(\Delta P^C / P^C)_t = \text{Pro anno vekstrate for } P^C. \text{ }^{12)}$$

$$(\Delta Y^* / Y^*)_t = \text{Pro anno vekstrate for } Y^*. \text{ }^{12)}$$

$$I_t^{BH} = \text{Husholdningssektorens innskudd i forretnings- og sparebanker. }^{13)}$$

$$L_t^{BH} = \text{Husholdningssektorens l\aa n i forretnings- og sparebanker. }^{13)}$$

11) For en utdyppning av de problemer som slike restriksjoner reiser for spesifikasjonen av restleddsfordelingen i komplette systemer av konsumerterterspørselsfunksjoner, se Biørn og Jansen (1982, appendiks B).

12) Vekstratene er definert som sesongutjevnedede rater, dvs. basert på formelen $(\Delta P/P)_t = (P_t - P_{t-4})/P_{t-4}$; tilsvarende for $(\Delta Y^*/Y^*)_t$. Dette innebærer en viss glatting av de underliggende serier.

13) Datert ved kvartalets utgang.

- F_t^H = Verdi av beholdning av varige konsumgoder (konsumgruppe 30 og 40), gjenanskaffelsesverdi.¹⁴⁾
- d_{it} = Binærvariabel for i -te kvartal.
- d_t^{moms} = Dummy-variabel for innføring av merverdiavgift, lik +1 i 4. kvartal 1969, -1 i 1. kvartal 1970, 0 ellers.
- v_t = Stokastisk restledd.

Denne ligningen tilsvarer (2.40), som vi utledet og begrunnet i avsnitt 2.4, med følgende modifikasjoner:

- (i) Det er innført en multiplikativ sesongkomponent av formen (4.2)
- (ii) Husholdningssektorens finansformue er representert ved differansen mellom dens bankinnskudd (I^{BH}) og lån i banksektoren (L^{BH}). Men vi har åpnet muligheten for at disse variable ikke virker symmetrisk på konsumetterspørselen ($b_{60} \neq b_{50}$, $b_{61} \neq b_{51}$). Dette vil være realistisk i situasjoner med kredittrasjonering, og det er i alle tilfelle en interessant hypotese å teste.
- (iii) Vi har åpnet muligheten for at inflasjonsraten kan ha en selvstendig effekt på konsumet utover virkningen via realrenten ($b_{30} \neq 0$). Et interessant spesialtilfelle er $b_{30} = b_{20}$, som innebærer at bare den nominelle rente har betydning.
- (iv) Vi har a priori forutsatt at realformuens konsumtilbøyelighet (b_{70}) ikke er renteavhengig.
- (v) Vi har inkludert dummy-variabelen d_t^{moms} for å fange opp den "fremskynding" av konsum fra 1970 til 1969 som prishoppet ved overgangen til merverdiavgift fra 1. januar 1970 førte med seg.

Formuleringen (4.41) av makrokonsumfunksjonen er den som korresponderer med beholdnings- og kjøpsvarianten for fordelingsrelasjonene, idet det er $V_t^C = P_t^C C_t^*$ som er argument i disse fordelingsrelasjonene. Vi vil imidlertid også forsøke en alternativ makrokonsumfunksjon basert på "tradisjonelle" definisjoner av konsum og inntekt, dels fordi dette kan være et interessant sammenligningsgrunnlag og dels for å oppnå en konsumfunksjon som kan kombineres med Stone-varianten for fordelingsrelasjonene. De endringer vi da gjør, er følgende:

- C_t^* erstattes med C_t = total konsumutgift i faste priser etter vanlig nasjonalregnskapsdefinisjon.
- Y_t^* erstattes med Y_t = disponibel husholdningsinntekt eksklusive avkastning av konsumkapital.
- Prisindeksen $P_t^C = V_t^C / C_t^*$ erstattes, overensstemmende med dette, med $P_t^X = V_t^X / C_t$.

Vi forutsetter at restleddet v_t i begge tilfelle er normalfordelt, har forventning null, ikke er autokorrelert og ukorrelert med restleddene i fordelingsrelasjonene u_{it} . Begrunnelsen for den siste forutsetningen er at husholdningenes beslutninger om totalkonsumet og fordelingen av det på enkeltgoder formelt kan betraktes som to uavhengige delbeslutninger.¹⁵⁾ (Jfr. siste del av avsnitt 2.2 ovenfor og Biørn (1979, avsnitt 3.3).) Modellen får dermed en *rekursiv* struktur, og vi kan estimere fordelingsrelasjonene og makrokonsumfunksjonen uavhengig av hverandre uten tap av effisiens.

14) Datert ved kvartalets utgang.

15) Et forhold som imidlertid kan skape korrelasjon mellom v_t og u_{it} , er den forenkling vi gjorde i makrokonsumfunksjonen da vi neglisjerte virkningene av endringer i de relative priser på totalkonsumet (jfr. forenkling (vi) i avsnitt 2.4). Dette kan medføre at restleddene i fordelingsrelasjonene "smitter over på" restleddet i makrokonsumfunksjonen.

5. ESTIMERINGSRESULTATER

5.1. Generelt

Estimeringen av systemet av fordelingsrelasjoner og makrokonsumfunksjonen er foretatt uavhengig av hverandre - med den begrunnelse vi ga på slutten av avsnitt 4.2. I begge tilfelle er ligningene ikke-lineære i parametrene, og iterasjonsmetoder har derfor måttet anvendes. Beregningene er gjennomført ved hjelp av rutiner i det interaktive databehandlingssystemet TROLL. I de første runder av estimeringsarbeidet ble det eksperimentert en del med valg av initialverdier, konvergenskriterier etc. før vi fant tilfredsstillende løsninger. Det ville sprengte rammen for denne fremstillingen å gå nærmere inn på de overveielser og erfaringer vi gjorde under disse forberedelsene. Som det vil fremgå, er det likevel oppstått problemer med å få konvergens i alle varianter - spesielt for fordelingsrelasjonene, som hva antall ukjente parametre angår er en temmelig stor modell. Det er derfor kanskje ikke overraskende at vi her har møtt problemer ved den numeriske løsningen og at beregningsarbeidet har stilt betydelige krav til maskintid.

Systemet av *fordelingsrelasjoner* er - med noen forbehold som vi kommer tilbake til nedenfor - estimert simultant ved *full informasjons sannsynlighetsmaksimeringsmetoden* (FIML). Rutinene for dette finnes i TROLL'S GREMLIN-pakke. Det er erkjent at den eksisterende versjon av denne pakken har problemer med beregning av asymptotiske standardavvik og t-verdier og at tolkningen av de beregnede verdier er uklar. Vi har derfor valgt å være tilbakeholdne med å rapportere verdier av disse observatorene og trekke slutninger på grunnlag av dem.¹⁾ Hovedresultatene presenteres i avsnitt 5.2.

Estimeringen av *makro-konsumfunksjonen* er foretatt ved *ikke-lineær minste kvadraters metode* ved hjelp av rutiner i TROLL'S REG-pakke. Her har de numeriske problemene naturlig nok vært betydelig mindre. Resultatene presenteres i avsnitt 5.3.

5.2. Konsumfordelingsrelasjonene

Vi rapporterer i dette avsnittet estimeringsresultater for relasjonene som fordeler totalkonsumet på de 7 utgiftsgruppene. Før estimeringen har vi imidlertid måttet ta stilling til hvordan vi skal behandle de sterke fluktuasjonene i brukerprisene til de to gruppene av varige konsumgoder i modellen. Siden disse brukerprisene opptrer som forklaringsvariable i samtlige fordelingsrelasjoner og dessuten er med på å bestemme verdien av konsumtjenestene fra de varige goder - og dermed den verdien vi beregner for totalkonsumet etter tjenestedefinisjonen - kan valget av løsning på dette punkt ha stor betydning for utfallet av estimeringen.

Vi forutsetter at husholdningen baserer sin adferd på *forventede* verdier av brukerprisene for de varige goder og gjør bruk av en nokså mekaniskglattingsprosedyre for å representere denne forventningsdannelsen. Den beskrives i underavsnitt 5.2.1, hvor vi fastsetter verdien av en treghetsparameter i forventningstilpasningen som spiller en sentral rolle i det senere estimeringsarbeidet. Dernest (underavsnitt 5.2.2) presenteres empiriske resultater for de tre variantene av konsumfordelingsrelasjoner - beholdningsvarianten, kjøpsvarianten og Stone-varianten - med en felles underliggende spesifisering av sesongvariasjonene. I underavsnitt 5.2.3 omtaler vi kort resultatene av noen forsøk med alternative sesongformuleringer.

5.2.1. Fastsettelse av tregheten i prisstigningsleddet i brukerprisene

Brukerprisen på de varige forbruksgoder er, som nevnt, gitt ved formelen (ligning 3.6)

$$SCK_t = PCK_t * [1 - \frac{1-DCK}{1+RR_t} * (1+\Delta PCK_t)] \quad k = 30,40,$$

1) Vi må selvsagt også ta forbehold om at vi ikke alltid nødvendigvis har funnet det globale maksimum av likelihood-funksjonen. Dette kan man aldri gardere seg fullt ut mot når man løser simultane lignings-systemer iterativt.

hvor $P_{k,t}$ er kjøperprisen på gode k , $D_{k,t}$ er depresieringsraten, $\Delta P_{k,t}$ er (relativ) prisstigningsrate, RR er rentesatsen og t er fotskrift for kvartal. Som figur 3.1 og 3.2 viser, blir brukerprisen beregnet etter denne formelen negativ i noen kvartaler fordi det er store fluktasjoner i prisstigningsraten $\Delta P_{k,t}$, og vi forutsetter i stedet at husholdningene tilpasser seg en forventet "normal" brukerpris. Denne fremkommer ved at den faktiske prisstigningsrate erstattes med en forventet prisstigningsrate $\hat{\Delta P}_{k,t}$, generert ved følgende relasjon (ligning (3.8)):²⁾

$$\hat{\Delta P}_{k,t} = \lambda \Delta P_{k,t} + (1 - \lambda) \hat{\Delta P}_{k,t-1} \quad (k=30,40) \\ (0 \leq \lambda \leq 1).$$

Her kan λ tolkes som den vekt den løpende observerte prisstigning tillegges ved endring av normalverdien for prisstigningen; i hvert kvartal foretas en opp- eller nedjustering av den normale prisstigningsrate med en andel λ av differansen mellom den løpende prisstigning og normalverdien i foregående kvartal. En lav verdi på λ kjennetegner altså en treg tilvenning til den løpende prisinformasjon. Men dette gjelder vel å merke bare prisendringsraten, nivået av prisvariablene $P_{k,t}$ blir ikke gjenstand for justering i brukerprisformelen.

Den brukerpris som husholdningene tilpasser seg, vil nå avhenge av parameteren λ . Det samme vil følgelig gjelde verdien av konsumtjenestene fra de varige goder og dermed også verdien av totalkonsumet og de tilhørende budsjettandeler. Det siste er viktig, for det innebærer at λ inngår i modellstrukturen på en svært komplisert, ikke-lineær måte. Vi har derfor måttet gi avkall på å estimere denne parameteren simultant med de øvrige konsumparametre - hvor vikanskje ideelt sett burde - og har istedet estimert den separat innenfor en svært enkel variant av fordelingsrelasjonene. *Den fastlagte verdi på denne forventningsparameteren er betraktet som en a priori gitt konstant i de følgende estimeringsrunder.*

Muellbauer (1981, avsnitt 3), drøfter innenfor rammen av en lignende modell flere årsaker til at vi må vente at husholdningene er tilbakeholdne med å reagere raskt på endringer i prisstigningstakten for varige konsumgoder. I vår opprinnelige modell i avsnitt 2.2 var svingningene i prisstigningsraten forutsatt å være kjent med sikkerhet. Det er mer realistisk å anta at det knytter seg betydelig *usikkerhet* til prisstigningen uansett hvordan forventningsdannelsen skjer. For en konsument med risikoaversjon skulle dette trekke i retning av å være tilbakeholden med å "investere" i et objekt med usikker avkastning for dermed å dempe virkningene av endringer i prisstigningsraten. Videre er det slik at modellopplegget implisitt forutsetter at det eksisterer "perfekte" markeder for brukte gjenstander. I Norge gjelder denne forutsetningen best for bruktbiler. Bruktbilmarkedet preges imidlertid i noen grad av *asymmetrisk informasjon* mellom kjøper og selger, slik at prisene her ikke uten videre reflekterer prisutviklingen på nye biler.³⁾ For andre typer av brukt konsumkapital er det få eller ingen godt fungerende markeder. Kjøp av slike goder er i betydelig grad en irreversibel investering. Disse argumentene trekker alle i retning av at den forventning om kapitalgevinst som økt prisstigning skulle tilsi, ikke er greit realiserbare i bruktmarkedet. Følgelig skulle "spekulasjonskjøp" som følge av variasjoner i prisstigningstakten bli dempet i forhold til hva den "glatte" neo-klassiske teori predikerer.

Ligningen for brukerprisene krever at vi kjenner verdien av den normale prisstigningsrate $\hat{\Delta P}_{k,t}$ ved inngangen til observasjonsperioden. Etter noe eksperimentering ble denne fastlagt til 0.58 prosent pr. kvartal for gruppe 30 Kjøp av egne transportmidler og 0.52 prosent pr. kvartal for gruppe 40 Kjøp av andre varige forbruksgoder. Selv om prisstigningstakten i første del av vår observasjonsperiode (1966.2 - 1978.4) var relativt lav og stabil, er resultatene trolig i noen grad avhengig av disse anslagene på de initiale prisforventningene.

2) Dette valget er truffet etter å ha forsøkt flere alternative utforminger av treghetsmekanismen blant annet med andre typer av lag-fordelinger. En viktig begrunnelse for (3.8) er at den ikke be-
slaglegger mer enn ett datapunkt ved estimeringen.

3) Se Akerlof (1970).

I tabell 5.1 er de gjennomsnittlige budsjettandeler for de enkelte goder gjengitt for ulike verdier av λ . Til sammenligning har vi også inkludert budsjettandelene etter vanlig nasjonalregnskapsdefinisjon, altså uten noen spesialbehandling av de varige godene. Tabellen viser for det første klart at korreksjonen for prisstigningskomponenten i brukerprisen til de varige forbruksgodene trekker disse budsjettandeler ned; jo høyere λ er, desto lavere blir brukerprisene og budsjettandelene. For det annet ligger budsjettandelene etter vanlig nasjonalregnskapsdefinisjon høyere enn budsjettandelene basert på vår konsumtjenestedefinisjon for alle verdier av λ .

Tabell 5.1. Gjennomsnittlige budsjettandeler som funksjon av treghetsparameteren λ i prisforventningsligningene for de varige goder^{b)}. Estimeringsperiode: 1966.2 - 1978.4

Konsum- kategorid)	$\lambda^a)$									Budsjettandel basert på kjøps- utgifter (NR- definisjon)
	0.075	0.065	0.055	0.045	0.035	0.025	0.015	0.000	0.000c)	
00	0.2573	0.2570	0.2564	0.2558	0.2550	0.2541	0.2530	0.2511	0.2460	0.2310
10	0.1784	0.1780	0.1777	0.1772	0.1767	0.1760	0.1752	0.1734	0.1698	0.1870
20	0.1743	0.1740	0.1737	0.1733	0.1728	0.1721	0.1713	0.1694	0.1659	0.1560
30	0.0265	0.0272	0.0281	0.0293	0.0304	0.0321	0.0341	0.0381	0.0453	0.0468
40	0.0501	0.0510	0.0520	0.0532	0.0546	0.0564	0.0585	0.0626	0.0738	0.0716
50	0.1134	0.1132	0.1130	0.1127	0.1124	0.1119	0.1114	0.1107	0.1084	0.1019
60	0.2004	0.2000	0.1996	0.1991	0.1985	0.1978	0.1968	0.1952	0.1912	0.2063

a) En (mindre) datarevisjon ble foretatt etter at disse beregningene ble utført. Tallene i denne tabellen er derfor ikke helt sammenlignbare med resultatene i tabellene 5.4 - 5.11.

b) Prisstigningsraten, som inngår i ligningen for brukerprisene, er glattet ved hjelp av formelen

$$\hat{\Delta PCK}_t = \lambda \Delta PCK_t + (1-\lambda) \hat{\Delta PCK}_{t-1}, \text{ hvor } \Delta PCK \text{ er observert verdi og } \hat{\Delta PCK} \text{ glattet verdi av prisstigningsraten.}$$

Initialverdien for $\hat{\Delta PCK}$ er satt lik 0.0058 pr. kvartal for konsumkategori 30 og lik 0.0052 for konsumkategori 40.

c) Initialverdiene for ΔPCK er satt lik null.

d) Se appendiks A.

Den varianten av fordelingsrelasjonene vi har tatt utgangspunkt i ved fastsettelsen av λ , er beholdningsvarianten uten treghets- og likviditetsvariable og uten sesongdummies, dvs. modellen (4.32) - (4.33) med μ_{ik} , λ_i og ε_{ih} satt lik null. Denne modellen er estimert ved FIML-metoden for utvalgte verdier av λ . For λ -verdier større enn 0.075 oppnådde vi ikke konvergens i estimeringsforsøkene. Resultater for de øvrige λ -verdier - i form av gjennomsnittlige Engel-elastisiteter, multiple korrelasjonskoeffisienter og Durbin-Watson-observatorer - er gjengitt i tabell 5.2. Englelastisiteten for gode i er her og i det følgende beregnet ved formelen⁴⁾

$$(5.1) \quad E_i = \frac{\beta_i}{\bar{\alpha}_i} \quad (i=1, \dots, N),$$

hvor $\bar{\alpha}_i$ er gjennomsnittlig budsjettandel for gode i i observasjonsperioden. Det tilhørende uttrykk for den direkte Cournot-elastisitet, som vi får bruk for senere (tabell 5.4, 5.6 og 5.8), er

$$(5.2) \quad e_i = (1-\beta_i) \frac{Y_i}{\bar{X}_i} - 1 \quad (i=1, \dots, N),$$

hvor \bar{X}_i er gjennomsnittlig konsum av gode i i faste priser.

4) Se Philips (1974, avsnitt 4.3.3).

Ett mulig valg av den optimale λ -verdi kunne være den verdi som maksimerer likelihood-funksjonen, dvs. minimerer funksjonen L i tabell 5.2, idet FIML-estimering er ekvivalent med minimering av denne funksjonen.⁵⁾ Hvis dette minimum også svarer til det globale minimum av funksjonen, vil denne prosedyren gi FIML-estimatet for λ , med den nøyaktighetsgrad som følger av den søkemethoden vi har benyttet. I så fall ville valget falle på randløsningen $\lambda=0$, med funksjonsverdien $L=65.7$. Vi ser imidlertid at funksjonsverdien ville synke ytterligere, til 65.4 - og likelihood-verdien stige tilsvarende - om vi også satte initialverdiene for prisstigningsleddet i brukerprisformelen lik null. Dermed ville prisstigningsleddet i brukerprisen falle helt bort, og vi ville ha blitt stående med en spesifikasjon hvor konsumentene tok hensyn bare til det nominelle rentenivå i sine kalkyler av brukerprisene. Verdiene av L er imidlertid ikke i stand til å skille særlig skarpt mellom de ulike variantene.

Tabell 5.2. Underlagsberegninger for fastlegging av treghetsparameteren λ i prisforventningsligningene (adaptive expectations) for de varige goder.^{a)}

E_i = Englelastisitet for konsumkategori i , beregnet i observasjonsgjennomsnittspunktet.

R_i^2 = Kvadrert multippel korrelasjonskoeffisient for i -te ligning.

DW_i = Durbin-Watson-observator for i -te ligning.

Estimeringsperiode: 1966.2 - 1978.4

λ	0.075			0.065			0.055			0.045			
	Konsumkategori, i	E_i	R_i^2	DW_i	E_i	R_i^2	DW_i	E_i	R_i^2	DW_i	E_i	R_i^2	DW_i
00		1.15	0.265	0.13	1.10	0.352	0.17	0.72	0.801	1.67	0.69	0.808	1.87
10		0.61	0.594	0.75	0.63	0.607	0.77	0.99	0.799	1.58	1.02	0.801	1.62
20		2.17	-0.030	0.08	2.06	0.107	0.11	1.24	0.721	1.58	1.19	0.732	1.79
30		0.38	0.088	0.02	0.48	0.177	0.05	0.60	0.750	1.61	1.67	0.773	1.89
40		0.34	0.201	0.04	0.45	0.303	0.05	1.25	0.766	1.73	1.31	0.782	2.01
50		0.29	0.260	0.04	0.38	0.366	0.08	1.04	0.796	1.81	1.07	0.810	2.10
60		0.79	0.853	0.95	0.84	0.866	1.19	0.99	0.878	1.57	0.99	0.881	1.61
Funksjonsverdi, L^c)		69.7			69.5			69.4			68.7		

Tabell 5.2 (forts.)

λ	0.035			0.025			0.015			0.000			0.000 ^{b)}			
	Konsumkategori, i	E_i	R_i^2	DW_i	E_i	R_i^2	DW_i	E_i	R_i^2	DW_i	E_i	R_i^2	DW_i	E_i	R_i^2	DW_i
00		0.67	0.812	2.04	0.65	0.812	2.17	0.62	0.811	2.32	0.81	0.766	1.05	0.77	0.775	1.27
10		1.04	0.802	1.64	1.06	0.802	1.66	1.12	0.795	1.66	1.08	0.813	1.64	1.11	0.813	1.66
20		1.14	0.738	1.95	1.10	0.739	2.09	1.07	0.743	2.22	1.55	0.621	0.70	1.46	0.641	0.88
30		1.74	0.791	2.15	1.81	0.805	2.40	1.85	0.824	2.68	1.28	0.812	1.10	1.38	0.842	1.45
40		1.37	0.800	2.25	1.42	0.809	2.45	1.45	0.823	2.67	0.98	0.764	0.82	1.05	0.801	1.09
50		1.11	0.818	2.32	1.14	0.822	2.52	1.18	0.827	2.75	0.85	0.769	1.02	0.91	0.807	1.33
60		0.99	0.883	1.64	0.98	0.886	1.64	0.94	0.885	1.48	0.74	0.819	0.70	0.74	0.819	0.69
Funksjonsverdi, L^c)		67.9			66.9			65.8			65.7			65.4		

a) Estimeringen er utført ved FIML på basis av beholdningsvarianten uten tilleggsvariable. (Betinget estimering m.h.p. λ .) Se fotnote b) til tabell 5.1.

b) Initialverdien for ΔPCK er satt lik null; se fotnote c) til tabell 5.1.

c) $L = -2/T \cdot \log \Lambda + K$ hvor Λ er verdien av likelihood-funksjonen, T antall observasjonssett og K en irrelevant konstant.

5) Vi har $L = -2/t \cdot \log \Lambda + K$, hvor Λ er verdien av likelihood-funksjonen, T antall observasjonssett og K en irrelevant konstant. I TROLL's GREMLIN-pakke, som er benyttet ved estimeringen, utføres FIML-estimering ved å minimere L .

Vi har derfor valgt også å legge vekt på enkeltrelasjonenes føyningsegenskaper - karakterisert ved den kvadrerte multiple korrelasjonskoeffisienten og Durbin-Watson-observatoren - og de impliserte estimater for Engelelastisitetene. Vurdert ut fra slike kriterier er vi blitt stående ved $\lambda=0.015$. Denne kompromissverdien impliserer både en relativt lav verdi på funksjonen L, gjennomgående god føyning i de enkelte relasjoner⁶⁾ og rimelige verdier på Engelelastisitetene ut fra a priori vurderinger.

Vi har også eksperimentert med en lignende glatting av serien for den nominelle rentesats RR i brukerprisformelen. Denne viser nemlig tre markerte sprang i estimeringsperioden og er tilnærmet konstant mellom sprangpunktene. Begrunnelser for denne glattingen kunne f.eks. være at det tar tid før registrerte renteendringer faktisk "slår gjennom" for de enkelte innskudd og utlån, tregghet i forventningsdannelse mv. En slik glatting av renteserien viste seg imidlertid å bety lite for resultatene, og vi er blitt stående ved bare å foreta en svært forsiktig "avrunding av hjørnene" til serien. Det kunne ut fra dette være fristende å spørre om husholdningene i observasjonsperioden har hatt lettere for å danne seg riktige forventninger om renteutviklingen enn om prisutviklingen. Men de data vi har til rådighet, er neppe i stand til å kaste lys over dette spørsmålet.

5.2.2. Estimerings- og testresultater

Felles for de tre variantene av konsumfordelingsrelasjoner vi betrakter, er at de har et betydelig antall, over 40, ukjente parametre. Flere forsøk på å estimere samtlige parametre simultant ved FIML-metoden har mislykkes. Vi har derfor måttet utføre estimeringen av de fullstendige spesifikasjonene i *to trinn*. Løselig sagt har vi i første trinn estimert en restriktiv spesifikasjon av systemene hvor treggheten i tilpasningen av varige forbruks-goder og finansieringsrestriksjonene er neglisjert. I annet trinn er så alle parametre estimert simultant, med unntak av γ_i , som vi har latt beholde de estimerte verdiene fra første trinn. I alt gir dette seks estimeringsrunder; to for hver av de tre variantene.

Ved anvendelse av det lineære utgiftskjema har γ_i - gjerne kalt minstekvantaparametrene - erfaringmessig ofte gitt opphav til problemer. I Stone's opprinnelige utforming av modellen var de spesifisert som konstanter. Men i senere utvidelser (se f.eks. Pollak og Wales (1969)) er de blitt gjort til funksjoner av konsumet (kjøpet) i foregående periode, f.eks. slik:

$$(5.1) \quad \gamma_{it} = \gamma_i^* \cdot X_{it-1} \quad \gamma_i^* > 0.$$

Parametrisert på denne måten kan γ_{it} sies å representere *vanedannelse* i konsumet, i den forstand at et høyt (lavt) realisert konsum av en varegruppe i forrige kvartal trekker i retning av et høyt (lavt) minimumskonsum av varegruppen i inneværende kvartal⁷⁾. Vi har for alle de tre modellvariantene forsøkt dette som en alternativ spesifikasjon. Til sammen gir dette ni estimeringsrunder, tre for hver av de tre modellvariantene.

En oversikt over disse, med angivelse av i hvilke tabeller de tilhørende resultater finnes, er gitt nedenfor.

6) Durbin-Watson-observatorene må imidlertid tolkes med forsiktighet siden vi ikke har inkludert sesongvariable i ligningene.

7) Dersom det er en sterk trend i X_{it} , kan (5.1) også tolkes som en måte å inkludere trendeffekter i fordelingsrelasjonene på.

Spesifikasjon	Beholdningsvarianten, variant B: (4.32-4.34)	Kjøpsvarianten, variant K: (4.35-4.37)	Stonevarianten, variant S: (4.38-4.39)
<u>Estimeringstrinn 1:</u> Spesifikasjon uten treghetsvariable og finansielle variable	γ_j fri, $\eta_{ik} = \lambda_{i1} = 0$. Tabell 5.3-5.4, kolonne B.	γ_j fri, $\lambda_{i1} = \lambda_{i2} = 0$. Tabell 5.5-5.6, kolonne B.	γ_j fri, $\lambda_{i1} = \lambda_{i2} = 0$. Tabell 5.7-5.8, kolonne B.
<u>Estimeringstrinn 2:</u> Fullstendig spesifikasjon, γ_j a priori gitt fra trinn 1.	γ_j satt lik estimat fra kolonne B. Øvrige koeff. fri. Tabell 5.3-5.4, kolonne A.	γ_j satt lik estimat fra kolonne B. Øvrige koeff. fri. Tabell 5.5-5.6, kolonne A.	γ_j satt lik estimat fra kolonne B. Øvrige koeff. fri. Tabell 5.7-5.8, kolonne A.
<u>Estimeringstrinn 3:</u> Alternativ spesifikasjon av treghetsmekanismen.	$\gamma_{it} = \gamma_j^* \cdot X_{i,t-1}$ $\eta_{ik} = \lambda_{i1} = 0$. Tabell 5.3-5.4, Kolonne C.	$\gamma_{it} = \gamma_j^* \cdot X_{i,t-1}$ $\lambda_{i1} = \lambda_{i2} = 0$. Tabell 5.5-5.6, kolonne C.	$\gamma_{it} = \gamma_j^* \cdot X_{i,t-1}$ $\lambda_{i1} = \lambda_{i2} = 0$. Tabell 5.7-5.8, kolonne C.

I samtlige modellvarianter har vi benyttet samme spesifikasjon av sesongeffektene. Den svarer til den additive varianten vi kalte spesifikasjon (i) i avsnitt 4.1 - med én modifikasjon: For hver konsumkategori har vi valgt ut ett kvartal som "basiskvartal", idet vi tenker oss at modellen "i gjennomsnitt" treffer riktig i dette kvartalet, og tolker koeffisientene til dummyvariablene for de tre øvrige kvartalene som avvik fra dette nivået. Som basiskvartaler har vi valgt

<u>Konsumkategori</u>	<u>Basiskvartal</u>
00 Matvarer	3
10 Andre ikke-varige forbrugsgoder	4
20 Halv-varige forbrugsgoder	3
30 Egne transportmidler	2
40 Andre varige forbrugsgoder	1
50 Boligtjenester	2
60 Andre tjenester	1

Beholdningsvarianten

Blant de tre modellvariantene er det vel beholdningsvarianten som best kan sies å representere den underliggende neoklassiske teori - i første rekke fordi den bygger på at husholdningen har beholdninger av varige goder som målvariable og tilpasser disse løpende. På ad-hoc-basis har vi imidlertid modifisert teorien noe ved å innarbeide en treghet i tilpasningen til prisutviklingen og en tidsforskyvning i tilpasningen av faktisk til ønsket beholdning av konsumkapital. Finansieringsrestriksjoner er også forsøkt tatt hensyn til ved inkludering av en likviditetsvariabel. Estimeringsresultatene er gjengitt i tabell 5.3 og 5.4.

Av seksjon A i tabell 5.4, som er basert på den mest generelle spesifikasjonen, ser vi at de varige forbrugsgodene (konsumkategori 30 og 40) og tjenestegruppen (konsumkategori 60) har de høyeste Englelæstisiteter, ca. 1.2-1.3, mens matvarer har lavest, ca. 0.7. Selv om gruppenes innbyrdes ranke-

ring etter nivået på Engelelastisiteten⁸⁾ stemmer rimelig bra med a priori forventninger, viser de påfallende liten spredning omkring gjennomsnittet, 1. De direkte priselastisitetene er derimot urimelige. For de ikke-varige godene er estimatene riktignok negative, men i tallverdi ligger alle under 0.2. De varige forbruksgodene kommer også ut med lave direkte priselastisiteter, men her er estimatene *positive*.

Vurdert etter observatorene i tabell 5.4 må føyningspresisjonen for de enkelte relasjoner generelt sies å være relativt bra for et så omfattende system estimert på grunnlag av kvartalsdata. Den residuale variasjonskoeffisient (VC_t)⁹⁾ ligger mellom 1.8 og 4.0; lavest for bolig tjenester (gruppe 50) og høyest for andre tjenester (gruppe 60). Durbin-Watson-observatoren indikerer at det er positiv autokorrelasjon i restleddene i flere av ligningene. Spesielt gjelder det for de varige forbruksgodene, men også ligningene for halv-varige goder og bolig tjenester har lave Durbin-Watson-verdier.¹⁰⁾

Ligningene for de varige forbruksgodene føyer seg - med forbehold om mulig positiv seriekorrelasjon i restleddene - relativt bra i beholdningsvarianten, dvs. til *nivået* av beholdningen av konsumkapital. I en rekke anvendelser av konsumsystemer - bl.a. i en konjunkturmodell som KVARTS - er interessen imidlertid primært knyttet til *tilveksten* i beholdningen, eller kjøpet av (bruttoinvesteringen i) konsumkapital i hvert enkelt kvartal. I kapittel 6 vil vi ved å simulere hele fordelingssystemet på basis av koeffisientsanslagene i tabell 5.3 undersøke nærmere hvilke implikasjoner disse resultatene har for modellenes føyningsegenskaper når det gjelder kjøpene av de varige godene. Her kan vi få et forløpig inntrykk av dette ved å betrakte de estimerte ligninger på tilvekstform. Om - slik vår bruk av FIML-metoden forutsetter - restleddet u_t i ligningen på nivåform ikke er autokorrelert og har standardavvik σ_u , vil restleddet i relasjonen skrevet på tilvekstform ha standardavvik $\sigma_u \cdot \sqrt{2}$. Den residuale variasjonskoeffisient for tilveksten i beholdningen kan dermed skrives som $(\sigma_u / \Delta \bar{H}) \cdot \sqrt{2}$, hvor $\Delta \bar{H}$ er observasjonsgjennomsnittet for beholdningstilveksten. Basert på resultatene i kolonne A og B i tabell 5.4 blir denne variasjonskoeffisienten *over 100 prosent* for begge de varige godene! Den tilsvarende variasjonskoeffisient for beholdningen er ca. 3 prosent. Selv om altså føyningen må sies å være tilfredsstillende vurdert på nivåform, er den svært dårlig vurdert på tilvekstform. Dette resultatet stemmer overens med Muellbauer (1981), som estimerer en lignende modell på grunnlag av britiske data.

På grunnlag av de resultatene som her er presentert for beholdningsvarianten, kunne det dermed være nærliggende å konkludere som Deaton og Muellbauer (1980, s. 351) med at resultatene "throw serious doubt on any claim the neo-classical model might have as offering a complete explanation of the demand for durables and nondurables". Vi vil ikke gå så langt og vil understreke ordet "complete" i dette sitatet, men det er klart at modellen har store svakheter, som i vårt tilfelle blir aksentuert ved at estimatene på likviditetsvariabelens koeffisienter systematisk får motsatt fortegn av de forventede. En økning i likviditetstilførselen ser således ut til å redusere den ønskede beholdning av varige forbruksgoder og øke kjøpet av ikke-varige.

Seksjon C i tabellene 5.3 og 5.4 gir resultatene for den alternative parametrisering av minstekvantaene, γ_t . Vi ser at den residuale variasjonskoeffisient er betydelig lavere for de varige forbruksgodene når minstekvanta avhenger av lagget venstresidevariabel enn den er i de andre spesifiseringene. Dette kan tolkes som at en trend i høy grad "forklarer" utviklingen i beholdningen av varige forbruksgoder, og vi ser at trenden "stjeler" forklaringskraft fra inntekten, siden Engelelastisitetene kommer ut med meget lave estimater.

8) Siden modellen er dynamisk, med lagget beholdning av gruppe 30 og 40 inkludert som høyresidevariable, representerer disse elastisitetene, som er beregnet ved (5.1), strengt tatt kortsiktige Engelelastisiteter.

9) Definert som forholdet mellom estimatet på det residuale standardavvik og gjennomsnittet for den venstresidevariable i vedkommende ligning.

10) Vi må her ta i betraktning at ligningene for de varige godene inneholder lagget verdi av den venstresidevariable som forklaringsvariabel. Derfor vil Durbin-Watson-observatoren ha en skjevhet som tenderer mot 2. Med den såkalte Durbin-h-observatoren kunne vi i prinsippet ha korrigerer for dette, men siden den involverer de estimerte standardavvik til koeffisientene, som blir upålitelig estimert i TROLL's GREMLIN -pakke, har vi ikke forfulgt denne ideen.

Tabell 5.3. Sannsynlighetsmaksimeringsestimater for koeffisientene i Beholdningsvarianten, (4.32 - 4.34).
Estimeringsperiode: 1966.2 - 1978.4

		A	B	C	
β_i	i				
	00	0.16678	0.13205	0.36024	
	10	0.20057	0.24221	0.22784	
	20	0.17507	0.15363	0.34568	
	30	0.04086	0.06413	0.00510	
	40	0.06449	0.08475	0.00868	
	50	0.09450	0.12941	0.00073 ^{a)}	
60	0.25774	0.19382	0.05173		
ε_{ih}	i	h			
	00	1	-0.02600	-0.03015	-0.01457
	00	2	-0.01017	-0.01128	-0.01700
	00	4	0.02084	0.02434	0.00109 ^{a)}
	10	1	0.03815	0.04248	0.02981
	10	2	0.04108	0.04026	0.00689
	10	3	-0.00462 ^{a)}	-0.00153 ^{a)}	-0.03470 ^{a)}
	20	1	-0.02762	-0.03131	-0.01573
	20	2	-0.00512 ^{a)}	-0.00920	-0.01243
	20	4	0.04348	0.04564	0.02722
	30	1	0.00428	0.00598	0.00061
	30	3	-0.00024	-0.00009 ^{a)}	-0.00013
	30	4	-0.00620	-0.00886	-0.00087
	40	2	-0.00832	-0.00903	-0.00252
	40	3	-0.00780	-0.00948	-0.00134
	40	4	-0.01597	-0.02018	-0.00118
	50	1	0.01117	0.01299	-0.00013
50	3	0.00094 ^{a)}	-0.00003 ^{a)}	0.00073	
50	4	-0.01278	-0.01806	-0.00006 ^{a)}	
60	2	-0.01747	-0.01076	0.02506	
60	3	0.01172	0.01113	0.03544	
60	4	-0.02942	-0.02293	-0.02620	
$\gamma_i \cdot 10^{-4} / \gamma_i^* \cdot 10^{-4}$	i				
	00	0.42532 ^{b)}	0.42532	0.62695	
	10	0.32724 ^{b)}	0.32724	0.71008	
	20	0.28209 ^{b)}	0.28209	0.45651	
	30	2.56204 ^{b)}	2.56204	0.97935	
	40	4.68475 ^{b)}	4.68475	0.98677	
	50	0.18509 ^{b)}	0.18509	1.00947	
60	0.39661 ^{b)}	0.39661	0.82279		
λ_{i1}	i				
	00	0.00838 ^{a)}	
	10	0.00938	
	20	0.01752	
	30	-0.00433	
	40	-0.00825	
	50	-0.01174	
60	-0.01096		
n_{ik}	i	k			
	00	30	-0.03772 ^{a)}
	00	40	0.00664 ^{a)}
	10	30	0.06346
	10	40	-0.05408
	20	30	-0.01018 ^{a)}
	20	40	-0.02665
	30	30	0.02672
	30	40	-0.00775
	40	30	0.01956
	40	40	0.00334 ^{a)}
	50	30	0.03467
	50	40	0.00104 ^{a)}
	60	30	-0.09650
60	40	0.07740	

a) Ikke signifikant forskjellig fra null etter en ensidig test med nivå tilnærmet lik 0.05.

b) A priori satt lik verdien i kolonne B.

Tabell 5.4. Etterspørselastisiteter og føyningsobservatorer for enkeltligninger. Beholdningsvarianten.

Estimeringsperiode: 1966.2 - 1978.4.

E_i = Engelelastisitet for konsumkategori i , beregnet i observasjonsgjennomsnittspunktet.

e_i = Direkte priselastisitet for konsumkategori i , beregnet i observasjonsgjennomsnittspunktet.

R_i^2 = Kvadrert multippel korrelasjonskoeffisient for i -te ligning.

VC_i = Residual variasjonskoeffisient for i -te ligning.

DW_i = Durbin-Watson observator for i -te ligning.

Konsumkate- gori, ja)	A					B					C				
	E_i	e_i	R_i^2	DW_i	VC_i	E_i	e_i	R_i^2	DW_i	VC_i	E_i	e_i	R_i^2	DW_i	VC_i
00	0.70	-0.136	0.975	2.3	1.87	0.55	-0.100	0.975	2.5	1.96	1.51	-0.599	0.951	1.3	2.70
10	1.04	-0.207	0.988	2.2	1.89	1.25	-0.249	0.967	0.7	3.40	1.18	-0.452	0.976	2.1	2.90
20	1.08	-0.149	0.980	1.2	2.86	0.95	-0.126	0.967	0.9	3.90	2.14	-0.701	0.979	2.6	3.10
30	1.27	0.057	0.990	1.0	2.77	2.00	0.031	0.985	1.4	3.60	0.16	-0.026	0.999	2.0	0.58
40	1.17	0.094	0.987	0.9	2.55	1.53	0.061	0.981	1.0	3.20	0.16	-0.022	0.999	1.8	0.33
50	0.90	-0.038	0.991	1.1	1.78	1.23	-0.075	0.987	1.5	2.20	0.01	0.009	0.999	1.8	0.40
60	1.21	-0.200	0.981	2.3	4.01	0.91	-0.131	0.932	0.6	5.60	0.24	-0.220	0.966	2.1	3.98
Funksjons- verdi, L	56.6					59.5					51.9				

a) Se appendiks A.

Kjøpsvarianten

Resultatene for kjøpsvarianten er rapportert i tabell 5.5 og 5.6. Av seksjon A i tabell 5.6 ser vi at den residuale variasjonskoeffisienten (VC_i) for ligningene til *kjøpet av varige forbruks-goder* er 19.2 prosent for personbiler og 12.5 prosent for andre varige goder. Vurdert ut fra føyningen av kjøpet av de varige godene betegner således kjøpsvarianten en avgjørende bedring i forhold til beholdningsvarianten. Denne bedringen har imidlertid sin pris i form av dårligere føyning for de fem øvrige godegruppene. De residuale variasjonskoeffisientene for disse gruppene varierer fra 2.1 prosent for matvarer til 4.4 prosent for de halv-varige godene. Selv om Durbin-Watson-observatoren indikerer positiv autokorrelasjon også i denne varianten, er tendensen mindre utpreget enn for beholdningsvarianten. Alt i alt må derfor føyningsegenskapene til kjøpsvarianten sies å være tilfredsstillende og bedre enn for beholdningsvarianten.

Rankeringen av godegruppene etter størrelsen på Engelelastisitetene er stort sett i overensstemmelse med a priori oppfatninger. Høyes inntektselastisitet har kjøp av personbiler, med 2.8. Noe uventet kommer boligjenester ut med nest høyest inntektselastisitet, 1.3, mens den, som ventet, er minst for matvarer. De direkte priselastisitetene gir igjen et bilde som er vanskelig å akseptere; estimatene er små i tallverdi og for personbilgruppens del til og med sterkt positiv.

Koeffisientene foran begge de finansielle variablene (λ_{i1} og λ_{i2}) har statistisk signifikante estimater for alle grupper unntatt matvarer (kolonne A i tabell 5.5), og føyningspresisjonen går markert ned når disse variablene utelates (seksjon B i tabell 5.6). Spesielt gjelder det for de varige godene, hvor den residuale variasjonskoeffisient omtrent fordobles - fra 19 til 46 prosent for egne transportmidler og fra 13 til 22 prosent for andre varige goder. Det er selvfinansieringsgraden, slik vi måler den, som synes å ha størst forklaringskraft. Noe overraskende tyder resultatene imidlertid på at denne variabelen både absolutt og relativt sett betyr minst for de varige godene.

Tabell 5.5. Sannsynlighetmaksimeringsestimater for koeffisientene i Kjøpsvarianten, (4.35) - (4.37).

Estimeringsperiode:

For spesifikasjon A: 1967.2 - 1978.4

For spesifikasjon B og C: 1966.2 - 1978.4

		A	B	C	
β_i	i				
	00	0.12935	0.13473	0.39059	
	10	0.23724	0.22745	0.21200	
	20	0.12467	0.14271	0.34738	
	30	0.08987	0.05117	-0.04724	
	40	0.06284	0.09094	0.05911	
	50	0.13759	0.12777	-0.00088 ^{a)}	
60	0.21844	0.22524	0.03903		
ϵ_{ih}	i	h			
	00	1	-0.02267	-0.02140	0.00628 ^{a)}
	00	2	-0.00949	-0.01186	-0.01927
	00	4	0.01504	0.01134	-0.00193 ^{a)}
	10	1	0.03228	0.03542	0.02386
	10	2	0.04269	0.03752	0.00513 ^{a)}
	10	3	-0.01151	-0.00603 ^{a)}	-0.03739
	20	1	-0.01393	-0.01679	-0.01722
	20	2	-0.00482 ^{a)}	-0.00710	-0.01167
	20	4	0.02831	0.02865	0.02681
	30	1	0.00030 ^{a)}	0.00020 ^{a)}	0.00024
	30	3	-0.00025	-0.00058	-0.00024
	30	4	-0.00166	-0.00200	-0.00084
	40	2	-0.00092	-0.00099	-0.00232
	40	3	-0.00028	-0.00046	-0.00120
	40	4	-0.00007 ^{a)}	-0.00041	-0.00096 ^{a)}
	50	1	0.00402	0.00257	-0.00060
	50	3	0.00166	0.00038 ^{a)}	0.00064
	50	4	-0.00363	-0.03963	0.00002 ^{a)}
60	2	-0.02755	-0.01757	0.02812	
60	3	0.01038	0.00669	0.03819	
60	4	-0.03800	-0.03362	-0.02310	
$\gamma_i \cdot 10^{-4} / \gamma_i^* \cdot 10^{-4}$	i				
	00	0.42146 ^{b)}	0.42146	0.60372	
	10	0.32343 ^{b)}	0.32343	0.74385	
	20	0.27827 ^{b)}	0.27827	0.47009	
	30	3.62135 ^{b)}	3.62135	1.09717	
	40	2.93472 ^{b)}	2.93472	0.92474	
	50	0.17859 ^{b)}	0.17859	1.01389	
60	0.38966 ^{b)}	0.38966	0.83008		
μ_i	i				
	30	0.98070	0.98070	1.08066	
40	0.98260	0.98260	0.86152		
λ_{i1}	i				
	00	-0.00199	
	10	0.00305	
	20	-0.00438	
	30	0.00025	
	40	0.00035	
	50	0.00252	
60	-0.00286		
λ_{i2}	i				
	00	0.05113 ^{a)}	
	10	-0.07471	
	20	0.11913	
	30	0.00596	
	40	0.00438	
	50	-0.07372	
60	0.07978		

a) Ikke signifikant forskjellig fra null etter en ensidig test med nivå tilnærmet lik 0.05.

b) A priori satt lik verdien i kolonne B.

Tabell 5.6. Etterspørselastisiteter og føyningsobservatorer for enkeltligninger.
Kjøpsvarianten, a)
Estimeringsperiode:
For spesifikasjon A: 1967.2 - 1978.4
For spesifikasjon B og C: 1966.2 - 1978.4

Konsumkategorori, i	A					B					C				
	E_i	e_i	R_i^2	DW_i	VC_i	E_i	e_i	R_i^2	DW_i	VC_i	E_i	e_i	R_i^2	DW_i	VC_i
00	0.54	-0.105	0.965	2.3	2.1	0.56	-0.111	0.946	2.9	2.8	1.63	-0.632	0.955	1.3	2.6
10	1.23	-0.253	0.977	1.5	2.4	1.18	-0.243	0.974	1.1	2.9	1.10	0.414	0.976	2.3	2.8
20	0.77	-0.109	0.945	1.3	4.4	0.88	-0.127	0.930	2.3	5.7	2.15	-0.693	0.980	2.7	3.1
30	2.80	0.417	0.672	1.6	19.2	1.59	0.478	-0.515 ^{b)}	2.5	45.6	-1.47	0.149	0.833	2.0	15.2
40	1.14	-0.330	0.880	1.8	12.5	1.65	-0.314	0.690	2.5	22.0	1.07	-0.129	0.893	1.7	13.2
50	1.31	-0.116	0.941	1.6	4.3	1.21	-0.106	0.910	2.7	6.1	-0.01	0.015	0.999	1.9	0.4
60	1.02	-0.172	0.969	1.4	3.5	1.05	-0.179	0.958	1.1	4.4	0.18	-0.202	0.966	2.2	4.0
Funksjonsverdi, L	55.7					58.1					51.7				

a) For definisjon av symboler, se tabell 5.4 og appendiks A.

b) Det er i simultane systemer ingenting i veien for at en eller flere av ligningene har negativ kvadrert multiplert korrelasjonskoeffisient. Residualvariansen er da større enn variansen til venstresidevariabelen.

Punkttestimatene for μ_{30} og μ_{40} i tabell 5.5, som representerer treggheten i tilpasningen av faktisk til ønsket beholdning av de varige godene, er begge nær 1. Dette indikerer en betydelig tregghet i tilpasningen, med en gjennomsnittlig tidsforskyvning på ca. 14 år. Treggheten er altså av omtrent samme størrelsesorden som den estimerte gjennomsnittsforsinkelse i forventningsdannelsen for prisstigningen (se avsnitt 3.3). Forøvrig er 14 år nær våre anslag for de fysiske levetidene for disse godene (se appendiks B). Alt i alt tyder derfor resultatene på en høy grad av irreversibilitet i husholdningenes investeringsbeslutninger for varige forbrugsgoder.

Stone-varianten

Stone-varianten er basert på hypotesen om at det er *kjøpsutgiften til konsumgoder* (i nasjonalregnskapets forstand) som fordeles på utgiftsgrupper og ikke utgiften til konsumtjenester, som i de to foregående variantene. Estimeringsresultatene er gitt i tabell 5.7 og 5.8. Seksjon A i tabell 5.8 viser at Stone-varianten kommer relativt godt ut både hva angår føyningspresisjon og implisitte estimater på inntekts- og priselastisitetene. Dette er litt overraskende i lys av teoribetraktningene i kapittel 2. Den residuale variasjonskoeffisienten ligger på omtrent samme nivå som i kjøpsvarianten. Igjen er estimeringspresisjonen lavest for de varige godene, med en residual variasjonskoeffisient på 18.9 prosent for personbiler og 9.2 prosent for andre varige goder. Også her kommer matvarer føyningsmessig best ut (2.0 prosent), mens andre tjenester er dårligst blant de ikke-varige godene (5.6 prosent). Positivt seriekorrelerte restledd er imidlertid et problem i nesten alle ligningene i alternativ A og B. Dette er et moment som trekker klart i disfavør av Stone-varianten for konjunkturanalyseformål; den "greier ikke å fange opp dynamikken skikkelig". Dette må antas primært å skyldes feilspesifikasjon av etterspørselen etter de varige goder.

Rankeringen av godegruppene etter Engleelastisitet er likevel omtrent som man skulle vente, bortsett fra at gruppen andre varige goder kommer ut med det høyeste estimatet, 2.3. Personbiler har den nest høyeste inntektselastisiteten og matvarer, som tidligere, den laveste, 0.6. Sammenholdt med de tidligere varianter er de direkte priselastisitetene bemerkelsesverdige. Ikke bare er samtlige estimater negative, de har også høyere absoluttverdier - med matvarer som den minst priselastiske og kjøp av personbiler som den mest priselastiske gruppen.

Tabell 5.7. Sannsynlighetsmaksimeringsestimater for koeffisientene i Stone-varianten, (4.38) - (4.39).
 Estimeringsperiode: 1967.2 - 1978.4

		A	B	C	
β_i	i				
	00	0.13228	0.11968	0.21387	
	10	0.20597	0.20537	0.16920	
	20	0.12658	0.13079	0.22039	
	30	0.06531	0.12084	0.19246	
	40	0.16274	0.12663	0.23093	
	50	0.10332	0.09873	-0.00201 ^{a)}	
60	0.20380	0.19797	-0.02483		
ξ_{ih}	i				
	h				
	00	1	-0.02763	-0.02690	-0.03184
	00	2	-0.00637	-0.00800	0.00226 ^{a)}
	00	4	0.02721	0.02564	0.00503 ^{a)}
	10	1	0.04921	0.05452	0.03007
	10	2	0.04804	0.05021	0.00053 ^{a)}
	10	3	-0.00255 ^{a)}	0.00146 ^{a)}	-0.04781
	20	1	-0.03001	-0.02675	-0.04730
	20	2	-0.00359 ^{a)}	0.00338 ^{a)}	0.00229 ^{a)}
	20	4	0.04792	0.04630	0.03145
	30	1	-0.00654	-0.01540	0.05042
	30	3	-0.00980	-0.02172	-0.01252
	30	4	-0.05092	-0.05419	-0.03626
	40	2	-0.01109	-0.02103	-0.05265
	40	3	0.00720	0.00550	0.00431 ^{a)}
	40	4	0.03243	0.02289	0.00016 ^{a)}
50	1	0.01498	9.01444	-0.00135	
50	3	0.00019 ^{a)}	0.00154 ^{a)}	0.00035 ^{a)}	
50	4	-0.01596	-0.01492	0.00010 ^{a)}	
60	2	-0.02699	-0.01780	0.04757	
60	3	0.00496	0.01322	0.05568	
60	4	-0.04068	-0.02573	-0.00046	
$\gamma_i \cdot 10^{-4} / \gamma_i^* \cdot 10^{-4}$	i				
	00	0.33386 ^{b)}	0.33386	0.92128	
	10	0.17190 ^{b)}	0.17190	0.93575	
	20	0.18466 ^{b)}	0.18466	0.87467	
	30	0.02197 ^{b)}	0.02197	0.60690	
	40	0.04054 ^{b)}	0.04054	0.76250	
	50	0.11201 ^{b)}	0.11201	1.01529	
60	0.24771 ^{b)}	0.24771	0.84701		
λ_{i1}	i				
	00	-0.00018 ^{a)}	
	10	0.00112 ^{a)}	
	20	0.00093 ^{a)}	
	30	0.00009 ^{a)}	
	40	-0.00068 ^{a)}	
	50	-0.00028 ^{a)}	
60	-0.00100		
λ_{i2}	i				
	00	-0.02831 ^{a)}	
	10	-0.01874 ^{a)}	
	20	-0.01263 ^{a)}	
	30	0.11461	
	40	-0.09400	
	50	-0.00169 ^{a)}	
60	0.04080		

a) Ikke signifikant etter en ensidig test med nivå tilnærmet lik 0.05.

b) A priori satt lik verdien i kolonne B.

Tabell 5.8. Eterspørselastisiteter og føyningsobservatorer for enkeltligninger. Stone-varianten.a)
Estimeringsperiode: 1967.2 - 1978.4

Konsumkategorori, i	A					B					C				
	E_i	e_i	R_i^2	DW_i	VC_i	E_i	e_i	R_i^2	DW_i	VC_i	E_i	e_i	R_i^2	DW_i	VC_i
00	0.57	-0.293	0.971	2.4	2.0	0.52	-0.283	0.970	2.4	2.1	0.93	-0.276	0.934	2.7	3.1
10	1.10	-0.586	0.961	1.5	3.1	1.10	-0.586	0.961	1.4	3.3	0.90	-0.223	0.957	3.0	3.5
20	0.81	-0.410	0.986	1.2	2.3	0.84	-0.413	0.985	1.1	2.5	1.42	-0.318	0.986	2.1	2.4
30	1.39	-0.748	0.673	1.8	18.9	2.57	-0.763	0.610	0.7	22.0	4.11	-0.510	0.789	2.7	16.3
40	2.27	-0.731	0.937	1.3	9.2	1.77	-0.720	0.931	1.3	10.0	3.23	-0.414	0.943	2.1	9.2
50	1.01	-0.423	0.953	0.7	3.8	0.97	-0.420	0.950	0.6	4.3	-0.02	0.017	0.999	1.9	0.4
60	0.99	-0.464	0.950	0.9	5.6	0.96	-0.460	0.936	0.7	5.5	-0.12	-0.132	0.961	1.7	4.3
Funksjonsverdi, L	53.9					54.5					51.4				

a) For definisjon av symboler, se tabell 5.4 og appendiks A.

Et annet viktig trekk ved Stone-varianten er den beskjedne rolle kredittrestriksjonene spiller. Ved å sammenligne seksjon A og B i tabell 5.8 ser vi at det betyr lite for føyningsgraden hvorvidt finansielle variable inkluderes eller ikke. For de varige godene har de dog en viss effekt. Dette står i skarp kontrast til resultatene fra kjøpsvarianten.

Sammenligning av modellvariantene

La oss først betrakte sesongkomponentene. Som nevnt har vi forsøkt å velge spesifikasjonen av dummy-variable på en slik måte at basiskvartalet for hver enkelt utgiftsgruppe kan antas å representere et "normal-kvartal". Dette impliserer at de tre estimerte sesongkoeffisientene ikke bør ha samme fortegn. Av estimatene for ξ_{ih} i kolonne A i tabell 5.3, 5.5 og 5.7 ser vi at vi for de fullstendige spesifikasjonene av de ulike variantene har lyktes relativt bra i å "treffe" normalkvartalene ut fra dette kriteriet. Unntaket er gruppen andre varige goder i beholdnings- og kjøpsvariantene (alle ξ_{ih} negative) og personbiler i Stone-varianten (alle ξ_{ih} negative).

Sesongmønsteret er i det store og hele slik man kunne vente. Matvarer f.eks. har høysesong i 4. kvartal og lavsesong i 1. Tjenestegruppen, som bl.a. inneholder nordmenns konsum i utlandet, har høysesong i 3. kvartal, feriekvartalet, og lavsesong i årets siste kvartal. Disse mønstrene ser ut til å være lite følsomme overfor valget av modellvariant, og få av koeffisientene har ikke samme fortegn i alle variantene.

Ved samtlige forsøk vi har gjort med å spesifisere minstekvantaparameterene γ_i som konstante (seksjon A og B i tabellene 5.3 - 5.8), har estimeringen i beholdnings- og kjøpsvarianten gitt resultater for disse parametrene som det ikke er lett å akseptere ut fra økonomisk-teoretiske overveielser, blant annet positive estimater for de gjennomsnittlige direkte priselastisitetene. Problemet bunner antagelig i at våre estimater for γ_i blir liggende nær de tilhørende verdier av observert gjennomsnittskonsum, fordi de relative priser viser små variasjoner over observasjonsperioden, slik at vi ikke får "spilt datamaterialet tilstrekkelig ut" i prisretningen. (Se tabell 5.10) Dette problemet er ikke ukjent fra litteraturen omkring estimering av det lineære utgiftssystemet på grunnlag av kvartalsdata. (Se f.eks. Fisher, Mc Aleer og Whistler (1981).)

Våre forsøk med den alternative spesifikasjon av γ_i , $\gamma_{it} = \gamma_i^* \cdot X_{it-1}$, har imidlertid gitt opphav til andre typer av problemer. Det er tydelig at trenden som denne spesifikasjonen av minstekvantene representerer, "stjeler" forklaringskraft fra totalkonsumet. Man kunne derfor kanskje være fristet til å konkludere med at det er en felles underliggende trend i totalkonsumet, konsum av de varige goder og konsum av boligjenester som gir den signifikante virkning fra totalkonsum til de enkelte konsumgrupper

i de parametriseringer hvor γ_j er betraktet som konstant. Dersom man bare skulle legge vekt på å oppnå best mulig føyning til nasjonalregnskapets konsumtall, kunne derfor denne primitive vanedannelseshypotesen muligens være å foretrekke - selvom den åpenbart ikke er akseptabel i en konjunkturmodell.

I de øvrige spesifikasjonene rankeres godegruppene etter størrelsen av Engelelastisitetene omtrent som ventet. De varige forbruksgodene er gjennomgående mest følsomme overfor variasjoner i inntekten, mens matvarer er minst. De andre godene inntar en mellomstilling, med Engelelastisiteter rundt én. Det ser imidlertid ut til at punkttestimatene er følsomme ovenfor modellvariant. Kjøpsvarianten og Stone-varianten, som begge modellerer kjøpet av varige forbruksgoder, gir tildels høye Engelelastisiteter. I den fullstendige versjonen av kjøpsvarianten (seksjon A i tabell 5.5 og 5.6) har personbiler en elastisitet på 2.8 og andre varige goder 1.1. Forholdet er motsatt for Stone-varianten (seksjon A i tabell 5.7 og 5.8). Hvorvidt modellspesifikasjonene inneholder finansielle variable eller ikke, har betydning for punkttestimatet på inntektselastisitetene, og det er også på dette punkt forskjeller mellom modellvariantene. Inkludering av kredittvariable i kjøpsvarianten bidrar således til å øke Engelelastisiteten for biler og redusere den for andre varige goder, mens det motsatte er tilfellet for Stone-varianten. I beholdningsvarianten bidrar innføring av finansielle variable til reduserte Engelelastisiteter for begge gruppene.

Som en sammenfatning må en kunne si at resultatene varierer betydelig fra variant til variant. Beholdningsvarianten og kjøpsvarianten representerer i utgangspunktet to ulike måter å introdusere kredittmarkedsimperfeksjoner og tregheter på i tilpasningen av faktisk til ønsket beholdning av varige forbruksgoder. Resultatene tyder imidlertid på at forskjellen er mer grunnleggende, men siden modellversjonene ikke utgjør et hierarkisk system av hypoteser (de er "non-nested hypotheses"), kan de ikke formelt prøves mot hverandre ved klassiske inferensmetoder. Vurdert på grunnlag av sine føynings-egenskaper må kjøpsvarianten rankeres foran beholdningsvarianten.

Mellom kjøpsvarianten og Stone-varianten er det vanskeligere å "velge". Føyningsmessig kommer disse variantene ganske likt ut i de fullstendige versjonene, og for et så omfattende system av konsumrelasjoner estimert på kvartalsdata må deres føyningsegenskaper sies å være tilfredsstillende. Et poeng en må ta hensyn til når en skal vurdere variantene mot hverandre for bruk i en konjunkturanalysemodell, er at hvorvidt man inkluderer variable for finansieringsrestriksjoner eller ikke, spiller stor rolle for kjøpsvarianten, men ikke for Stone-varianten. Under ellers like forhold må det sies å være en fordel å ha en modell med få eksogene forklaringsvariable. Et tilleggsmoment er at den indikatoren vi har nyttet for selvfinansiering, har karakter av en residual og følgelig vil kunne være vanskelig å modellere med rimelig grad av presisjon.

Heller ikke de estimerte verdiene på Engelelastisitetene gir grunnlag å skille mellom disse to modellvariantene. Godenes ranking etter inntektselastisiteter er i begge tilfelle vanskelig å avise på a priori grunnlag, selv om kjøpsvariantens resultat med personbilkjøp som den mest inntektselastiske gruppen kanskje er lettest å akseptere. Men kjøpsvariantens kortsiktige direkte priselastisiteter er derimot noe nær uakseptable. De er svært lave i tallverdi, og for kjøp av personbiler er estimatet endog positivt. Stone-varianten kommer klart bedre ut etter dette kriteriet.

Vurdert ut fra estimeringsresultatene for fordelingsrelasjonene alene vil kanskje Stone-varianten være å foretrekke for modellformål. Den gir god føyning, rimelige anslag både for pris- og inntektselastisiteter, og den oppfyller automatisk budsjettrestriksjonen. Men når det gjelder autokorrelasjon i restleddsfordelingen, scorer den lavere enn kjøpsvarianten. For modellformål må systemet av fordelingsrelasjoner imidlertid sees i sammenheng med spesifikasjonen av makrokonsumfunksjonen. Kjøpsvarianten tilhører et fullstendig konsumsystem hvor makrokonsumfunksjonen modellerer konsumtjenestene, mens Stone-varianten tilordnes en makrokonsumfunksjon som modellerer konsumutgiften. *Konsummodellen utgjør en helhet*; fordelingsrelasjonene kan ikke velges uavhengig av makrokonsumfunksjonen. I kapittel 6 ser vi nærmere på dette ved å simulere de fullstendige konsumsystemene over observasjonsperioden.

Viktig i denne sammenheng er også det faktum at Stone-varianten overhodet ikke skiller mellom varige og ikke-varige goder. Ikke desto mindre har dette skillet helt klart vært viktig for konjunkturforløpet i etterkrigstiden, se Biørn og Jensen (1983). For et konsumsystem som skal inngå i en korttidsmodell som KVARTS, er det derfor nødvendig med en særbehandling av de varige forbruksgoder. Stone-varianten må i dette perspektiv anses som mindre godt egnet. Houthakker

og Taylor's sterke advokatur for bruk av dynamiske modeller i analyser av konsumetterspørsele, som vi siterte i innledningskapitlet, tar vi også som et argument i favør av kjøpsvarianten. Houthakker og Taylor finner, som vi, at priseffektene gjennomgående er svake når de benytter en modell som tar hensyn til vanedannelse; i over halvparten av konsumgruppene i deres analyse falt prisvariablene ut etter signifikantstesting. Deres konklusjon, som våre resultater altså bekrefter, er at "The lack of a strong overall influence of prices is consistent with the predominance of habit formation". (Houthakker og Taylor (1970, p. 165).)

5.2.3. Forsøk med alternative spesifikasjoner av sesongeffekter

I avsnitt 4.1 drøftet vi flere mulige måter å innarbeide sesong i modellstrukturen på. En begrensning ved den spesifikasjonen vi har benyttet i avsnitt 5.2.2, er at sesongvariasjonene så å si blir "hekket utenpå" resten av modellstrukturen, ikke integrert i ligningssystemet. Vi har derfor eksperimentert med noen alternative spesifikasjoner, blant eksemplene (ii) - (vi) i avsnitt 4.1, alle innenfor rammen av den enkleste versjon av beholdningsvarianten.

Generelt må erfaringene sies å være nedslående, da vi stadig møtte konvergensproblemer. Den sannsynlige årsak til dette er at de variantene av sesongspesifikasjoner vi forsøkte, alle representerer sesongkomponentene ved for få parametre. Vi kan si at vi søkte å "presse" et relativt komplisert sesongmønster på et for lite antall parametre. En variant tilsvarende eksempel (iv) (ligning (4.26)) har vi imidlertid fått igjennom, og resultatene er presentert i tabell 5.9. Vi sammenligner disse med resultatene i seksjon B i tabell 5.3 og 5.4.

Det viser seg at den alternative formuleringen av sesongeffektene ikke fører til markert dårligere føyning vurdert etter én-relasjons-observatorene, til tross for at antall koeffisienter er vesentlig redusert. De "bedrede" verdier av Durbin-Watson-observatoren kan tolkes på flere måter. En mulig tolkning er at den mer restriktive parametriseringen ikke klarer å fange opp sesongen i sin helhet, og at dette bidrar til å redusere seriekorrelasjonen av første orden. Vi skulle da kunne finne at det er noe sesong igjen i residualene i form av høyere - spesielt fjerde - ordens autokorrelasjon. En nærmere undersøkelse av dette er imidlertid ikke foretatt.

Mønsteret i inntekts- og priselastisitetene ser ikke ut til å påvirkes av hvordan sesongen modelleres. Har man estimeringsmessige frihetsgrader nok, ser det dermed ut til at valget av sesongformulering ikke er essensielt for fastleggelsen av de økonomiske strukturparametre. Hvor robust denne konklusjonen er, vet vi imidlertid ikke, siden den bare bygger på resultatene fra denne ene modellvarianten.

Tabell 5.9. Alternativ spesifisering av sesongeffekter (multiplikativ sesong)^{a)}. Sannsynlighetsmaksimeringsestimater.
Estimeringsperiode: 1966.2 - 1978.4

<u>Koeffisientestimater</u>			
i	β_i	$\gamma_i \cdot 10^{-4}$	δ_i
00	0.12643	0.42769	-0.19009
10	0.25237	0.36855	0.17537
20	0.14734	0.29102	-0.26626
30	0.06246	2.74201	0.05094
40	0.08655	4.54167	0.06674
50	0.13293	0.19362	0.10529
60	0.19020	0.40289	0.05690

k	μ_k
2	0.01961
3	-0.01387 ^{b)}
4	-0.08380

a) Basert på sesongformuleringen i ligning (4.26).

b) Ikke signifikant etter en ensidig t-test med tilnærmet nivå lik 0.05.

Tabell 5.9. (forts.)

Etterspørselastisiteter og føyningsobservatorer for enkeltligninger

Konsumkategori, i	E_i	e_i	R_i^2	DW_i	VC_i
00	0.53	-0.098	0.975	2.3	2.0
10	1.31	-0.164	0.908	2.0	5.6
20	0.91	-0.092	0.969	1.1	3.8
30	2.00	0.102	0.983	1.7	3.8
40	1.58	0.037	0.977	1.5	3.5
50	1.27	-0.038	0.983	1.9	2.5
60	0.89	-0.113	0.895	1.4	6.5
Funksjonsverdi, L			61.9		

Tabell 5.10. Budsjettandeler og konsum i faste priser. Gjennomsnitt for perioden 1966.2 - 1978.4

Konsumkategori i	Budsjettandeler		Konsumutgift Mill. 1975-kroner	
	Konsum- tjenester ^{a)}	Konsum- utgifter ^{b)}	Kjøp	Beholdning
00	0.239	0.231	4100	..
10	0.193	0.187	3301	..
20	0.162	0.156	2733	..
30	0.032	0.047	815	23256
40	0.055	0.072	1263	40074
50	0.105	0.102	1741	..
60	0.214	0.206	3678	..

a) Basert på $\lambda = 0.015$. Se avsnitt 5.2.1.

b) Nasjonalregnskapets definisjon.

5.3. Makrokonsumfunksjonen

Vi går så over til estimerings- og testresultatene for makrokonsumfunksjonen. Som påpekt i avsnitt 2.4, er mekanismen som beskriver hvordan husholdningene danner seg oppfatninger om sin fremtidige realinntekt et meget viktig element i den økonometriske spesifikasjon av denne funksjonen. I tråd med en rekke tidligere empiriske arbeider har vi valgt å representere forventningsdannelsen som en lag-fordeling over tidligere observerte inntekter. Økonomisk teori gir dessverre praktisk talt ingen holdepunkter for den nøyaktige utforming av lag-strukturen - verken når det gjelder lengden av eller formen på lag-fordelingen. Vi har derfor eksperimentert med polynomiske lag-fordelinger (Almon-lag) av forskjellig lengde og polynomgrad og er blitt stående ved en lag-fordeling over 8 kvartaler (dvs. $K=7$ i (4.41)) tilpasset et annengradspolynom som den beste spesifikasjonen. Statistisk sett skiller den seg imidlertid ikke klart ut, og selv om vi får det gjennomsnittlige lag relativt presist bestemt, er estimatene på de enkelte koeffisienter følsomme overfor valget av parametrisering. Dette er et resultat som stemmer overens med tidligere undersøkelser. Med tanke på at makrokonsumfunksjonen skal inngå i en konjunkturmodell er dette problematisk, da den nøyaktige form på lag-fordelingen vil gi et avgjørende bidrag til modellens bilde av konjunkturforløpet på grunn av konsumets sentrale stilling i økonomien. Det er derfor stort behov for ytterligere forskning omkring dette problemet.

De spørsmål vi spesielt vil være interessert i, er rentenivåets og prisstigningsratens betydning for konsumerterspørselen og hvilken rolle formuen spiller. Når det gjelder finansielle formuesvariable, er et sentralt spørsmål hvorvidt de positive komponenter (i vårt datamateriale representert ved husholdningssektorens bankinnskudd, I^{BH}) virker symmetrisk med de negative (representert ved husholdningenes lån i banksektoren, L^{BH}) - altså hvorvidt bare nettoformuen har betydning eller om størrelsen av formuen og gjelden hver for seg spiller inn.

For å kunne håndtere disse hypotesene (og kombinasjoner av dem) simultant uten å miste kontroll med signifikansnivået ved testingen har vi spesifisert et *testskjema* og anvendt en strategi for *multippel testing*. Testskjemaet er illustrert i figur 5.1. Det gir en hierarkisk ordning av de hypotesene vi er interessert i, med den mest generelle på toppen og den mest spesielle på bunnen. Seksten hypoteser er spesifisert, betegnet som H_1, \dots, H_{16} . H_1 svarer til ligning (4.41) uten andre restriksjoner enn at lag-koeffisientene til inntektsvariabelen, c_i ($i=1, \dots, 7$), er representert ved et annengradspolynom (Almon-lag med "halerestriksjon"):

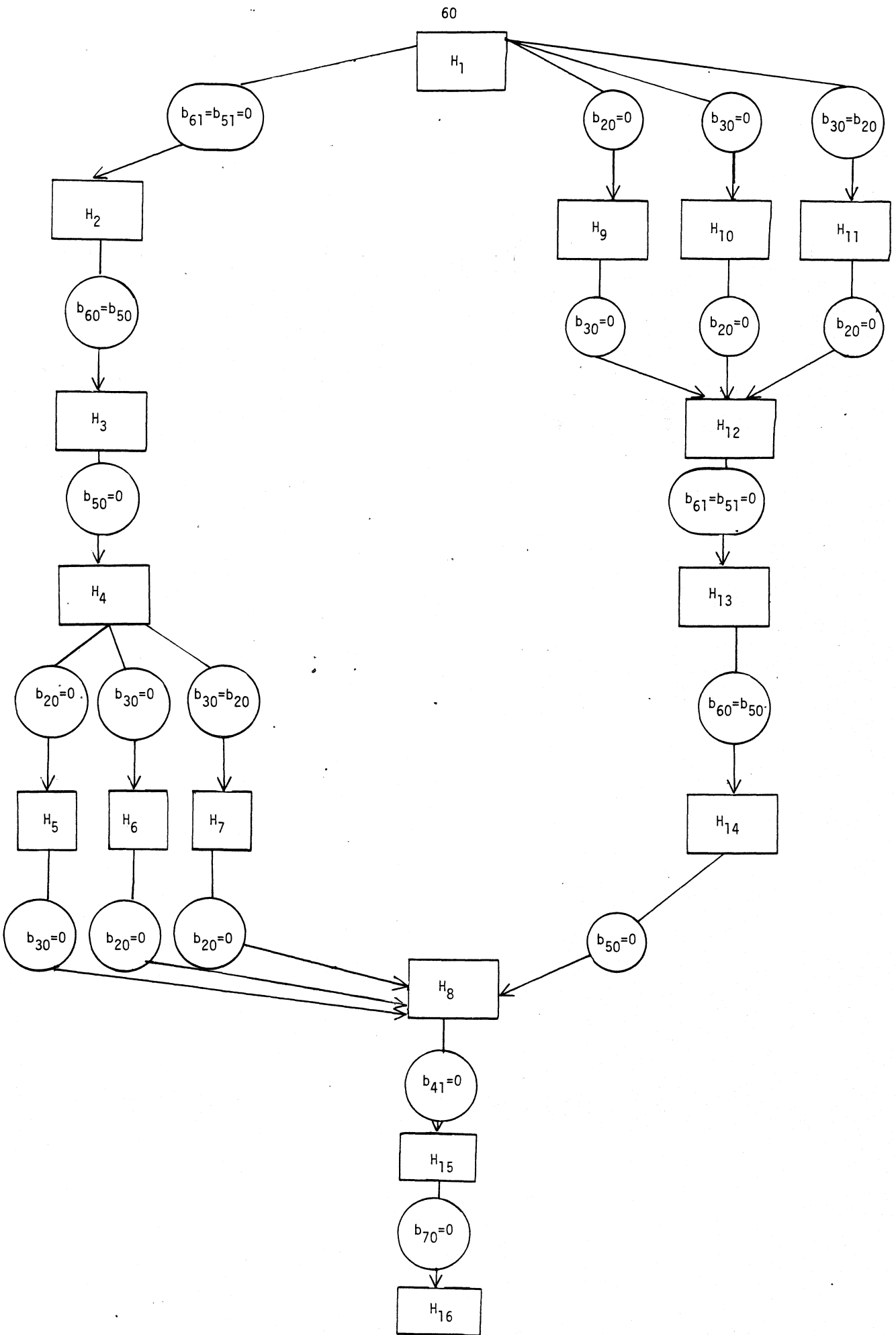
$$\begin{aligned}
 H_1: C_t^* &= \{a_{01}d_{1t} + a_{02}d_{2t} + a_{03}d_{3t} + d_{4t}\} \\
 &\{b_{00} + b_{10} \frac{Y_t^*}{P_t^C} + b_{20}[r_t - (\frac{\Delta P^C}{P^C})_t] + b_{30} (\frac{\Delta P^C}{P^C})_t \\
 &+ [1 + b_{41}(r_t - (\frac{\Delta Y^*}{Y^*})_t)] \sum_{i=1}^7 c_i (\frac{Y^*}{P^C})_{t-i} \\
 &+ [b_{50} + b_{51} r_t] \frac{I_{t-1}^{BH}}{P_t^C} - [b_{60} + b_{61} r_t] \frac{L_{t-1}^{BH}}{P_t^C} \\
 &+ b_{70} \frac{F_{t-1}^H}{P_t^C} + b_{80} d_t^{\text{moms}}\} + v_t.
 \end{aligned}$$

Den mest restriktive hypotese, H_{16} , inkluderer bare inntekten, sesongdummiene og moms-dummiene, dvs.

$$\begin{aligned}
 H_{16}: C_t^* &= \{a_{01} d_{1t} + a_{02} d_{2t} + a_{03} d_{3t} + d_{4t}\} \\
 &\{b_{00} + b_{10} \frac{Y_t^*}{P_t^C} + \sum_{i=1}^7 c_i (\frac{Y^*}{P^C})_{t-i} + b_{80} d_t^{\text{moms}}\} + v_t.
 \end{aligned}$$

På pilene som forbinder de enkelte hypoteser, er angitt den eller de koeffisientrestriksjoner som pålegges når vi går fra en hypotese til den neste: H_2, H_9, H_{10} og H_{11} er altså spesialtilfelle av H_1 ; H_3 er et spesialtilfelle av H_2 etc.

Hver av de 16 spesifikasjonene er estimert ved ikke-lineær minste kvadraters metode fordi sesongeffektene inngår multiplikatv, og koeffisienten b_{41} virker multiplikatv til koeffisientene i lag-fordelingen til inntektsvariabelen, c_i . Under våre restleddsforutsetninger vil estimatorene falle sammen med sannsynlighetsmaksimeringsestimatorene: Estimeringen er utført både for konsumvarianten (konsum = C^* , inntekt = Y^*) og utgiftsvarianten (konsum = C , inntekt = Y). Verdiene av den residuale kvadratsum og Durbin-Watson-observatoren for alle disse spesifikasjonene er gitt i tabell 5.11.



Figur 5.1. Testskjema for makrokonsumfunksjonen.

Tabell 5.11. Residual kvadratsum (SSR) og Durbin-Watson-observatorer (D.W.) for alternative spesifikasjoner av makrokonsumfunksjonen.
 Estimeringsperiode: 1968.4 - 1978.4.
 Estimeringsmetode: Minste kvadraters metode

Modell-spesifikasjon ^{a)}	Antall frie koeff.	Residual kvadratsum (SSR) $\times 10^{-5}$		Durbin-Watson-observator (D.W.)	
		Konsumvariant	Utgiftsvariant	Konsumvariant	Utgiftsvariant
H ₁	16	6.009	14.14	2.52	2.17
H ₂	14	6.405	16.01	2.44	2.02
H ₃	13	7.917	17.96	2.10	1.88
H ₄	12	7.919	18.88	2.09	1.73
H ₅	11	8.835	28.38	2.00	1.45
H ₆	11	8.605	28.64	1.99	1.35
H ₇	11	8.365	19.33	2.18	1.77
H ₈	10	8.980	28.67	2.08	1.37
H ₉	15	6.272	15.19	2.45	2.05
H ₁₀	15	6.294	15.23	2.44	2.05
H ₁₁	15	6.281	14.18	2.54	2.19
H ₁₂	14	7.005	15.73	2.44	2.07
H ₁₃	12	7.231	22.18	2.43	1.72
H ₁₄	11	8.980	28.20	2.09	1.40
H ₁₅	9	9.589	29.93	2.10	1.21
H ₁₆	8	9.589	30.13	2.11	1.22

a) Se figur 5.1.

Det er umiddelbart klart at føyningen av makrokonsumfunksjonen til våre data er markert bedre når vi bruker tjenestedefinisjonen av konsum (og tilhørende inntektsdefinisjon) enn når vi legger den mer tradisjonelle kjøpsdefinisjonen til grunn. Den residuale kvadratsum reduseres til mellom halvparten og tredjeparten. Også verdiene av Durbin-Watson-observatoren tyder på at det er mindre problemer med restleddsfordelingen i konsumvarianten enn i kjøpsvarianten.¹¹⁾ Spesielt i de mer restriktive spesifikasjonene (H₅, H₆, H₇, H₈, H₁₄, H₁₅ og H₁₆) antar denne observatoren langt lavere verdier i den siste varianten enn i den første.

La oss først se på den multiple testen. De 20 pilene i figur 5.1 representerer de 20 deltestene i testskjemaet. Den teststrategi vi har valgt, består i at vi "tester oss nedover", fra basishypotesen H₁ til de stadig mer spesialiserte hypoteser, inntil en hypotese forkastes med et valgt nivå α . Den alternative hypotese ved denne siste deltesten - forutsatt at bare én deltest har denne egenskapen - betraktes som "løsning" på testproblemet. Siden det er 20 deltester som opptrer og hver av dem testes med nivå α , vil det totale signifikansnivå være høyst lik 20α , idet dette er en øvre grense for å begå forkastningsfeil minst én gang.¹²⁾ Som testmetode for hver enkelt deltest benytter vi en sannsynlighetskvotetest (Likelihood Ratio test). Denne er en asymptotisk test som det er naturlig å bruke fordi vår modell er ikke-lineær og er estimert ved sannsynlighetsmaksimeringsmetoden.¹³⁾ Verdiene av testobservatoren - som under de respektive nullhypotesene er tilnærmet χ^2 - fordelt med antall frihetsgrader lik antall restriksjoner - er gitt i tabell 5.12. Velger vi $\alpha = 0.01$, som tilsvarer et totalt signifikansnivå på (høyst) 20 prosent, finner vi både for konsumvarianten og kjøpsvarianten to "løsninger" på testproblemet etter kriteriet ovenfor.¹⁴⁾

11) Durbin-Watson-observatoren gjelder testing av første ordens autokorrelasjon. Vi har også testet for høyere ordens autokorrelasjon ved hjelp av Box-Pierce tester (Pierce (1971)). Konklusjonen ovenfor opprettholdes.

12) Dvs. påstå *minst én gang* at en restriktiv hypotese bør forkastes til fordel for en mer generell når det faktisk ikke er grunnlag for denne konklusjon. Dette følger av regler i elementær sannsynlighetsregning. Ved at vi her behandler alle deltestene symmetrisk utnytter vi imidlertid i liten grad informasjon om den nøyaktige "struktur" i testtreet. Vårt valg av testkriterium og tolkningen av våre signifikanssannsynligheter er derfor bare ett alternativ blant flere mulige.

13) For nærmere detaljer om metoden, se f.eks. Madansky (1976, s. 212-214).

14) For kjøpsvarianten blir utfallet det samme om α settes lik 0.001, dvs. et totalt signifikansnivå på 2 prosent.

Tabell 5.12. Testobservatorer for Likelihood Ratio-testing (sannsynlighetskvotetesting) av hypotesene H_1, \dots, H_{16} .Testobservator = $-2 \log \lambda$, hvor λ = Likelihood Ratio.^{a)}De aktuelle χ^2 -fraktiler er

$$\alpha=0.01: \chi^2(1) = 6.63, \chi^2(2) = 9.21$$

$$\alpha=0.001: \chi^2(1) = 10.83, \chi^2(2) = 13.81$$

Test av hypotese ^{b)}	Antall restr.	Testobservator	
		Konsumvariant	Utgiftsvariant
H_2 vs. H_1	2	2.617	5.092
H_3 vs. H_2	1	8.689	4.712
H_4 vs. H_3	1	0.010	2.048
H_5 vs. H_4	1	4.488	16.711
H_6 vs. H_4	1	3.406	17.085
H_7 vs. H_4	1	2.246	0.966
H_8 vs. H_5	1	0.667	0.417
H_8 vs. H_6	1	1.750	0.043
H_8 vs. H_7	1	2.909	16.162
H_9 vs. H_1	1	1.756	2.937
H_{10} vs. H_1	1	1.900	3.045
H_{11} vs. H_1	1	1.815	0.116
H_{12} vs. H_9	1	4.532	1.432
H_{12} vs. H_{10}	1	4.388	1.324
H_{12} vs. H_{11}	1	4.473	4.253
H_{13} vs. H_{12}	2	1.302	14.089
H_{14} vs. H_{13}	1	8.882	9.845
H_8 vs. H_{14}	1	0.000	0.678
H_{15} vs. H_8	1	2.690	1.763
H_{16} vs. H_{15}	1	0.000	0.273

a) I dette tilfelle er $\lambda = (SSR_1/SSR_0)^{n/2}$, hvor SSR_0 og SSR_1 er residual kvadratsum under henholdsvis nullhypotese og alternativ, og $n = 41$ er antall observasjoner. Dermed blir $-2 \log \lambda = n \log (SSR_0/SSR_1)$.

b) Se figur 5.1.

Konsumvarianten: H_2 eller H_{13} .

Utgiftsvarianten: H_7 eller H_{12} .

Velger vi den løsningen som gir lavest residual kvadratsum, blir resultatet henholdsvis H_2 (residual kvadratsum 6.405×10^5) og H_{12} (residual kvadratsum 15.73×10^5). De tilhørende koeffisientestimer for disse, og noen andre utvalgte, spesifikasjoner er gitt i tabellene 5.13 og 5.14. Estimer for lag-koeffisientene til inntektsvariabelen er gitt i tabell 5.15.

Det er flere interessante konklusjoner disse tabellene gir grunnlag for:

(i) De relative sesongutslag er omtrent like sterke for kjøpsvarianten som for konsumvarianten og avhenger lite av hvilke variable som ellers er spesifisert i ligningen. I 1., 2. og 3. kvartal utgjør konsumet i gjennomsnitt henholdsvis ca. 86-87 prosent, 93-94 prosent og 91-93 prosent av nivået i 4. kvartal (koeffisientene a_{01} , a_{02} og a_{03}).

(ii) Prishoppet som følge av overgangen til merverdiavgift i 1970 slo - ikke uventet - sterkere ut i kjøpsutgiften enn i konsumet etter vår tjenestedefinisjon. (Sammenlign estimatene for b_{80} i tabell 5.13 og 5.14). Jevnfør også Biørn og Jensen (1983, s. 10).

(iii) Det synes å være lengre reaksjonstid på inntektsendringer i konsumvarianten av makrokonsumfunksjonen enn i utgiftsvarianten. Den kortsiktige marginale konsumtilbøyelighet, b_{10} , er langt lavere for den første enn for den siste. I den mest generelle spesifikasjonen (H_1) er estimatene for eksempel henholdsvis 0.17 og 0.50. I de fleste spesifikasjonene av konsumvarianten er ikke engang den kortsiktige marginale konsumtilbøyelighet signifikant positiv - dvs. inntekten i inneværende kvartal har ikke signifikant effekt på det løpende konsum. I noen tilfelle gir utgiftsvarianten estimater på inntektens langsiktige marginale konsumtilbøyelighet, $b_{10} + \sum_i c_i$, på over 1 - i spesifikasjon H_1 f.eks. 1.23.

Slike problemer møter vi bare i meget liten grad i konsumvarianten.

(iv) Vi får også mindre rimelige estimater på inntektens lag-koeffisienter i utgiftsvarianten enn i konsumvarianten - blant annet negative estimater, hvilket strider mot våre a priori oppfatninger om lag-fordelingen. Disse estimatene er imidlertid ikke signifikant forskjellige fra null. Likevel bestyrker resultatene den konklusjon vi trakk på grunnlag av Durbin-Watson-observatoren om at utgiftsvarianten av makrokonsumfunksjonen har vanskeligere for å "fange opp dynamikken" i konsumetterspørselen enn konsumvarianten har.

(v) Hypotesen om at finansformue (bankinnskudd) og gjeld virker symmetrisk på konsumetterspørselen, $b_{60} = b_{50}$, blir forkastet alle steder i testskjemaet hvor den testes, dvs. H_3 mot H_2 og H_{14} mot H_{13} , når signifikansnivået settes til $\alpha = 0.05$. Dette gjelder for begge modellvarianter.¹⁵⁾ Konklusjonen om asymmetri når det gjelder positive og negative formueskomponenter står altså forholdsvis sterkt. I Biørn (1979b, s. 35) ble det trukket en tilsvarende konklusjon på grunnlag av mikrodata. Denne analysen tydet imidlertid på at det særlig er de ikke-varige godene som bidrar til dette resultatet. I konsumvarianten og de fleste spesifikasjonene av utgiftsvarianten er estimatet for b_{60} negativt, som innebærer at utlån fra banksektoren bidrar til å øke konsumetterspørselen. I situasjoner med kredittrasjonering, som vi har hatt i mesteparten av observasjonsperioden, er dette et plausibelt resultat. Koeffisienten til realformuesvariabelen (deflatert verdi av beholdning av konsumkapital) er derimot systematisk negativ i alle varianter. Det strider mot vår a priori oppfatning om denne parameteren på makronivå, og vi har ikke kunnet finne noen rimelig forklaring på dette resultatet.

(vi) Renten synes å ha en signifikant effekt på konsumet. I de spesifikasjonene som kom ut av den multiple testprosedyren, dvs. H_2 for konsumvarianten og H_{12} for utgiftsvarianten, opptrer rentevariable i en eller annen form. Samme konklusjon får vi om vi tester for renteeffekter mer direkte. Tester vi med utgangspunkt i H_4 hypotesen $b_{20} = b_{30} = b_{41} = 0$ (dvs. H_{15} mot H_4) med en sannsynlighetskvotetest, finner vi en testobservator på 7.845 i konsumvarianten og 18.891 i utgiftsvarianten. Den tilhørende 5 prosentfraktil i χ^2 -fordelingen med 3 frihetsgrader er 7.81. På tross av at det ut fra rent teoretiske betraktninger kan argumenteres for at renten i en situasjon med kredittrasjonering vil være uten betydning for konsumet, finner vi altså at den likevel er en utsagnskraftig variabel. I alle spesifikasjonene unntatt H_1 kommer koeffisienten foran realrentevariabelen, b_{20} , ut med a priori riktig fortegn. I tallverdi er estimatene størst for utgiftsvarianten. Dette er rimelig, siden kjøp av (investering i) varige konsumgoder må antas å være mer rentefølsomt enn resten av konsumet. I konsumvarianten har også koeffisienten b_{41} , som representerer rentens effekt på inntektens marginale konsumtilbøyelighet, det fortegn vi ville vente (jfr. avsnitt 2.4) - den er negativ i samtlige tilfelle. I utgiftsvarianten får vi motsatt resultat.

(vii) Vi kan ikke forkaste hypotesen $b_{30} = b_{20}$, altså at det er nominalrenten og ikke realrenten som spiller en rolle for konsumet. Virkningen av prisstigningen utover den effekt den indirekte har ved at prisnivået opptrer som deflator for inntekts- og formuesvariablene i konsumfunksjonen, er altså uklar.

¹⁵⁾ Med $\alpha = 0.01$ kan hypotesen H_3 mot H_2 ikke forkastes i utgiftsvarianten, men forkastes forøvrig.

(viii) Den residuale variasjonskoeffisient for konsumvarianten av makrokonsumfunksjonen er under 1 prosent; for utgiftsvarianten er den omkring 1.5 prosent. Dette må betegnes som en relativt god føyning til data i betraktning av at funksjonene er estimert på kvartalsdata som ikke er sesongjustert.

Tabell 5.13. Makrokonsumfunksjonen. Konsumvarianten. Estimeringsresultater for alternative modellspesifikasjoner.

Estimeringsperiode: 1968.4 - 1978.4.

Estimeringsmetode: Minste kvadraters metode.^{a)}

Gjennomsnittlig konsumutgift (C*) = 17847.3 mill 1975-kroner

	Modellspesifikasjon ^{b)}							
	H ₁	H ₂	H ₄	H ₇	H ₈	H ₁₂	H ₁₃	H ₁₆
a ₀₁	0.8675 (0.0090)	0.8686 (0.0074)	0.8676 (0.0079)	0.8652 (0.0077)	0.8679 (0.0077)	0.8662 (0.0085)	0.8668 (0.0072)	0.8764 (0.0050)
a ₀₂	0.9283 (0.0125)	0.9340 (0.0096)	0.9258 (0.0095)	0.9235 (0.0093)	0.9270 (0.0092)	0.9304 (0.0107)	0.9326 (0.0090)	0.9382 (0.0052)
a ₀₃	0.9232 (0.0085)	0.9270 (0.0079)	0.9235 (0.0080)	0.9271 (0.0076)	0.9286 (0.0077)	0.9302 (0.0081)	0.9321 (0.0077)	0.9289 (0.0075)
b ₀₀	-3137.9 (5424.7)	3412.7 (381.2)	3812.2 (312.7)	3939.5 (299.6)	4018.7 (299.6)	2992.6 (842.6)	3615.0 (371.8)	4224.4 (215.5)
b ₁₀	0.1683 (0.1495)	0.2006 (0.1238)	0.1561 (0.1299)	0.0869 (0.1192)	0.1086 (0.1204)	0.1209 (0.1296)	0.1245 (0.1136)	0.2360 (0.0782)
b ₂₀ × 10 ⁻⁵	1.059 (1.014)	-0.1136 (0.0973)	-0.1835 (0.1004)	-0.1424 (0.0961)	-	-	-	-
b ₃₀ × 10 ⁻⁵	1.088 (1.001)	-0.0726 (0.0940)	-0.1509 (0.0954)	-0.1424 (0.0961)	-	-	-	-
b ₄₁	-0.0597 (0.1110)	-0.0643 (0.1226)	-0.0810 (0.1081)	-0.1673 (0.0711)	-0.1702 (0.0835)	-0.1842 (0.0779)	-0.1964 (0.0821)	-
b ₅₀	-0.6147 (0.6024)	0.0690 (0.0588)	-	-	-	-0.1019 (0.4886)	0.0714 (0.0592)	-
b ₅₁	12.32 (10.99)	-	-	-	-	3.04 (9.09)	-	-
b ₆₀	-0.6316 (0.4992)	-0.0472 (0.0536)	-	-	-	-0.1724 (0.3813)	-0.0451 (0.0546)	-
b ₆₁	10.90 (9.14)	-	-	-	-	2.38 (6.75)	-	-
b ₇₀	-0.1242 (0.0450)	-0.1241 (0.0438)	-0.0689 (0.0392)	-0.0501 (0.0368)	-0.0337 (0.0356)	-0.0983 (0.0429)	-0.0939 (0.0415)	-
b ₈₀	535.2 (147.4)	545.7 (145.9)	565.2 (156.0)	469.6 (138.4)	442.6 (139.7)	433.7 (135.7)	414.0 (130.7)	399.5 (135.1)
$\sum_{i=1}^7 c_i$	0.847 (0.262)	0.736 (0.218)	0.887 (0.221)	0.885 (0.223)	0.760 (0.209)	0.757 (0.241)	0.680 (0.201)	0.502 (0.080)
$\hat{\sigma}_u$	155.0	154.0	165.2	167.0	170.2	161.1	157.9	170.5

a) Asymptotiske standardavvik i parentes. $\hat{\sigma}_u$ = estimat på residuall standardavvik.

b) Se figur 5.1.

Tabell 5.14. Makrokonsumfunksjonen. Utgiftsvarianten.
 Estimeringsresultater for alternative modellspesifikasjoner.
 Estimeringsperiode: 1968.4 - 1978.4.
 Estimeringsmetode: Minste kvadraters metode.^{a)}
 Gjennomsnittlig kjøpsutgift (C) = 18529.0 mill. 1975-kroner

	Modellspesifikasjon ^{b)}							
	H ₁	H ₂	H ₄	H ₇	H ₈	H ₁₂	H ₁₃	H ₁₆
a ₀₁	0.8610 (0.0127)	0.8698 (0.0112)	0.8678 (0.0115)	0.8661 (0.0112)	0.8785 (0.0093)	0.8633 (0.0121)	0.8731 (0.0078)	0.8687 (0.0084)
a ₀₂	0.9338 (0.0180)	0.9529 (0.0145)	0.9429 (0.0141)	0.9413 (0.0138)	0.9596 (0.0105)	0.9428 (0.0157)	0.9643 (0.0091)	0.9463 (0.0087)
a ₀₃	0.9106 (0.0118)	0.9153 (0.0116)	0.9085 (0.0116)	0.9120 (0.0108)	0.9169 (0.0135)	0.9180 (0.0112)	0.9244 (0.0131)	0.9201 (0.0126)
b ₀₀	-11480 (8078)	2089.7 (656.2)	2794.0 (608.8)	2982.5 (564.9)	3347.5 (482.3)	-137.0 (1327.4)	2367.0 (625.9)	3394.1 (392.7)
b ₁₀	0.4962 (0.2215)	0.6657 (0.1937)	0.6620 (0.1980)	0.5984 (0.1811)	0.7423 (0.1699)	0.5186 (0.1920)	0.6754 (0.1586)	0.5461 (0.1362)
b ₂₀ × 10 ⁻⁵	2.019 (1.486)	-0.5497 (0.1726)	-0.6449 (0.1695)	-0.5902 (0.1554)	-	-	-	-
b ₃₀ × 10 ⁻⁵	2.032 (1.469)	-0.5076 (0.1651)	-0.6119 (0.1586)	-0.5902 (0.1554)	-	-	-	-
b ₄₁	0.1895 (0.2762)	0.3909 (0.6154)	0.2192 (0.3369)	0.1102 (0.2689)	1.9363 (3.6107)	0.1314 (0.3114)	1.8067 (2.7964)	-
b ₅₀	-0.5963 (0.8952)	-0.0173 (0.0928)	-	-	-	0.2040 (0.7296)	0.0603 (0.0996)	-
b ₅₁	9.77 (16.38)	-	-	-	-	-4.58 (13.58)	-	-
b ₆₀	-0.7144 (0.7422)	-0.1465 (0.0842)	-	-	-	0.0144 (0.5702)	-0.1452 (0.0919)	-
b ₆₁	11.19 (13.55)	-	-	-	-	-2.57 (10.06)	-	-
b ₇₀	-0.0946 (0.0691)	-0.1161 (0.0676)	-0.0644 (0.0574)	-0.0432 (0.0515)	0.0078 (0.0356)	-0.0782 (0.0623)	-0.1100 (0.0547)	-
b ₈₀	939.8 (222.7)	971.9 (226.2)	1003.5 (236.6)	909.2 (207.1)	815.8 (238.4)	873.5 (199.7)	788.5 (217.4)	841.1 (239.5)
$\sum_{i=1}^7 c_i$	0.735 (0.400)	0.390 (0.344)	0.622 (0.342)	0.595 (0.339)	0.050 (0.144)	0.514 (0.367)	0.009 (0.081)	0.285 (0.138)
$\hat{\sigma}_u$	237.8	243.5	255.1	253.8	304.1	241.4	276.6	302.2

a) Asymptotiske standardavvik i parentes. $\hat{\sigma}_u$ = estimat på residuall standardavvik.
 b) Se figur 5.1.

Tabell 5.15. Makrokonsumfunksjonen. Estimert lag-fordeling til inntektsvariabelen: c_i , $i = 1, 2, \dots, 7$.
Utvalgte modellspesifikasjoner.
A priori restriksjon: Almon-lag av 2. grad med halerestriksjon.

i	Konsumvariant				Utgiftsvariant			
	H ₁	H ₂	H ₇	H ₁₂	H ₁	H ₂	H ₇	H ₁₂
1	0.111 (0.099)	0.168 (0.083)	0.093 (0.078)	0.176 (0.087)	0.260 (0.144)	0.388 (0.132)	0.303 (0.118)	0.356 (0.131)
2	0.138 (0.036)	0.151 (0.034)	0.135 (0.035)	0.156 (0.035)	0.190 (0.054)	0.208 (0.053)	0.194 (0.053)	0.208 (0.053)
3	0.151 (0.047)	0.131 (0.039)	0.158 (0.040)	0.135 (0.043)	0.131 (0.071)	0.170 (0.061)	0.106 (0.061)	0.092 (0.066)
4	0.150 (0.075)	0.110 (0.060)	0.163 (0.059)	0.112 (0.066)	0.083 (0.113)	-0.027 (0.096)	0.041 (0.089)	0.008 (0.101)
5	0.134 (0.087)	0.086 (0.069)	0.150 (0.066)	0.087 (0.076)	0.046 (0.129)	-0.083 (0.110)	-0.002 (0.100)	-0.043 (0.115)
6	0.104 (0.078)	0.059 (0.062)	0.118 (0.059)	0.060 (0.068)	0.020 (0.116)	-0.097 (0.099)	-0.024 (0.090)	-0.061 (0.103)
7	0.059 (0.049)	0.031 (0.039)	0.068 (0.037)	0.031 (0.043)	0.004 (0.073)	-0.069 (0.063)	-0.023 (0.056)	-0.047 (0.065)
Sum	0.847	0.736	0.885	0.757	0.735	0.390	0.595	0.514

6. NOEN SIMULERINGSRESULTATER

For å få et bedre grunnlag for å vurdere de estimerte konsummodellene opp mot hverandre har vi foretatt noen simuleringseksperimenter hvor vi ser makrokonsumfunksjonen og fordelingsrelasjonene i sammenheng. Simuleringene er såkalte *ex post-simuleringer*, dvs. modellene simuleres over den periode som ligger til grunn for estimeringen, med de eksogene variable satt lik sine observerte verdier. Avvikene mellom de modellberegnete - eller simulerte - verdier av de endogene variable og de tilhørende observerte verdier vil da gi et bilde av hvor godt de estimerte modellene beskriver utviklingen i estimeringsperioden. En *ex post-simulering* vil selvsagt ikke uten videre gi svar på hvor godt vi kan regne med å lykkes i å predikere konsumet i en aktuell prognosesituasjon - hvor vi vanligvis ikke kjenner utviklingen av de eksogene variable. De feilkildene vi får "rendyrket", er de som skyldes feil i de estimerte koeffisientene og restleddskomponentene i modellenes ligninger. Det primære formål med disse eksperimentene har vært å kartlegge hvordan de to separat estimerte delmodellene - makrokonsumfunksjonen og fordelingsrelasjonene - "griper inn i hverandre" når de opptrer som et simultant system.

De fleste modellvariantene har et betydelig innslag av dynamikk, idet tilbakedaterte verdier av endogene variable opptrer som høyresidevariable i en del av ligningene. Skillet mellom dynamisk simulering og én-periode-simulering ("statisk simulering") blir derfor sentralt. Ved *dynamisk simulering* regner modellen seg suksessivt fremover fra første simuleringskvartal på grunnlag av tids-seriene for de eksogene variable, men benytter bare startverdiene for de endogene variable og *modellberegnete* verdier for øvrig. Ved *én-periode-simulering* utføres beregningene for ett kvartal av gangen - hver gang benyttes de *observerte* verdier både av de eksogene og de tilbakedaterte endogene variable. Avvik mellom de observerte og de simulerte verdier ved én-periode-simulering vil således ha tilsvarende tolkning som vanlige økonometriske residualer. Som realistisk test av en modell er nok dynamisk simulering i de fleste tilfelle det mest interessante. Hvis modellens strukturdelt er autoregressiv, er den også en strengere test av føyningsegenskapene enn én-periode-simulering fordi den gjør bruk av mindre datainformasjon. En må imidlertid være oppmerksom på at valget av startkvartal kan ha stor betydning for utfallet, fordi feil i utgangsverdiene for de endogene variable vil kunne kumulere seg gjennom laggene og samspillet mellom beholdnings- og tilvekstvariable. I uheldige tilfelle kan store residualer i utgangskvartalet få som konsekvens at modellen "sporer av" etter enn viss tid. Dette risikerer en selvsagt ikke ved én-periode-simulering, fordi det ligger i teknikken at modellen her "bringes på sporet" igjen ved begynnelsen av hvert kvartal.

I simuleringsforsøkene har vi for alle de tre variantene av fordelingsrelasjoner benyttet de spesifikasjoner som er estimert i kolonne A i henholdsvis tabell 5.3, 5.5 og 5.7. *Beholdnings-* og *kjøpsvarianten* er kombinert med *konsumvarianten* av makrokonsumfunksjonen i en spesifikasjon hvor både rente, prisstigning og finansielle variable inngår ved siden av inntekten.¹⁾ *Stone-varianten* er kombinert med *utgiftsvarianten* av makrokonsumfunksjonen, og vi har her benyttet en spesifikasjon hvor bare inntektsvariable inngår.²⁾

I hvert tilfelle har vi utført tre simuleringsforsøk - alle gjennomført både som statisk og dynamisk simulering over hele observasjonsperioden:

- Fordelingsrelasjonene alene, dvs. eksogent totalkonsum.
- Makrokonsumfunksjonen og fordelingsrelasjonene simultant. Eksogen selvfinansieringsvariabel (Z_2).
- Makrokonsumfunksjonen og fordelingsrelasjonene simultant. Endogen selvfinansieringsvariabel (Z_2).³⁾

Eksperiment c er gjennomført for å undersøke om endogenisering av selvfinansieringsvariabelen - differansen mellom inntekten og utgiften til kjøp av ikke-varige goder tilbakedatert ett kvartal - kan bidra til å destabilisere modellen.

Hovedresultatene er oppsummert i tabell 6.1 i form av relative gjennomsnittlige kvadratavvik mellom observert og simulert verdi - *relativ Root Mean Square Error, RMSE* - definert som

$$\text{Rel. RMSE} = \frac{\text{RMSE}}{\bar{X}} = \frac{\left\{ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (X_t - \hat{X}_t)^2 \right\}^{\frac{1}{2}}}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_t}$$

hvor X_t er observert og \hat{X}_t er simulert verdi i kvartal t og T er antall simuleringskvartaler. Denne størrelsen er et motstykke til det vi under diskusjonen av estimeringsresultatene i kapittel 5 kalte den residuale variasjonskoeffisienten.⁴⁾

1) Nærmere bestemt spesifikasjonen H_2 i avsnitt 5.3. Jfr. kolonne 2 i tabell 5.13.

2) Nærmere bestemt spesifikasjonen H_{16} i avsnitt 5.3. Jfr. kolonne 8 i tabell 5.14. Den spesifikasjon som ble resultatet av den multiple testen av denne modellvarianten, H_{12} , har a priori "galt" fortegn på rentekoeffisienten b_{41} og er derfor ikke benyttet.

3) Siden selvfinansieringsvariabelen ikke opptre i beholdningsvarianten av fordelingsrelasjonene, er bare eksperimentene a og b gjennomført for denne modellvarianten.

4) I en lineær enligningsmodell vil Rel. RMSE ved statisk simulering være lik den residuale variasjonskoeffisient når vi tar hensyn til korreksjonen for antall frihetsgrader.

Tabell 6.1. Simuleringsresultater (statisk og dynamisk simulering) for forskjellige modellvarianter med varierende endogeniseringsgrad.

Relativ Root Mean Square Error (RMSE), prosent.

Simuleringsperiode: 1968.4 - 1978.4.

Alle variable er målt i faste 1975-priser

Modellvariant	Endogen variabel	a		b		c			
		Fordelingsrelasjonene alene		Fordelingsrelasjoner og makrokonsumfunksjon simultant. Eksogen selvfinansiering		Fordelingsrelasjoner og makrokonsumfunksjon, simultant. Endogen selvfinansiering			
		STAT.	DYN.	STAT.	DYN.	STAT.	DYN.		
Beholdningsvarianten	Kjøp av konsumkategori:	00	1.75	1.81	2.02	2.46			
		10	1.70	2.11	1.92	2.99			
		20	2.71	4.16	2.89	4.64			
		30	80.28	67.76	73.29	59.10			
		40	82.21	67.34	75.38	57.36			
		50	1.71	3.15	1.53	2.03			
		60	1.74	2.28	1.79	2.14			
	Beholdning av varig gode	30	2.82	4.42	2.57	3.26			
		40	2.59	4.50	2.37	3.04			
	Total kjøpsutgift		9.29	7.73	8.45	7.48			
	Total konsumutgift		0.73	1.49			
	Kjøpsvarianten	Kjøp av konsumkategori:	00	2.10	2.10	2.30	2.28	2.30	2.34
			10	2.15	2.15	2.33	2.14	2.33	2.63
20			4.54	4.54	4.64	4.53	4.64	4.63	
30			18.90	18.90	18.85	18.89	18.85	19.59	
40			12.88	12.88	12.95	12.97	12.95	13.23	
50			4.17	4.17	4.00	4.21	4.00	5.60	
60			2.24	2.24	2.29	2.52	2.29	2.50	
Beholdning av varig gode:		30	0.66	1.93	0.66	1.84	0.66	3.24	
		40	0.43	1.51	0.43	1.51	0.43	3.20	
Total kjøpsutgift			2.06	2.05	2.22	2.25	2.22	2.19	
Total konsumutgift			0.73	0.86	0.73	1.35	
Stonevarianten		Kjøp av konsumkategori:	00	1.85	1.85	1.91	1.91	1.91	1.89
			10	2.65	2.65	2.64	2.64	2.64	2.66
	20		2.22	2.22	2.56	2.56	2.56	2.56	
	30		19.12	19.12	20.09	20.09	20.09	21.63	
	40		9.05	9.05	10.78	10.78	10.78	10.98	
	50		3.63	3.63	3.14	3.14	3.14	3.15	
	60		3.08	3.08	3.10	3.10	3.10	3.03	
	Beholdning av varig gode:	30	0.67	4.25	0.70	4.28	0.70	3.58	
		40	0.29	0.52	0.34	0.55	0.34	0.74	
	Total kjøpsutgift		1.54	1.54	1.54	1.54	

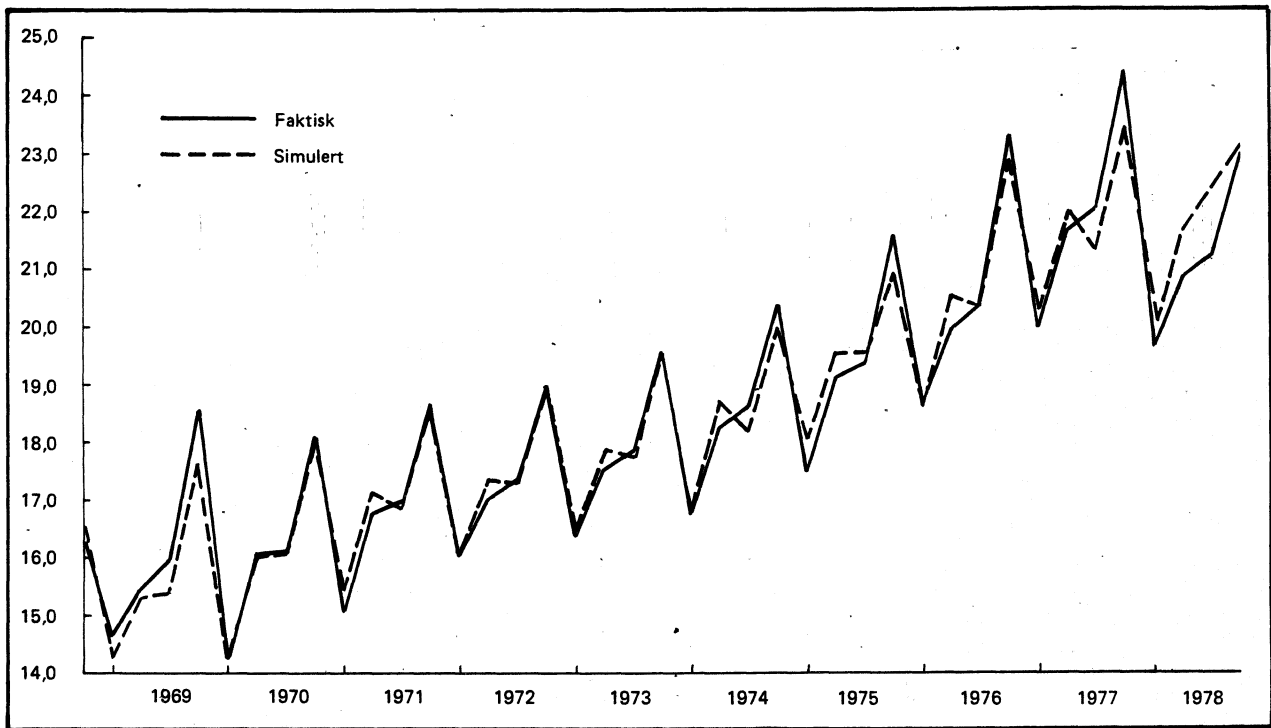
Av kolonne a ser vi at den statiske simuleringen i hovedtrekk gir det samme bildet av føynings-egenskapene som vi fant i avsnitt 5.2: Beholdningsvarianten treffer utviklingen i kjøpet av de varige godene dårlig, mens kjøpsvarianten og Stone-varianten kommer noenlunde likt ut når det gjelder føyningspresisjon ("tracking performance"). En interessant observasjon er at den dynamiske simuleringen gir bedre resultater for de varige goder i beholdningsvarianten enn den statiske simuleringen gir. Men denne bedringen skjer på bekostning av de øvrige goder, og for den totale kjøpsutgift er den relative RMSE fortsatt stor, 7.7 prosent. Alt i alt bekrefter resultatene at beholdningsvarianten gir en utilfredsstillende behandling av dynamikken i konsumetterspørselen; de lave verdiene på D.W.-observatoren (tabell 5.4) er også en indikasjon på det. Skillet mellom dynamisk og statisk simulering er langt mindre markert for de to andre modellvariantene, noe som blant annet avspeiler at tilbakelaterte endogene variable her har mindre "tyngde" i modellstrukturen.

Ved å sammenligne kolonne a med b og c ser vi at det å innføre makrokonsumfunksjonen i kjøpsvarianten av modellen bidrar til en svak økning av simuleringsfeilen for total kjøpsutgift. Dette gjelder hva enten selvfinansieringsvariabelen er eksogen eller endogen, men forskjellen er ikke markert. Feilen øker fra vel 2 prosent til ca. 2.2 prosent. De varige godene har en gjennomsnittlig simuleringsfeil i kjøpsutgiften på ca. 19 prosent for gruppe 30 Kjøp av egne transportmidler og ca. 13 prosent for gruppe 40 Kjøp av andre varige forbruksvarer. Disse forholdsvis begrensede erfaringer tyder på at endogeniseringsgraden har underordnet betydning for konsummodellens evne til å treffe den observerte utvikling. Stone-varianten gir en dårligere føyning enn kjøpsvarianten for gruppe 30, men en bedre føyning for gruppe 40 (jfr. figur 6.4 - 6.7), og den kommer også føyningsmessig noe bedre ut når det gjelder den totale kjøpsutgift. Simuleringsfeilen i totalutgiften er vel 1.5 prosent mot ca. 2.2 prosent i kjøpsvarianten. Dette henger etter alt å dømme sammen med at Stone-varianten bestemmer total kjøpsutgift direkte ved en makrokonsumfunksjon på utgiftsform, mens kjøpsvarianten går via en makrokonsumfunksjon med konsumtjenestene som avhengig variabel og bestemmer total kjøpsutgift ved å aggregere resultatene fra fordelingsrelasjonene.

Figurene 6.1 - 6.3 supplerer dette bildet. Vi ser at den dårligere simuleringspresisjonen i kjøpsvarianten (figur 6.1) i stor grad kan tilskrives at denne varianten har vanskeligere for å treffe sesongmønsteret i totalutgiften enn Stone-varianten har (figur 6.2) - spesielt i 3. kvartal. Dette gjelder til tross for at den tilhørende makrokonsumfunksjonen (figur 6.3) ikke viser store systematiske feil i dette kvartalet. Vi må derfor kunne slutte at for kjøpsvariantens del kan problemene med å modellere sesongen i hovedsak tilskrives fordelingsrelasjonene. Vi får således underbygget vår påstand i avsnitt 4.1 om viktigheten av å ofre sesongformuleringen oppmerksomhet.

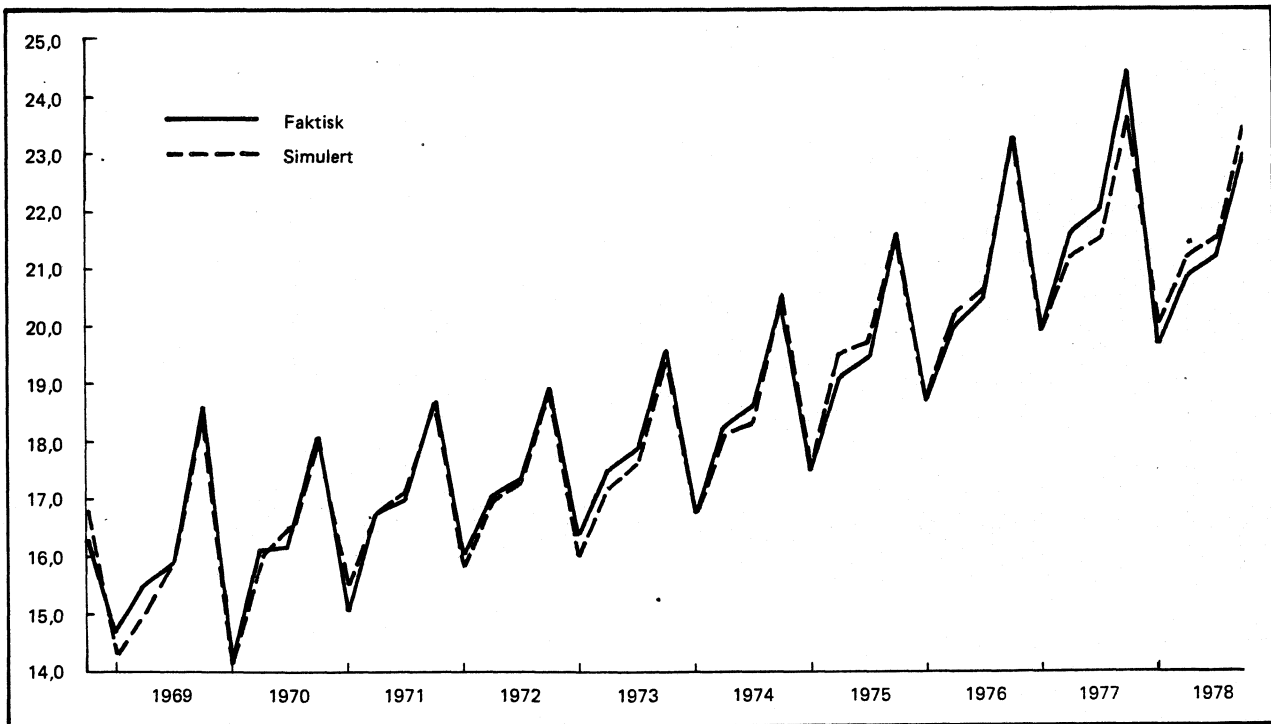
På bakgrunn av disse erfaringene har vi i det videre arbeid med KVARTS forsøksvis valgt å legge kjøpsvarianten av fordelingsrelasjonene og konsumvarianten av makrokonsumfunksjonen til grunn. Bare de erfaringer vi gjør ved å koble denne modellblokken til de øvrige modellblokker og foreta praktiske simuleringseksperimenter på hele modellsystemet vil gi svaret på om dette valg er det riktige eller om det bør treffes en ny beslutning.

FIGUR 6.1. TOTAL KJØPSUTGIFT, FAKTISK OG SIMULERT VERDI VED KJØPSVARIANTEN. MILLIARDER 1975-KRONER¹⁾

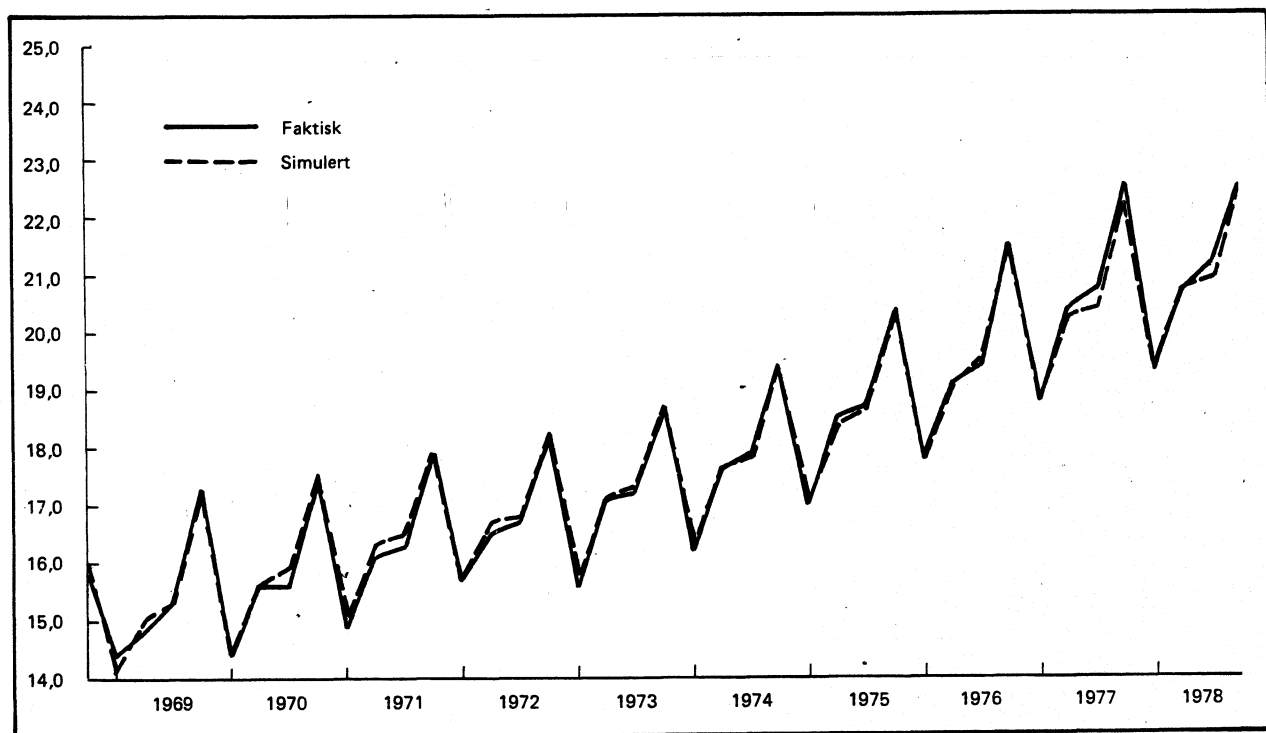


1) Kfr. tabell 6.1., kolonne 4.

FIGUR 6.2. TOTAL KJØPSUTGIFT, FAKTISK OG SIMULERT VERDI VED STONEVARIANTEN. MILLIARDER 1975-KRONER¹⁾

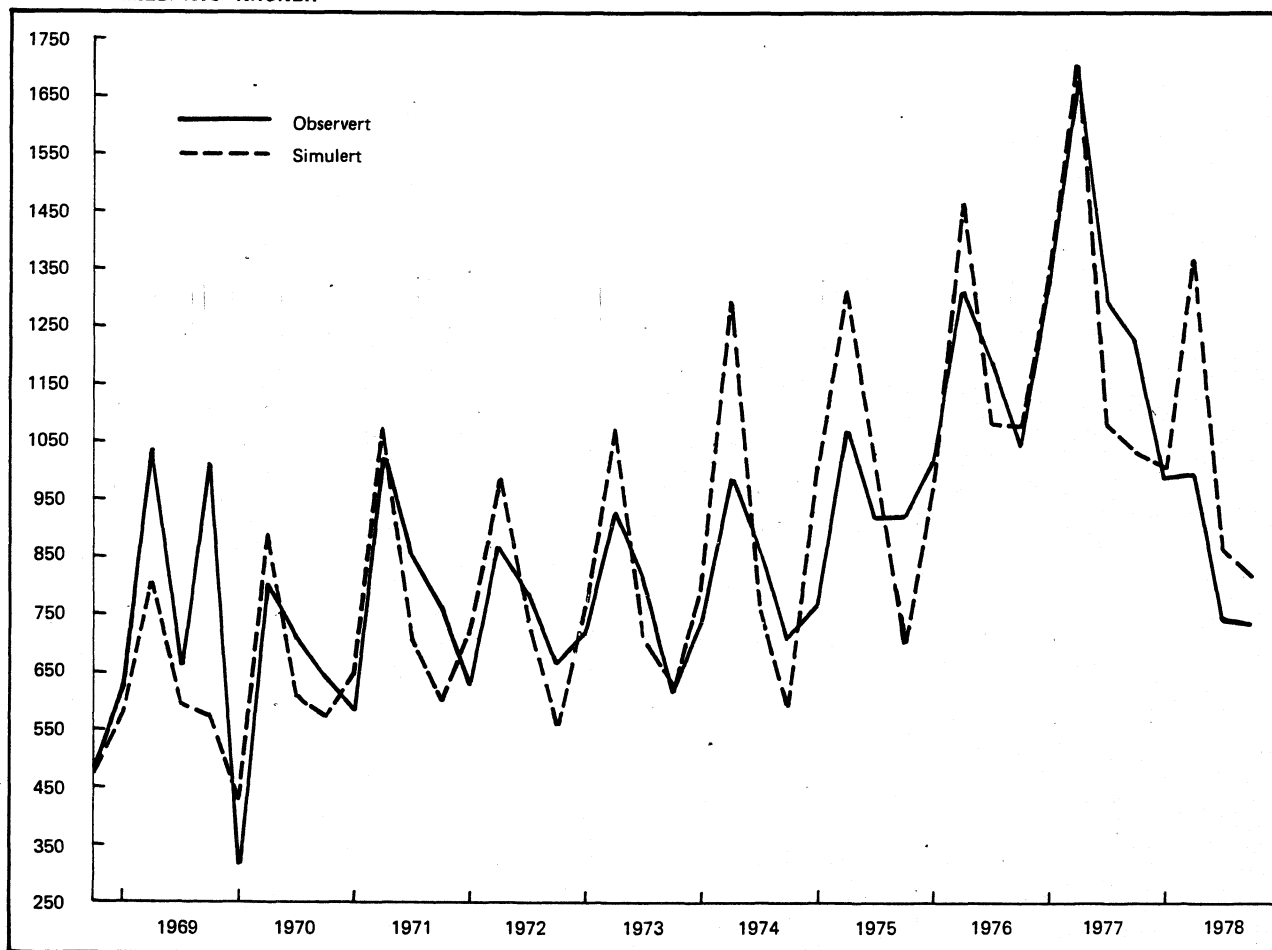


1) Kfr. tabell 6.1., kolonne 4.

FIGUR 6.3. TOTALKONSUM (TJENESTEDEFINISJON), FAKTISK OG SIMULERT VERDI VED KJØPSVARIANTEN. MILLIARDER 1975-KRONER ¹⁾

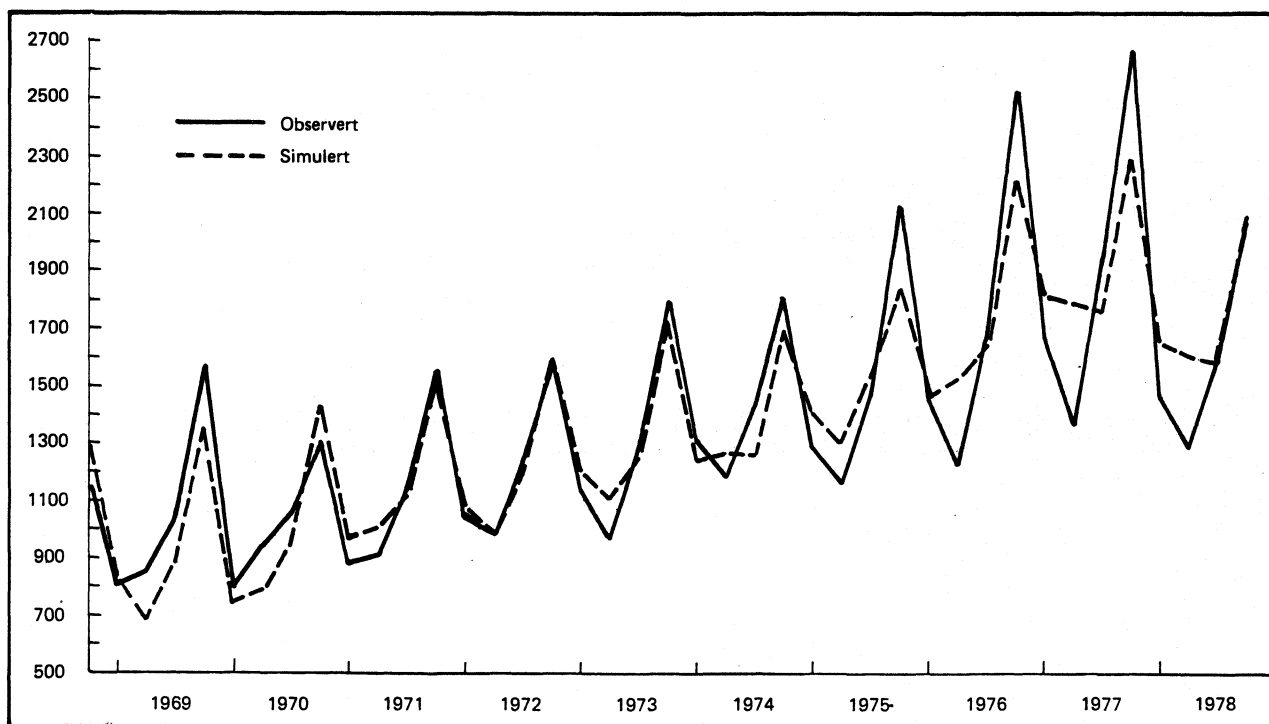
1) Kfr. tabell 6.1., kolonne 4.

FIGUR 6.4. KJØP AV EGNE TRANSPORTMIDLER (KONSUMGRUPPE 30); FAKTISK OG SIMULERT VERDI VED KJØPSVARIANTEN¹⁾
MILL. 1975-KRONER



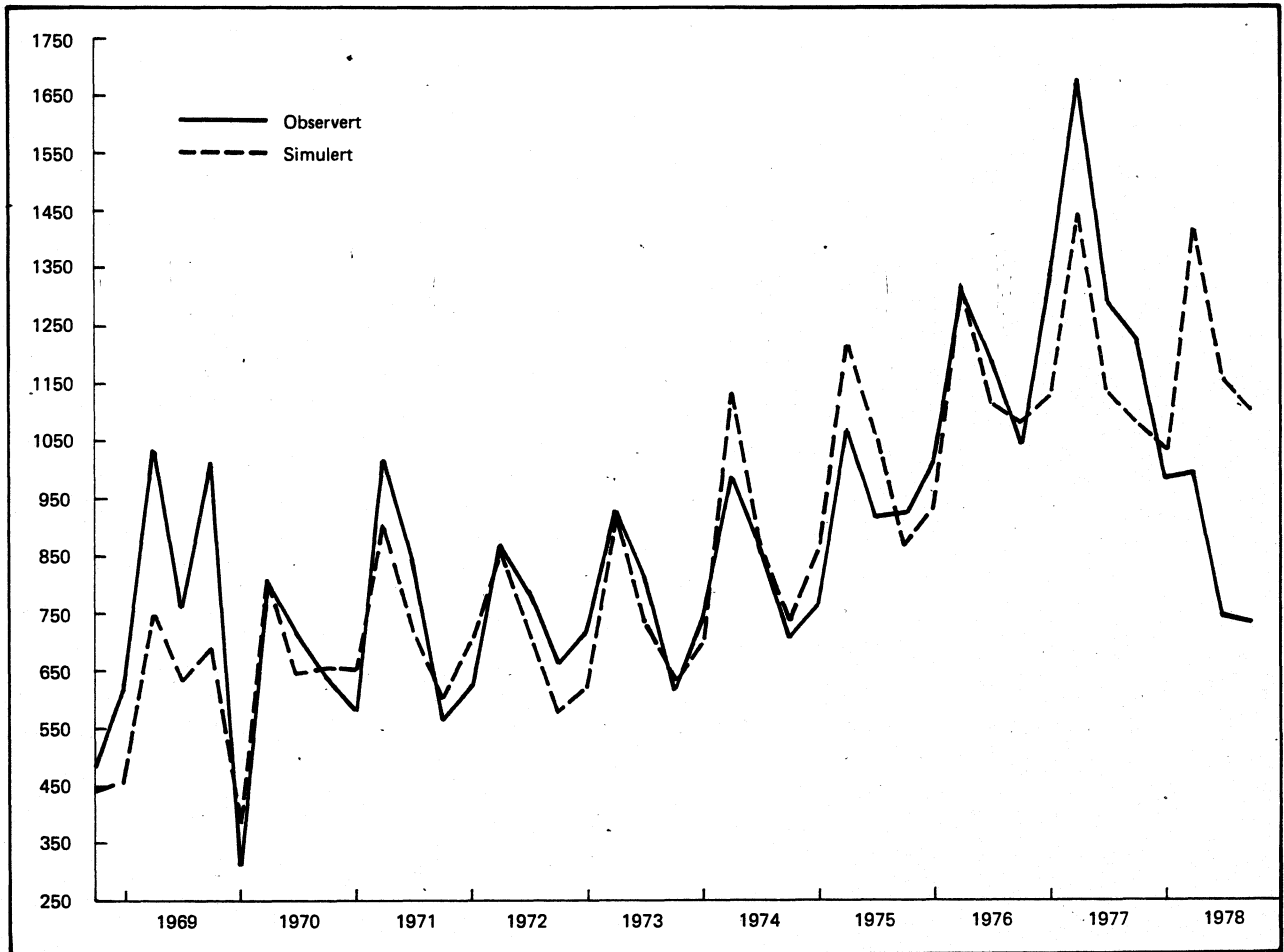
1) Kfr. kolonne 4 i tabell 6.1.

FIGUR 6.5. KJØP AV ANDRE VARIGE FORBRUKSGODER (KONSUMGRUPPE 40); FAKTISK OG SIMULERT VERDI VED KJØPSVARIANTEN¹⁾
MILL. 1975-KRONER



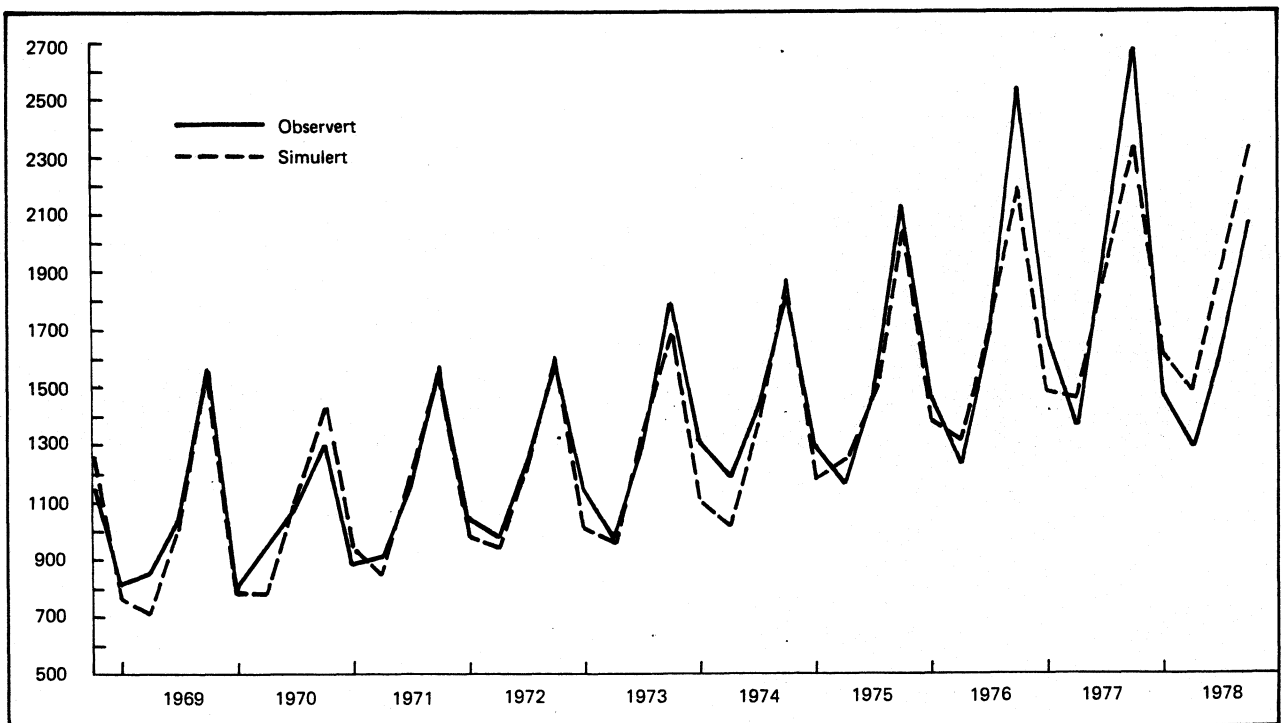
1) Kfr. kolonne 4 i tabell 6.1.

FIGUR 6.6. KJØP AV EGNE TRANSPORTMIDLER (KONSUMGRUPPE 30); FAKTISK OG SIMULERT VERDI VED STONEVARIANTEN¹⁾
MILL. 1975-KRONER



1) Kfr. kolonne 4 i tabell 6.1.

FIGUR 6.7. KJØP AV ANDRE VARIGE FORBRUKSGODER (KONSUMGRUPPE 40); FAKTISK OG SIMULERT VERDI VED STONEVARIANTEN¹⁾
MILL. 1975-KRONER



1) Kfr. kolonne 4 i tabell 6.1.

TABELL 1. PRIVAT KONSUM, KJØPSUTGIFT. IALT OG ETTER KONSUMKATEGORI.
 MILL. 1975-KRONER.

	KONSUMUTGIFT IALT	MATVARER	ANDRE IKKE-VARIGE GODER	HALV-VARIGE GODER	EGNE TRANSPORT- MIDLER	ANDRE VARIGE GODER	BOLIG- TJENESTER	ANDRE TJENESTER
1966 1	12551.5	3198.1	2490.6	1634.9	462.7	612.4	1327.7	2824.8
2	13054.5	3458.4	2636.4	2062.8	773.3	646.7	1327.6	2959.
3	14030.4	3746.6	2297.9	2280.5	551.	778.3	1349.	3026.8
4	15299.	4065.2	2535.1	2713.9	416.	1056.6	1349.	3163.
1967 1	12955.1	3391.9	2403.1	1769.1	449.1	668.8	1361.1	2911.6
2	14445.1	3599.3	2672.7	2238.8	874.8	725.3	1372.1	2961.8
3	14606.7	3608.3	2403.6	2363.	575.9	851.	1388.9	3215.6
4	15777.6	4016.	2687.5	2816.	490.	1118.9	1410.9	3238.1
1968 1	13560.6	3368.3	2631.9	1921.1	438.2	755.	1414.	3031.8
2	15019.3	3727.4	2773.	2297.	859.9	787.7	1425.5	3148.5
3	15076.2	3664.7	2575.7	2379.6	572.6	878.9	1448.6	3355.7
4	16256.7	4135.6	2785.6	2944.	485.3	1144.6	1460.	3301.1
1969 1	14637.2	3633.4	2963.2	1998.6	619.5	810.	1460.3	3151.9
2	15448.	3603.2	2892.1	2371.1	1033.9	850.4	1478.3	3218.6
3	15854.6	4010.8	2700.2	2469.7	759.6	1037.5	1501.7	3374.9
4	18524.3	4416.8	3165.8	3385.9	1009.8	1565.6	1519.6	3460.4
1970 1	14238.1	3435.7	3020.2	2022.9	316.4	800.8	1519.9	3121.7
2	16094.8	3663.5	3194.	2578.7	801.7	943.7	1536.5	3174.4
3	16108.2	3927.1	2857.6	2615.5	715.	1058.1	1563.6	3370.9
4	18040.8	4541.1	3250.1	3290.8	640.7	1297.5	1582.	3438.2
1971 1	15051.1	3464.8	3094.4	2204.9	583.9	885.6	1593.	3224.2
2	16724.5	3965.6	3329.6	2631.9	1017.6	912.	1612.4	3255.
3	16943.	4093.8	2992.3	2714.	846.	1145.9	1625.4	3525.4
4	18647.6	4593.8	3335.3	3403.8	562.8	1555.1	1644.8	3551.6
1972 1	16014.1	3708.3	3332.3	2274.5	626.8	1041.6	1658.4	3371.8
2	17014.7	3902.8	3513.9	2641.9	865.9	982.8	1678.6	3428.4
3	17358.2	4046.5	3162.9	2757.9	789.1	1230.4	1705.9	3665.2
4	18926.1	4465.9	3459.	3323.	662.9	1575.9	1726.3	3712.9
1973 1	16354.2	3687.	3200.3	2359.4	717.6	1139.9	1745.1	3424.5
2	17505.9	4051.9	3639.1	2602.1	930.2	968.5	1766.1	3547.8
3	17854.3	4184.3	3228.7	2725.1	816.4	1288.5	1780.4	3630.6
4	19564.4	4614.6	3661.9	3286.8	616.2	1799.3	1801.9	3783.2
1974 1	16738.5	3737.7	3362.5	2216.5	741.4	1311.7	1827.8	3540.6
2	18252.2	4178.1	3736.	2631.	905.4	1188.	1850.2	3683.2
3	18585.2	4249.9	3283.	2824.9	859.9	1424.7	1879.8	4062.7
4	20310.6	4824.6	3669.	3458.9	708.6	1810.2	1902.5	3936.3
1975 1	17488.1	3841.1	3514.9	2356.	764.2	1296.4	1916.5	3798.7
2	19092.5	4274.	3918.9	2844.8	1069.	1166.1	1939.9	3879.5
3	19457.1	4360.	3436.5	2911.3	918.5	1465.	1971.3	4394.1
4	21577.4	4828.7	3812.	3661.8	922.3	2126.9	1994.7	4230.7
1976 1	18674.1	3911.	3764.9	2552.5	1016.1	1463.8	2016.8	3948.5
2	19932.4	4264.5	4009.8	2926.2	1307.8	1238.9	2041.5	4143.3
3	20450.1	4406.8	3577.5	2982.6	1189.3	1669.1	2074.6	4549.8
4	23275.7	5114.6	4021.	3898.8	1043.6	2535.2	2099.1	4563.2
1977 1	19985.1	4009.8	3913.8	2735.6	1330.8	1675.8	2139.6	4179.5
2	21611.3	4464.1	4398.	3109.6	1673.3	1368.5	2165.6	4431.6
3	22003.3	4556.8	3825.2	3256.7	1292.5	1940.5	2200.6	4930.6
4	24439.6	5194.5	4284.6	4050.3	1225.8	2673.1	2226.6	4784.3
1978 1	19621.7	4116.6	3929.1	2585.6	988.1	1478.9	2246.6	4276.6
2	20845.7	4596.1	4272.	3013.6	995.1	1293.1	2274.1	4401.1
3	21202.9	4724.1	3790.9	3113.9	745.3	1592.8	2310.6	4924.8
4	22984.3	4944.8	4144.5	3906.8	738.3	2071.8	2338.1	4839.4

TABELL 2. PRISINDEKS FOR PRIVAT KONSUM, KJØPSUTGIFT, IALT OG ETTER
KONSUMKATEGORI. GJENNOMSNIITT 1975 = 1.

	KONSUMTGIFT IALT	MATVARER	ANDRE IKKE-VARIGE GODER	HALV-VARIGE GODER	EGNE TRANSPORT-, MIDLER	ANDRE VARIGE GODER	BOLIG- TJENESTER	ANDRE TJENESTER
1966 1	0.529	0.516	0.519	0.558	0.55	0.623	0.582	0.493
2	0.539	0.521	0.538	0.567	0.561	0.626	0.587	0.502
3	0.551	0.537	0.555	0.567	0.561	0.627	0.587	0.519
4	0.552	0.535	0.542	0.57	0.562	0.629	0.592	0.524
1967 1	0.559	0.543	0.562	0.573	0.563	0.636	0.597	0.534
2	0.565	0.538	0.574	0.58	0.577	0.635	0.608	0.544
3	0.574	0.551	0.586	0.582	0.577	0.636	0.608	0.554
4	0.576	0.557	0.578	0.586	0.582	0.634	0.613	0.555
1968 1	0.579	0.567	0.571	0.586	0.594	0.635	0.617	0.562
2	0.582	0.553	0.584	0.594	0.6	0.644	0.627	0.567
3	0.591	0.57	0.586	0.596	0.598	0.657	0.637	0.579
4	0.594	0.586	0.578	0.599	0.601	0.631	0.642	0.576
1969 1	0.599	0.586	0.585	0.602	0.603	0.644	0.637	0.598
2	0.603	0.581	0.605	0.609	0.604	0.655	0.643	0.591
3	0.611	0.588	0.608	0.61	0.61	0.663	0.653	0.607
4	0.615	0.608	0.595	0.616	0.61	0.652	0.658	0.608
1970 1	0.649	0.642	0.637	0.652	0.678	0.706	0.675	0.636
2	0.658	0.647	0.647	0.664	0.684	0.717	0.694	0.642
3	0.672	0.673	0.656	0.668	0.699	0.719	0.713	0.65
4	0.685	0.694	0.673	0.678	0.704	0.728	0.719	0.661
1971 1	0.696	0.695	0.688	0.69	0.716	0.731	0.733	0.678
2	0.706	0.696	0.713	0.699	0.742	0.736	0.739	0.686
3	0.715	0.712	0.714	0.703	0.75	0.741	0.745	0.7
4	0.722	0.732	0.704	0.712	0.75	0.741	0.758	0.71
1972 1	0.741	0.739	0.727	0.741	0.762	0.774	0.773	0.727
2	0.75	0.737	0.739	0.75	0.812	0.778	0.78	0.739
3	0.765	0.763	0.748	0.759	0.824	0.783	0.793	0.756
4	0.772	0.784	0.733	0.773	0.839	0.788	0.799	0.765
1973 1	0.787	0.78	0.759	0.787	0.841	0.78	0.817	0.796
2	0.805	0.79	0.786	0.805	0.853	0.804	0.842	0.812
3	0.826	0.817	0.809	0.822	0.871	0.827	0.855	0.828
4	0.845	0.84	0.821	0.859	0.908	0.853	0.868	0.839
1974 1	0.859	0.825	0.861	0.876	0.884	0.875	0.9	0.85
2	0.881	0.838	0.904	0.899	0.866	0.898	0.914	0.877
3	0.905	0.865	0.908	0.915	0.884	0.919	0.933	0.902
4	0.925	0.922	0.905	0.93	0.913	0.933	0.94	0.934
1975 1	0.967	0.957	0.972	0.96	0.956	0.965	0.978	0.967
2	0.987	0.959	0.989	0.993	0.98	0.997	0.997	1.001
3	1.013	1.027	1.009	1.007	1.023	1.007	1.006	1.009
4	1.025	1.044	1.027	1.024	1.035	1.005	1.016	1.016
1976 1	1.059	1.055	1.057	1.048	1.054	1.025	1.049	1.054
2	1.077	1.072	1.09	1.08	1.085	1.053	1.068	1.077
3	1.096	1.107	1.098	1.105	1.102	1.066	1.078	1.096
4	1.107	1.114	1.1	1.123	1.145	1.087	1.087	1.106
1977 1	1.156	1.167	1.178	1.172	1.145	1.114	1.124	1.151
2	1.177	1.181	1.187	1.191	1.17	1.133	1.153	1.181
3	1.188	1.181	1.203	1.198	1.205	1.13	1.162	1.205
4	1.195	1.182	1.215	1.203	1.238	1.13	1.172	1.22
1978 1	1.249	1.224	1.317	1.268	1.282	1.148	1.18	1.259
2	1.269	1.232	1.315	1.287	1.302	1.175	1.209	1.296
3	1.294	1.262	1.344	1.299	1.335	1.191	1.248	1.332
4	1.315	1.305	1.373	1.315	1.357	1.189	1.276	1.336

TABELL 3. TIDSSERIER KNYTTET TIL BEHOLDNING AV VARIGE FORBRUKSGODER.

	BEHOLDNING AV EGNE TRANSPORTMIDLER MILL. 1975-KRÖNER	BEHOLDNING AV ANDRE VARIGE GODER. MILL. 1975-KRÖNER	KVARTALSVIS DEPRESIERINGS- RATE, EGNE TRANSPORTMIDLER	KVARTALSVIS DEPRESIERINGS- RATE, ANDRE VARIGE GODER	IMPLISITT KVARTALSVIS DEPRESIERINGS- RATE, EGNE TRANSPORTMIDLER	BRUKERPRIS PR. KVARTAL, EGNE TRANSPORTMIDLER	BRUKERPRIS PR. KVARTAL, ANDRE VARIGE GODER
1966 1	13217.9	28894.8	0.0193	0.0174	0.015807	—	—
2	13778.1	29011.2	0.0193	0.0174	0.015807	0.013021	0.013729
3	14108.4	29256.9	0.0193	0.0174	0.015807	0.013112	0.013822
4	14299.2	29776.6	0.0193	0.0174	0.015807	0.013159	0.013883
1967 1	14518.5	29698.8	0.0193	0.0174	0.015905	0.013179	0.013937
2	15157.8	30075.3	0.0193	0.0174	0.015905	0.013344	0.01398
3	15489.6	30374.3	0.0193	0.0174	0.015905	0.013443	0.014083
4	15730.6	30935.7	0.0193	0.0174	0.015905	0.013531	0.014108
1968 1	15938.	31122.8	0.0193	0.0174	0.014522	0.013632	0.014109
2	16562.	31339.3	0.0193	0.0174	0.014522	0.013702	0.014193
3	16891.	31669.5	0.0193	0.0174	0.014522	0.013849	0.014447
4	17128.5	32232.8	0.0193	0.0174	0.014522	0.014298	0.014685
1969 1	17427.6	32451.1	0.0193	0.0174	0.018516	0.01492	0.015422
2	18133.3	32705.8	0.0193	0.0174	0.018516	0.015359	0.015973
3	18553.1	33143.	0.0193	0.0174	0.018516	0.015591	0.016221
4	19214.	34100.3	0.0193	0.0174	0.018516	0.015618	0.016135
1970 1	19284.7	34275.2	0.0193	0.0174	0.012705	0.016265	0.016614
2	19837.1	34589.8	0.0193	0.0174	0.012705	0.016384	0.016767
3	20296.3	35013.	0.0193	0.0174	0.012705	0.016642	0.016895
4	20575.7	35667.9	0.0193	0.0174	0.012705	0.016776	0.017043
1971 1	20874.5	35898.7	0.0193	0.0174	0.018474	0.016925	0.017099
2	21501.1	36151.8	0.0193	0.0174	0.018474	0.017221	0.017196
3	21945.4	36634.1	0.0193	0.0174	0.018474	0.017407	0.017334
4	22099.8	37516.8	0.0193	0.0174	0.018474	0.017513	0.017416
1972 1	22341.6	37869.7	0.0193	0.0174	0.017274	0.017688	0.017738
2	22816.9	38157.4	0.0193	0.0174	0.017274	0.01815	0.017828
3	23207.7	38687.4	0.0193	0.0174	0.017274	0.018355	0.01795
4	23466.3	39553.2	0.0193	0.0174	0.017274	0.018605	0.018063
1973 1	23798.6	39967.1	0.0193	0.0174	0.016256	0.018743	0.018099
2	24336.9	40201.9	0.0193	0.0174	0.016256	0.018914	0.018346
3	24753.4	40752.6	0.0193	0.0174	0.016256	0.019133	0.018574
4	24963.9	41803.8	0.0193	0.0174	0.016256	0.019601	0.018937
1974 1	25282.7	42348.2	0.0193	0.0174	0.01677	0.019901	0.019534
2	25838.9	42758.8	0.0193	0.0174	0.01677	0.020241	0.020198
3	26260.9	43398.7	0.0193	0.0174	0.01677	0.020729	0.020693
4	26525.4	44412.3	0.0193	0.0174	0.01677	0.02116	0.020971
1975 1	26855.2	44893.5	0.0193	0.0174	0.016223	0.021558	0.021382
2	27482.8	45235.5	0.0193	0.0174	0.016223	0.022162	0.02188
3	27950.6	45870.1	0.0193	0.0174	0.016223	0.023324	0.022761
4	28414.6	47155.1	0.0193	0.0174	0.016223	0.023973	0.023248
1976 1	28812.7	47753.2	0.0193	0.0174	0.021752	0.024175	0.023429
2	29493.8	48115.6	0.0193	0.0174	0.021752	0.024503	0.023698
3	30041.7	48901.5	0.0193	0.0174	0.021752	0.024928	0.024055
4	30431.8	50539.1	0.0193	0.0174	0.021752	0.0255	0.024433
1977 1	31029.5	51287.1	0.0193	0.0174	0.02409	0.025585	0.024677
2	31955.4	51714.2	0.0193	0.0174	0.02409	0.02581	0.024829
3	32478.1	52705.5	0.0193	0.0174	0.02409	0.026439	0.025128
4	32921.5	54411.2	0.0193	0.0174	0.02409	0.027909	0.026219
1978 1	33352.3	54891.3	0.0193	0.0174	0.016927	0.030222	0.028105
2	33783.	55176.8	0.0193	0.0174	0.016927	0.031907	0.029672
3	33956.5	55756.8	0.0193	0.0174	0.016927	0.032881	0.030381
4	34120.1	56805.2	0.0193	0.0174	0.016927	0.034355	0.031413

TABELL 4. DISPONIBEL PENGEINNTTEKT, HUSHOLDNINGER. IALT OG ETTER
 KOMPONENTER. MILL. KR., LØPENDE VERDI.

	DISPONIBEL PENGEINNTTEKT IALT	LØNNINNTTEKT IALT	HUSHOLDNINGENES STØNADER IALT ANDEL AV NETTODRIFTS- RESULTAT IALT	MOTTATTE RENTER	BETALTE RENTER	SKATT IALT
				1) IALT	1) IALT	
1966 1	—	—	—	104.3	241.6	—
2	—	—	—	106.8	250.2	—
3	—	—	—	109.2	257.7	—
4	—	—	—	112.9	264.4	—
1967 1	7959.5	6949.5	1645.9	1398.7	272.1	1977.5
2	8326.7	7312.7	1765.1	1434.	280.9	2124.8
3	9320.2	6898.	3544.6	1434.	289.	2512.
4	8001.4	7621.	1758.4	1610.3	296.2	2321.4
1968 1	8672.5	7807.5	1676.7	1597.9	304.1	2399.3
2	8686.4	7662.	1792.8	1638.2	313.4	2344.7
3	9963.5	7407.8	3847.3	1638.2	322.6	2880.6
4	9198.4	8357.2	1664.4	1839.7	331.	2581.9
1969 1	9204.6	8287.3	1677.9	1852.3	345.	2542.1
2	9185.7	8186.2	1721.6	1899.1	365.	2546.1
3	10645.1	8104.5	3892.1	1899.1	385.5	3180.1
4	10320.5	9177.7	2147.6	2132.5	405.2	3044.4
1970 1	10180.7	8672.3	1936.	2328.6	422.5	2669.
2	10591.1	9255.3	1864.4	2387.3	439.8	2827.2
3	12060.2	9087.7	4070.9	2387.3	457.3	3407.4
4	11810.3	10302.6	2264.7	2680.8	472.9	3331.
1971 1	11676.1	10255.2	2175.9	2750.1	489.7	3404.3
2	11937.9	10478.4	2263.9	2819.4	509.3	3521.5
3	13363.8	10191.5	4572.7	2819.4	527.5	4129.7
4	12946.8	11674.9	2216.8	3166.1	543.7	3987.9
1972 1	12713.8	11569.5	2044.5	3218.2	561.4	3996.3
2	13659.7	11779.6	2272.7	3299.4	581.9	4172.3
3	14471.	11376.4	4729.6	3299.4	602.5	4819.8
4	14156.2	12834.6	2462.3	3705.	623.3	4697.3
1973 1	13863.6	12723.3	2110.2	3702.6	646.9	4520.5
2	14217.7	12968.3	2297.4	3795.9	670.7	4693.4
3	16177.5	12774.5	5374.8	3795.9	693.1	5626.4
4	15986.4	14517.	2964.8	4262.6	717.9	5570.9
1974 1	16068.9	14531.1	2682.5	4107.2	750.9	5065.3
2	16390.3	14885.4	2719.9	4210.7	791.7	5234.7
3	18245.1	14960.2	5372.2	4210.7	831.6	6112.6
4	18906.9	17186.6	3666.5	4728.4	870.8	6441.5
1975 1	18888.5	16994.6	2866.2	4796.7	911.2	5547.7
2	20290.2	18225.8	3534.9	4917.6	953.1	6172.5
3	21814.1	18045.1	5906.2	4917.6	996.4	6853.8
4	21885.9	20086.9	3459.4	5522.1	1044.9	6920.5
1976 1	22302.3	20296.3	3290.	5635.6	1090.	6657.9
2	22718.8	20823.4	3248.8	5777.7	1146.7	6854.9
3	25529.5	20785.3	7367.9	5777.7	1207.4	8118.5
4	26096.5	23767.8	4600.8	6488.	1254.8	8411.5
1977 1	25747.3	23355.2	4161.7	6437.6	1307.5	7852.3
2	25983.3	23536.5	4177.2	6600.	1367.3	7977.5
3	28971.5	23329.2	8835.5	6600.	1425.	9456.
4	28612.3	26480.6	4491.1	7411.4	1488.1	9326.6
1978 1	28236.3	25601.	4303.	7596.	1630.9	8963.1
2	28517.9	26415.7	3684.5	7787.5	1765.3	8990.5
3	32214.6	25483.3	10189.6	7787.5	1846.3	10898.1
4	30973.4	28318.1	4684.8	8745.	1935.5	10331.

1) KILDE: NORGES BANK.

TABELL 5. DISPONIBEL INNTEKT, HUSHOLDNINGER, IALT OG ETTER KOMPONENTER.
 MILL. KR., LØFENDE VERDI.

	DISPONIBEL INNTEKT IALT	DISPONIBEL PENGEINNTEKT IALT	BEREGNET AVKASTNING PÅ BEHOLDNING AV VARIGE FORBRUKSGØDER
1966 1	—	—	—
2	—	—	250.7
3	—	—	256.5
4	—	—	260.5
1967 1	8224.7	7959.5	265.1
2	8595.6	8326.7	268.8
3	9596.4	9320.2	276.1
4	9081.2	8801.4	279.7
1968 1	8956.9	8672.5	284.4
2	8975.4	8686.4	289.
3	10266.8	9963.5	303.3
4	9517.6	9198.4	319.1
1969 1	9563.2	9204.6	358.6
2	9572.7	9185.7	367.
3	11050.2	10645.1	405.1
4	10726.5	10320.5	406.
1970 1	10635.2	10180.7	454.5
2	11053.4	10591.1	462.3
3	12537.	12060.2	476.8
4	12300.3	11810.3	490.
1971 1	12177.5	11676.1	501.4
2	12451.3	11937.9	513.3
3	13691.2	13363.8	527.3
4	13483.7	12946.8	536.8
1972 1	13277.4	12713.8	563.5
2	13643.4	13059.7	583.6
3	15068.	14471.	596.9
4	14770.3	14156.2	614.
1973 1	14486.	13863.6	622.3
2	14861.	14217.7	643.3
3	16843.4	16177.5	665.9
4	16692.1	15906.4	705.6
1974 1	16815.8	16068.9	746.9
2	17180.6	16390.3	790.3
3	19080.6	18245.1	835.5
4	19770.3	18906.9	871.4
1975 1	19816.6	18888.5	928.
2	21265.8	20290.2	975.5
3	22876.5	21814.1	1062.4
4	22996.8	21885.9	1110.9
1976 1	23452.1	22302.3	1149.8
2	23909.2	22718.8	1190.3
3	26761.8	25529.5	1232.3
4	27389.5	26096.5	1293.
1977 1	27083.6	25747.3	1336.3
2	27354.4	25983.3	1371.1
3	30394.	28971.5	1422.5
4	30161.5	28612.3	1549.2
1978 1	30011.	28236.3	1774.7
2	30457.6	28517.9	1939.7
3	34242.1	32214.6	2027.5
4	33116.5	30973.4	2143.1

TABELL 6. INNTEKT, FORBRUK OG SPARING IALT. MILL. KR., LØPENDE VERDI.

	DISPONIBEL INNTEKT FOR HUSHOLDNINGENE IALT	KONSUM IALT	SPARING IALT	DISPONIBEL PENGEINNTEKT IALT	KONSUMTILGIFT IALT	FINANSSPARING
1966 1	—	—	—	—	6650.	—
2	—	7224.6	—	—	7486.3	—
3	—	7524.	—	—	7732.4	—
4	—	8168.8	—	—	8458.3	—
1967 1	8224.7	7178.9	1045.8	7959.5	7249.9	709.6
2	8595.6	7832.	763.5	8326.7	8175.3	151.4
3	9596.4	8148.1	1448.3	9320.2	8986.9	933.3
4	9081.2	8757.5	323.6	8881.4	9103.2	-301.8
1968 1	8956.9	7769.8	1187.1	8672.5	7853.4	819.1
2	8975.4	8395.4	588.	8686.4	8747.5	-61.1
3	10266.8	8689.9	1576.8	9963.5	8919.3	1044.2
4	9517.6	9365.	152.5	9198.4	9661.4	-463.
1969 1	9563.2	8645.	918.1	9204.6	8781.1	423.5
2	9572.7	8944.2	628.5	9185.7	9325.4	-139.6
3	11050.2	9376.	1674.1	10645.1	9701.2	943.8
4	10726.5	10621.4	105.1	10320.5	11410.1	-1089.5
1970 1	10635.2	9344.	1291.1	10180.7	9241.9	938.8
2	11053.4	10283.5	769.8	10591.1	10604.5	-13.4
3	12537.	10493.5	2043.5	12060.2	10825.8	1234.4
4	12300.3	11932.1	368.1	11810.3	12373.9	-563.6
1971 1	12177.5	10381.7	1795.8	11676.1	10481.2	1194.8
2	12451.3	11387.6	1063.6	11937.9	11823.3	114.6
3	13891.2	11652.2	2239.	13363.8	12119.8	1244.
4	13483.7	12943.8	539.9	12946.8	13479.5	-532.7
1972 1	13277.4	11652.1	1625.3	12713.8	11869.9	843.8
2	13643.4	12398.	1245.3	13059.7	12772.8	286.9
3	15068.	12793.8	2274.2	14471.	13287.7	1183.3
4	14770.3	13981.6	788.6	14156.2	14628.7	-472.5
1973 1	14486.	12556.	1930.	13863.6	12880.	983.5
2	14861.	13729.6	1131.4	14217.7	14105.1	112.6
3	16843.4	14210.9	2632.5	16177.5	14759.	1418.5
4	16692.1	15729.2	962.8	15986.4	16542.8	-556.3
1974 1	16815.8	13909.3	2906.5	16068.9	14382.6	1686.3
2	17180.6	15560.5	1620.	16390.3	16095.2	295.
3	19080.6	16200.	2880.5	18245.1	16828.4	1416.6
4	19778.3	17953.5	1824.7	18906.9	18799.2	107.6
1975 1	19816.6	16452.2	3364.3	18888.5	16921.3	1967.2
2	21265.8	18231.8	3034.	20290.2	18844.6	1445.6
3	22876.5	18996.1	3880.4	21814.1	19716.2	2097.8
4	22996.8	20817.1	2179.6	21885.9	22132.7	-246.8
1976 1	23452.1	19031.8	4420.3	22302.3	19788.9	2513.3
2	23909.2	20623.	3286.1	22718.8	21484.7	1234.
3	26761.8	21257.1	5504.6	25529.5	22423.6	3105.9
4	27389.5	23846.2	3543.3	26096.5	25788.8	307.7
1977 1	27083.6	21779.2	5304.3	25747.3	23111.3	2636.
2	27354.4	24041.1	3313.3	25983.3	25441.4	541.8
3	30394.	24577.2	5816.8	28971.5	26146.3	2825.2
4	30161.5	27022.5	3139.	28612.3	29216.3	-604.
1978 1	30011.	24101.4	5909.6	28236.3	24516.4	3719.8
2	30457.6	26368.6	4089.	28517.9	26470.3	2047.6
3	34242.1	27357.6	6884.5	32214.6	27440.8	4773.8
4	33116.5	29719.5	3397.	30973.4	30230.	743.3

TABELL 7. FORMUES-, FINANSIERINGS- OG RENTEFORHOLD.

	VERDI TIL BEHOLDNING AV VARIERE FORBRUKSGODER, MILL. KR	SELV- FINANSIERING, MILL. KR., LØPENDE PRISER	NOMINELL PENGEHENGDE, M2. MILL. KR 1)	HUSHOLDNINGENS LÅN I BANKENE, MILL. KR 1)	HUSHOLDNINGENS INNSKUDD I BANKENE, MILL. KR 1)	NOMINELL RENTE PR. KVARTAL 1)	NOMINELL RENTE PRO ANNO 1)	REALRENTE PRO ANNO, LITT GLATTET
1966 1	—	—	29460.6	21392.	14742.5	0.00962	0.03965	—
2	25532.5	—	30349.3	21969.	14965.1	0.00962	0.03967	—
3	25940.	—	31137.3	22347.9	15318.	0.00969	0.04016	—
4	26349.4	—	32688.3	22908.2	15900.6	0.00969	0.04014	—
1967 1	27021.6	1388.6	32396.9	23353.9	16151.5	0.00961	0.03963	—
2	27366.8	1117.4	33574.6	23952.4	16512.5	0.00962	0.03965	-0.00843
3	27911.2	1808.	34009.2	24383.4	16905.6	0.00969	0.04017	-0.00188
4	28284.2	693.1	35416.7	24925.2	17433.1	0.00969	0.04016	-0.00445
1968 1	28996.5	1559.	34851.2	25478.6	17642.6	0.00961	0.03961	0.00534
2	29627.7	962.7	36038.5	26158.7	18023.7	0.00976	0.0396	0.01093
3	30524.7	1965.	37102.4	26666.4	18598.	0.00994	0.04034	0.01005
4	30155.3	551.6	39719.3	27248.2	19337.8	0.01058	0.04301	0.01167
1969 1	31133.7	1320.	39444.4	28079.3	19711.6	0.01152	0.04667	0.01064
2	31794.6	1042.4	40847.1	28956.8	20145.8	0.01217	0.04958	0.01168
3	32766.5	2895.9	41885.2	29773.2	20534.3	0.01236	0.05037	0.01577
4	32969.3	549.3	43533.5	30513.9	21075.1	0.01232	0.05018	0.01441
1970 1	37148.4	1719.7	43672.6	31366.6	21652.5	0.01224	0.04984	-0.03295
2	37797.6	1212.5	45929.5	32444.2	22522.9	0.01223	0.04963	-0.0403
3	38769.7	2496.	46909.9	33305.5	23268.2	0.0123	0.05011	-0.04773
4	39803.6	832.9	49623.4	34150.	24653.1	0.01231	0.05015	-0.0638
1971 1	40924.4	2261.5	50058.5	35292.1	25505.1	0.01225	0.04992	-0.02202
2	41950.	1542.2	52082.9	36542.5	26192.8	0.01224	0.04966	-0.02286
3	42945.5	2728.6	52467.8	37430.2	26743.8	0.01228	0.05003	-0.01435
4	43649.8	1043.4	55733.7	38463.1	28276.8	0.0123	0.05011	-0.00462
1972 1	45906.8	2128.5	56166.7	39554.5	29229.6	0.01228	0.05001	-0.014
2	47649.9	1756.	58097.7	40869.9	30003.4	0.01225	0.0499	-0.01174
3	48696.5	2797.5	59016.9	41923.1	30273.3	0.01226	0.04995	-0.02013
4	49984.2	1326.3	62239.8	43277.6	31867.2	0.01228	0.05005	-0.01899
1973 1	50610.	2476.9	62173.6	44737.	32576.9	0.0123	0.0501	-0.01244
2	52479.	1685.9	65426.5	46132.4	34066.4	0.01226	0.04994	-0.02411
3	54503.2	3197.1	65995.	47333.3	34118.8	0.01222	0.04977	-0.03098
4	57244.5	1538.1	69245.6	49000.6	35707.3	0.01233	0.05022	-0.04448
1974 1	58664.1	3489.9	69547.9	50440.5	36466.2	0.01273	0.05191	-0.03906
2	59961.4	2216.4	71666.2	52179.3	37405.4	0.01318	0.05377	-0.04228
3	62176.2	3487.5	72859.7	53395.5	37906.3	0.01344	0.05484	-0.04143
4	64532.9	2446.	76923.7	54960.2	39672.2	0.0135	0.05512	-0.03997
1975 1	69119.2	3975.1	77322.	56721.8	41615.	0.01343	0.0548	-0.07184
2	71123.1	3657.1	81333.	58853.3	43204.	0.01372	0.056	-0.0632
3	73698.2	4513.8	84363.	60665.8	44311.	0.01442	0.05892	-0.06025
4	75052.4	2846.1	88616.	63251.9	45452.	0.0148	0.06053	-0.04902
1976 1	78312.7	5065.8	90144.	64831.6	47144.	0.01468	0.06033	-0.03626
2	81569.9	3958.8	95372.	68739.1	49503.	0.01459	0.05966	-0.03227
3	83835.7	6197.5	96706.	70679.6	50378.	0.0147	0.0601	-0.02271
4	87608.6	4261.	103872.	73254.6	52939.	0.01476	0.06035	-0.0195
1977 1	91169.4	6027.5	107334.	75633.	54981.	0.01466	0.05993	-0.032
2	94439.	4050.9	110813.	79093.1	57572.	0.01452	0.05935	-0.03367
3	96990.7	6577.3	113875.	81384.	58826.	0.01467	0.05996	-0.02456
4	99788.6	3995.1	120525.	85062.2	61384.	0.01553	0.06356	-0.0176
1978 1	104711.	6685.5	121325.	87518.2	64210.	0.01695	0.06954	-0.00974
2	107979.	4864.3	124148.	89760.	66530.	0.01796	0.07381	-0.00346
3	110878.	7667.3	126284.	91786.	67794.	0.01829	0.07517	-0.01328
4	112422.	4210.4	133773.	94957.	71185.	0.01906	0.07846	-0.0217

1) KILDE: NORGES BANK. RENTESERIENE ER LITT GLATTET.

GRUPPERING AV KONSUMUTGIFTENE

Sammenhengen mellom konsumkategoriene i KVARTS og tilsvarende inndelinger i MODAG/MSG-E, MODIS IV, kvartalsvis nasjonalregnskap (KNR) og årlig nasjonalregnskap (NR).

KVARTS		MODAG /MSG-E		MODIS IV	KNR	NR-sektorer
Kode	Betegnelse	Kode	Betegnelse	Kode ^{b)}	Kode	Kode
00	Matvarer	00	Matvarer	33901-33913	33900	33001-33093
10	Andre ikke-varige forbruksgoder	11	Drikkevarer og tobakk	33914-33917	33910	33111-33124
		12	Elektrisitet	33922	33922	33321
		13	Brensel	33923	33933	33322-33324
		14	Driftsutgifter til egne transportmidler	33930,33931	33965	33621-33624
		15	Andre varer	33939,33940	33978	33811-33825
20	Halv-varige forbruksgoder	21	Klær og skotøy	33918-33920	33920	33211-33234
		22	Andre husholdningsvarer	Δ33926	33945	33441-33452
		23	Andre fritidsvarer	Δ33937,33939, Δ33940	33973	33715-33718, 33731-33733
30	Kjøp av egne transportmidler ...	30	Kjøp av egne transportmidler	33929	33961	33611,33612
40	Kjøp av andre varige forbruksgoder	41	Møbler og elektriske husholdningsartikler	Δ33924,Δ33925	33944	33411-33436
		42	Varige fritidsgoder	33934	33971	33711-33714
50	Boligtjenester	50	Bolig	33921	33931	33311
60	Andre tjenester ...	61	Bruk av offentlige transportmidler, post og tele	33932,33933	33964	33631-33642
		62	Helsepleie	33928	33950	33511-33516
		63	Offentlige forestillinger, andre tjenester og skolegang	33936,Δ33938	33974	33721-33726, 33741
		64	Diverse husholdningstjenester	33927	33946	33453-33471
		65	Andre tjenester	33941,33942	33979	33831-33853
		66	Nordmenns konsum i utlandet	33991	33981	33991
70	Utlendingers konsum i Norge ^{a)}	70	Korreksjonspost (Utlendingers konsum i Norge)	33992	33981	33992

a) Korreksjonspost, behandlet som fradrag i gruppe 60.

b) Δ betyr "del av".

KONSTRUKSJON AV BEHOLDNINGSSERIER FOR VARIGE FORBRUKSGODER

I konsummodellen i KVARTS inngår to grupper av varige konsumgoder, 30 kjøp av egne transportmidler og 40 kjøp av andre varige forbruksgoder¹⁾). Modellen krever at vi i tillegg til tidsseriene for kjøp av disse godene, som registreres i nasjonalregnskapet, har serier for beholdningene som er konsistente med kjøpstallene. I dette appendiks gjør vi rede for den fremgangsmåten vi har benyttet ved beregning av disse tidsseriene.

a. Egne transportmidler

Denne konsumgruppen består hovedsakelig av personbiler. Utgangspunktet er Vegdirektoratets oppgaver over bestanden av registrerte personbiler, BR, og antall førstegangsregistrerte personbiler, FGR,²⁾ samt kvartalsvise nasjonalregnskapstall for (brutto) kjøp av egne transportmidler til konsumformål, målt i 1975-priser, C. Vegdirektoratets oppgaver over antall registrerte biler skiller ikke mellom personbiler som eies av private konsumenter og de som eies av næringslivet; BR og FGR representerer totaltallene. Kjøpstallet C, som refererer seg til husholdningssektoren, representerer imidlertid ikke bare konsumentenes kjøp av nye biler, også bruktbilkjøp regnes med. Ved beregning av denne størrelsen forutsettes det i nasjonalregnskapet at næringslivets bilkapital etter et vist antall år selges til husholdningssektoren som bruktbiler, dvs. at alle biler som inngår i FGR, etter en viss tid tilfaller husholdningene og inkluderes i C. Tilnærmet kan vi dermed anslå enhetsverdien pr. bil ved

$$EV = \frac{C}{FGR}$$

Dette representerer verdien av en ny bil i 1975-kroner, og den synes å ha vært relativt stabil på ca. 35 000 kr. i den perioden vårt datamateriale dekker, dvs. 1966-1978. Vi definerer BR, bestanden av registrerte biler, som antall personbiler som det betales årsavgift for. Ved å multiplisere denne med enhetsverdien følger at bestanden av personbiler totalt, uttrykt i 1975-kroner, kan beregnes ved

$$(1) \quad H = EV * BR = C * \frac{BR}{FGR}$$

Beholdningsstørrelsen H , som BR, et *kapasitetsbegrep*, og siden vi lar alle biler uansett alder telle likt, forutsetter vi implisitt at enhver bil beholder hele sin tjenesteytende evne inntil den utrangeres. Foreliggende oppgaver³⁾ tyder på at (den tekniske) levetiden (brukstiden) for personbiler i gjennomsnitt er omkring 13 år og har forholdsvis liten spredning. Som en forenklet tilnærming vil vi derfor regne med 13 års levetid for *alle* biler. Dette svarer til at den tekniske depresiering i sin helhet forutsettes å skje når bilen utrangeres.⁴⁾

Det følger naturligvis av dette at vi *ikke* kan ta H beregnet ved (1) som uttrykk for "*formuesverdien* av bilbestanden målt i 1975-priser". Formuesverdien avspeiler bruktbilmarkedets vurdering av biler av forskjellige årganger, og siden en potensiell bilkjøper vil se på bilens potensielle *fremtidige* tjenesteytende evne, vil han selvfølgelig vurdere en 10 år gammel bil vesentlig lavere enn en bil av samme merke som bare har vært i bruk f.eks. 5 år. Den tjenesteytende kapasitet *i øyeblikket* kan imidlertid være omtrent den samme for de to bilene, og det er den H i prinsippet gir uttrykk for.⁵⁾

Hvis bilbestanden var konstant, dvs. hvis bruttokjøpet i enhver periode akkurat dekket utrangeringen, ville depresieringsraten, regnet pro anno, bli lik

1) Se appendiks A for en detaljert oversikt over innholdet av disse gruppene.

2) Se Statistisk Sentralbyrå (1980), tabell 254 og 255. Månedsoppgaver over antall nyregistrerte biler utarbeides av Vegdirektoratet.

3) Fra Vegdirektoratet og Byråets kontor for samferdselsstatistikk.

4) Denne tolkningen er ikke opplagt; Harberger (1960), for eksempel, har et annet syn.

5) Den sondring mellom brutto- og nettokapital som her berøres, er utdypet i Biørn (1983a).

$$(2) \quad DC = \frac{1}{T_3} = 0.0769,$$

som tilsvarer en kvartalsvis depresieringsrate på $1 - (1 - 0.0769)^{0.25} = 0.0198$. Dette er å tolke som en gjennomsnittlig depresieringsrate for alle personbiler. For næringslivets biler er depresieringsraten satt lik 0.1667 pr. år, eller 0.0445 pr. kvartal. Dette svarer til en levetid på 6 år og er i overensstemmelse med den levetidsforutsetning som kapitalslitberegningene i nasjonalregnskapet bygger på.

Vegdirektoratets årsoppgaver over antall registrerte personbiler skiller, som nevnt, ikke mellom personbiler som eies av private konsumenter og de som eies av næringslivet. Siden vi i konsummodellen bare er interessert i den del av bilbeholdningen som disponeres av konsumentene, trenger vi en metode til å fordele totalbeholdningene ved utgangen av de enkelte år på disse to grupper. La $HC_{K,t}$ betegne den del av bilbeholdningen ved utgangen av året som eies av konsumenter og $HC_{N,t}$ den del som eies av næringslivet. For å beregne fordelingen av totalen H på disse to komponenter tar vi utgangspunkt i følgende ligning:

$$(3) \quad C_{g,t} = HC_{g,t} - (1 - DC_g)HC_{g,t-1} \quad (g=K,N),$$

hvor $C_{g,t}$ betegner kjøp av (bruttoinvestering i) biler i år t foretatt av gruppe g, hvor g = K betegner konsumentsektoren og g = N næringslivet, $HC_{g,t}$ er bilbestanden og DC_g depresieringsraten for gruppe g. Vi forutsetter at depresieringsratene er konstante over observasjonsperioden. La γ_{gt} betegne den relative vekstfaktoren for bilbeholdningen til gruppe g i år t, dvs.

$$(4) \quad \gamma_{g,t} = \frac{HC_{g,t}}{HC_{g,t-1}} \quad (g=K,N).$$

Av ligning (3) og (4) følger

$$(5) \quad \frac{C_{K,t}}{C_{N,t}} = \frac{\gamma_{Nt}(\gamma_{Kt} + DC_K - 1)HC_{K,t}}{\gamma_{Kt}(\gamma_{Nt} + DC_N - 1)HC_{N,t}}$$

Nasjonalregnskapets oppgaver over næringslivets og husholdningenes bilkjøp tyder på at forholdet $C_{N,t}/C_{K,t}$ har holdt seg relativt stabilt i perioden 1966-1975, med en gjennomsnittsverdi

$$\alpha = \frac{1}{T_0} \sum_{t=1966}^{1975} \frac{C_{N,t}}{C_{K,t}} = 0.294,$$

dvs. at husholdningssektorens kjøp har utgjort ca. 77 prosent av de totale bilinvesteringer. Ved å sette dette anslaget og våre anslag for depresieringsratene inn i (5) er vi kommet til et gjennomsnittsanslag for $HC_{N,t}/HC_{K,t}$ på 0.18. Dette innebærer at konsumentenes andel av bilbeholdningen utgjør 85 prosent, altså noe større enn deres andel av bilkjøpene. Det siste er rimelig siden næringslivets bilkapital er forutsatt å depreciere raskere enn husholdningenes. Vi har dermed etablert årsserier for konsumentenes bilbeholdning HC_K .

Til kvartalsfordeling av disse seriene og til å beregne implisitte kvartalsvise depresieringsrater har vi benyttet den metode som er beskrevet i Biørn (1979a), appendiks A. Den er basert på at man kjenner tidsserien for beholdningen ved utgangen av hvert år og kvartalsserien for bruttoinvesteringen og forutsetter at depresieringsraten er konstant gjennom året. De beregnede beholdningstall og depresieringsrater er gjengitt i tabell 3 i datavedlegget. Gjennomsnittlig depresieringsrate, regnet pr. kvartal, er 0.0173, og skiller seg lite fra det vi anslo på grunnlag av Vegdirektoratets oppgaver over levetider.⁶⁾

b. Andre varige forbruksgoder

Denne konsumgruppen består av møbler, elektriske husholdningsartikler og varige fritidsgoder. Utgangspunktet for beregning av beholdningstaller Forbruksundersøkelsen 1973. Her anslås gjennomsnittsfamiliens beholdning av en del varige forbruksgoder, vurdert til gjenanskaffelsesverdi, ved utgangen av 1973.

6) Forskjellen kan blant annet tilskrives at det har vært vekst i bilbeholdningen i perioden, mens ligning (2) forutsetter at bilbeholdningen er konstant. Uavhengige beregninger som er utført i forbindelse med MSG-E-prosjektet, gav svært like resultater.

Dette verdsettingsprinsippet innebærer at beholdningstallene også for denne gruppen kan tas som uttrykk for tjenesteytende kapasitet. Disse godene representerer imidlertid bare en del av varene som inngår i konsumgruppe 40, og vi har for enkelhets skyld forutsatt at forholdet mellom beholdning og kjøp var det samme for hele konsumgruppen som for de varer vi hadde observasjoner for. Dette gir et anslag på gjennomsnittshusholdningens beholdning totalt sett uttrykt i 1973-priser.⁷⁾ Antall familier i 1973 var ca. 1.4 millioner. Omregnet til 1975-priser gir dette en beholdning av "andre varige forbruksgoder" i gjennomsnittshusholdningen på 29 860 kr, dvs. 41 804 millioner ialt ved utgangen av 1973.

En undersøkelse av varige konsumgoders brukstid⁸⁾ antyder at gjennomsnittlig levetid til varene som inngår i konsumgruppe 40, er ca. 14 år. Med de samme forutsetninger om teknisk depresiering som tidligere, gir dette en årlig depresieringsrate på 0.071, som tilsvarer DC40 = 0.0174 pr. kvartal. Kvartalstall for beholdningen HC40 kan da beregnes rekursivt etter følgende formel:

$$HC40_t = (1 - DC40) * HC40_{t-1} + C40,$$

hvor C40 er kjøpstallene ifølge det kvartalsvise nasjonalregnskapet. Resultatet er gitt i tabell 3 i data-vedlegget.

7) I Forbruksundersøkelsen 1973 ble *beholdningen* av de registrerte varene i gruppe 40 beregnet til 6 770 kr i gjennomsnittshusholdningen. Den gjennomsnittlige forbruksutgift av de samme varene var 807 kr, og på varer i gruppe 40 ialt var den 2 908 kr. Gjennomsnittsfamiliens beholdning i løpende 1973-kroner blir da anslått til

$$\frac{2\ 908}{807} \cdot 6\ 770 = 24\ 396 \text{ kr.}$$

8) Dahl (1980).

BEREGNING AV DISPONIBLE INNTEKTER

Det kvartalsvise nasjonalregnskapet for årene 1966 - 1978 gir tidsserier for brutto faktorinntekt i de enkelte produksjonssektorer fordelt på lønn (lønnskostnader) og brutto driftsresultat (dvs. driftsresultatet uten fradrag av verdien av depresieringen (kapitalslitet) i sektoren). Disse inntektstallene, sammen med blant annet oppgaver over skatter og stønader, danner grunnlaget for å beregne tidsserier for disponibel husholdningsinntekt i konsummodellen. I dette appendiks vil vi beskrive hovedtrekkene i denne konverteringen fra funksjonelle til institusjonelle inntekter.

Beregningsopplegget faller naturlig i tre deler:

- a. Beregning av tall for (netto) driftsresultat på grunnlag av de tilsvarende bruttotall.
- b. Omregning fra lønn og netto driftsresultat etter produksjonssektor til inntekt i husholdningssektoren (før skatt).
- c. Beregning av direkte skatter og disponibel husholdningsinntekt.

a. Beregning av netto driftsresultat

La Y_{Ki} betegne brutto driftsresultat, regnet i verdi, i sektor i og Y_{Di} verdien av depresieringen (kapitalslitet). Nettodriftsresultat er da gitt ved

$$(1) \quad Y_{Ei} = Y_{Ki} - Y_{Di}.$$

Kvartalsregnskapet gir serier for Y_{Ki} , men ikke for Y_{Di} og Y_{Ei} . Verdien av depresieringen i en sektor fremkommer som summen av depresieringen på for enkelte arter av produksjonskapital som benyttes i sektoren. Den kan skrives på følgende form:

$$(2) \quad Y_{Di} = \sum_a P_{Jai} * Q_{Dai},$$

hvor P_{Jai} er prisindeksen for investering i artsgruppe a i sektor i , og Q_{Dai} er den tilsvarende verdi av depresieringen målt i faste priser. Kvartalsserier for P_{Jai} finnes i nasjonalregnskapet. Problemet reduserer se dermed til å beregne kvartalsserier for Q_{Dai} .

De årlige nasjonalregnskaper gir årsserier for depresiering etter en tilsvarende arts- og sektorinndeling, $\overline{Q_{Dai}}$, og tilhørende serier for kapitalbeholdninger, datert ved årets utgang, $\overline{K_{ai}}$. Kvartalsseriene for bruttoinvesteringer, J_{ai} , tilfredsstiller definisjonsmessig ligningen

$$(3) \quad \overline{K_{ai}}_t = \overline{K_{ai}}_{t-1} + J_{ai,t,1} + J_{ai,t,2} + J_{ai,t,3} + J_{ai,t,4} - \overline{Q_{Dai}}_t,$$

hvor fotskrift t betegner år og fotskriftene 1, ..., 4 representerer kvartalet. Summen av depresieringstallene over kvartaler skal selvsagt være lik de tilsvarende årstall,

$$(4) \quad \overline{Q_{Dai}}_t = \sum_{k=1}^4 Q_{Dai,t,k}.$$

Ved en "glatting" av depresieringstallene, med den restriksjon at definisjonsligningene (3) og (4) skal være oppfylt,¹⁾ får vi bestemt kvartalsserier for Q_{Dai} og dermed, via (1) og (2), kvartalsserier for netto driftsresultatet i de enkelte produksjonssektorer. Dette er første trinn i beregningen.

b. Beregning av husholdningsinntekt før skatt

La Y_{Wi} betegne de totale lønnskostnader i sektor i og Y_{WWi} utbetalt lønn. Vi forutsetter at utbetalt lønn i sin helhet tilfaller husholdningssektoren og at forholdet mellom utbetalt lønn og de totale

1) Metoden er beskrevet i: Erik Biørn: "Metode for beregning av kvartalsserier for kapitalbeholdning og depresiering (kapitalslit) og generering av depresieringsligninger i KVARTS": Internt arbeidsnotat fra KVARTS-prosjektet (KEB/KJe, 14/6-82).

lønnskostnader (som i tillegg til utbetalt lønn også inkluderer arbeidsgiveravgift til folketrygden) er konstant i alle kvartaler innen det enkelte år. Brukes samme fotskriftnotasjon som tidligere, innebærer dette

$$YWW_{t,k} = B_{i,t,k} * YW_{t,k},$$

hvor $B_{i,t,k}$ er forholdet mellom utbetalt lønn og totale lønnskostnader i sektor i i kvartal k år t . Dette siste forholdstallet beregnes på grunnlag av nasjonalregnskapets årsregnskaper og informasjon om arbeidsgiveravgiftssatser. Samlet utbetalt lønn blir altså

$$(5) \quad YWW_{t,k} = \sum_i YWW_{i,t,k} = \sum_i B_{i,t,k} * YW_{i,t,k}.$$

Husholdningssektoren disponerer også en del av netto driftsresultatet i de enkelte produksjonssektorer. Det finnes ingen direkte registrerte tidsserier for disse overføringene, men de kan, tilnærmet, beregnes på grunnlag av inntektsstatistikk. Vi forutsetter at andelen av driftsresultatet i sektor i som tilfaller husholdningssektoren, A_i , er konstant i alle kvartaler i det enkelte år, men kan variere mellom år.²⁾ Det samlede driftsresultat som tilfaller husholdningssektoren i år t , kvartal k , blir følgende:

$$(6) \quad YEH_{t,k} = \sum_i A_{i,t} * YE_{i,t,k}.$$

I tillegg mottar husholdningssektoren stønader fra det offentlige, RUH (som også inkluderer offentlig finansiert helsekonsum). Arstall for disse finnes i nasjonalregnskapets årsregnskaper. Kvartalsfordelingen er foretatt blant annet på grunnlag av Rikstrygdeverkets kvartalsregnskaper.

I driftsresultattallene YEH er det ikke tatt hensyn til at husholdningene også opptjener en del av sin kapitalinntekt i form av renteinntekter og at disse inntektene har en motpost i form av gjeldsrenter, fortrinnsvis til banksektoren. Grunnlaget for beregning av kvartalsserier for disse rentestrømmene er inntektsstatistikk, bankstatistikk og beregninger som er stilt til disposisjon av Norges Bank. Lar vi $RRMH$ og $RRBH$ betegne henholdsvis husholdningssektorens mottatte og betalte renter og $RRFORS$ husholdningenes andel av "imputerte" renter i livsforsikring, kan dermed husholdningssektorens samlede inntekt³⁾ før skatt uttrykkes ved

$$(7) \quad YH = YWW + YEH + RRFORS + RRMH - RRBH + RUH \\ = \sum_i B_{i,t,k} * YW_{i,t,k} + \sum_i A_{i,t} * YE_{i,t,k} + RRFORS + RRMH - RRBH + RUH,$$

hvor $YE_{i,t,k}$ er gitt ved ligningene (1) og (2).

Annet trinn i beregningen er dermed fullført.

c. Beregning av direkte skatter og disponibel husholdningsinntekt

Hovedproblemet i denne fasen av beregningene er å bestemme kvartalsserier for husholdningssektorens direkte skatter til det offentlige. Begrepsmessig er det de *påløpne* (utlignede) skatter vi er interessert i

- 2) Denne fremgangsmåten svarer i hovedtrekk til den som benyttes i årsmodellene MODAG og MODIS IV, men er noe forenklet i forhold til disse. Forenklingen ligger blant annet i at KVARTS bare opererer med én husholdningssektor, mens MODAG og MODIS spesifiserer tre slike sektorer (lønnstakere, selvstendig næringsdrivende og trygdede mv.). Fremgangsmåten ved beregning av fordelingsnøkklene i MODIS er dokumentert i Cappelen (1980), avsnitt 2.1.2. Beregningen av A_i i KVARTS tar utgangspunkt i de tilsvarende beregninger for MODIS IV. (Se også Cappelen, Garaas og Longva (1981), avsnitt 4.2.6.) Selv om disse andelene er forholdsvis stabile over tid for MODIS-sektorer, vil aggregeringen medføre at de vil kunne vise tildels betydelig variasjon over tid på KVARTS-nivå.
- 3) Inntekt i form av avkastning på husholdningenes konsumkapital (konsumgruppe 30 og 40) er ikke medregnet. Se avsnitt 3.4 i hovedteksten.

som grunnlag for å beregne disponibel inntekt.⁴⁾ Vi møter da umiddelbart det problem at reglene for inntektsbeskatning av forskuddspliktige skattytere refererer til det enkelte kalenderår. Skattesystemet er basert på at inntektene er periodisert på år. I en kvartalsmodell blir det følgelig ikke overensstemmelse mellom den periode skattereglene gjelder for og periodiseringen av inntektene. Skattereglene gir kort sagt ikke noe svar på hva en skal mene med "påløpt skatt i et bestemt kvartal". Det er derfor nødvendig å definere dette begrepet.

Vi gjør dette ved å etablere en skattefunksjon med parametre som estimeres fra årstall.⁵⁾ Også her bygger vi i stor grad på data og beregningsrutiner fra MODIS IV (og MODAG). Vi innfører følgende symboler:

YHSHKATT = YH - (RRFORS + RRMH - RRBUS): Skattepliktig inntekt for husholdningssektoren.

TDPH: Påløpne direkte skatter, husholdninger.

TDPH*: Påløpne direkte skatter, husholdninger, eksogent beløp.

N : Antall årsverk som ligger til grunn for inntektsopptjeningen.⁶⁾

tMYH: Marginal makroskattesats, husholdningsinntekt.

tGYH: Gjennomsnittlig makroskattesats, husholdningsinntekt.

Skattefunksjonen har formen

$$(8) \quad TDPH_{t,k} = tMYH_t \left[\frac{YHSHKATT_{t,k}}{N_{t,k}} - \frac{YHSHKATT_{t-1}}{\bar{N}_{t-1}} \right] N_{t,k} \\ + tGYH_t \frac{YHSHKATT_{t-1}}{\bar{N}_{t-1}} N_{t,k} + TDPH^*_{t,k}$$

hvor t og k, som før, betegner henholdsvis år og kvartal, og

$$(9) \quad \overline{YHSHKATT}_t = \sum_k YHSHKATT_{t,k} = \text{Total skattepliktig husholdningsinntekt i år t.}$$

$$(10) \quad \bar{N}_t = \sum_k N_{t,k} = \text{Totalt antall årsverk i år t.}$$

Denne funksjonen er formelt fremkommet ved å danne en første ordens Taylor-utvikling av en underliggende makrorelasjon mellom skatt pr. årsverk og inntekt pr. årsverk. Funksjonen er utviklet omkring punktet $\frac{YHSHKATT_{t-1}}{\bar{N}_{t-1}}$, dvs. gjennomsnittsinntekten i året før det aktuelle beregningskvartal. Skattesatsene tMYH og tGYH er årsserier som er estimert ved hjelp av modellen for beregning av direkte skattesatser til MODIS IV.⁷⁾

Det eksogene leddet i skattefunksjonen, TDPH*, inkluderer blant annet formuesskatt, medlemsavgifter og andre direkte skatter som behandles som eksogene variable i skattemodellen i MODIS IV. De er fordelt på kvartaler ved en mekanisk glatterutine.

Husholdningenes disponible inntekt fremkommer til slutt som⁸⁾

$$(11) \quad RH = YH - TDPH$$

De fremkomne serier gitt i tabell 4 i datavedlegget.

4) Et alternativ kunne være å bruke innbetalte skatter. Disse vil i praksis oftest vise et annet tidsforløp enn de påløpne, men disse variasjonene har med husholdningssektorens likviditetssituasjon å gjøre mer enn med inntektsopptjeningen. Det kan senere bli aktuelt å forbedre beskrivelsen av likviditetsforholdene og deres virkninger på konsumerter spørsele i KVARTS, og da vil vi måtte ta dette forholdet i betraktning. Foreløpig nøyer vi oss med å ta hensyn til skattesystemets virkning på inntekten, og da er det påløpne verdier som er relevante.

5) Vi nevner her bare hovedpunktene. Nærmere detaljer er gitt i: Håvard Røyne: "Påløpne direkte skatter, personer, i KVARTS". Internt arbeidsnotat fra KVARTS-prosjektet (HÅR/Kin,18/1-82).

6) Definert som summen av antall årsverk utført av lønnsstakere og selvstendige pluss et beregnet antall "årsverk" som stønadsmotakerne fra sosialtrygdene representerer.

7) Se Bjerkholt og Longva (1980), avsnitt 6.1.

8) Ligningene (7), (8) og (11) innebærer tilsammen at alle stønader er skattepliktig inntekt på linje med lønnsinntekter og driftsresultat. Dette er en forenkling, idet en del av trygdeytelsene i praksis vil være skattefrie. I praksis vil også en del av renteinntektene - RRMH - være skattepliktig inntekt.

LITTERATURHENVISNINGER

- Akerlof, G. (1970): The Market for Lemons. *Quarterly Journal of Economics*, 84(1970), 488-500.
- Biørn, E. (1979a): *Analyse av investeringsatferd: Problemer, metoder og resultater*. Samfunnsøkonomiske studier nr. 38. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1979)
- Biørn, E. (1979b): *Analyse av sammenhengen mellom forbruk, inntekt og formue i norske husholdninger*. Samfunnsøkonomiske studier nr. 42. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1979.)
- Biørn, E. (1979c): *Teoretisk opplegg for behandling av det private konsum i en korttidsmodell*. Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå nr. 79/27. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1979.)
- Biørn, E. (1980): The Consumption Function and the Life Cycle Hypothesis: An Analysis of Norwegian Household Data. *Scandinavian Journal of Economics*, 82 (1980), 464-480.
- Biørn, E. (1983a): *Gross Capital, Net Capital, Capital Service Price, and Depreciation: A Framework for Empirical Analysis*. Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå nr. 83/27. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1983.)
- Biørn, E. (1983b): KVARTS - en kvartalsmodell for norsk økonomi. Oversikt og status pr. januar 1983. Interne notater 83/8, Statistisk Sentralbyrå.
- Biørn, E. og Jansen, E.S. (1982): *Econometrics of Incomplete Cross-Section/Time-Series Data: Consumer Demand in Norwegian Households 1975-1977*. Samfunnsøkonomiske studier nr. 52. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1982.)
- Biørn, E. og Jensen, M. (1983): Konsumutgift kontra utgift til konsumtjenester. Hvordan valg av konsummål kan påvirke vårt bilde av velferdsutviklingen. *Økonomiske analyser*, 83/1, s. 7-12.
- Bjerkholt, O. og Longva, S. (1980): MODIS IV. *A Model for Economic Analysis and National Planning*. Samfunnsøkonomiske studier nr. 43. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1980.)
- Brechling, F. (1975): *Investment and Employment Decisions*. (Manchester: Manchester University Press, 1975.)
- Cappelen, A. (1980): *Inntektsfordeling og konsum 1962-1978*. Artikler fra Statistisk Sentralbyrå nr. 123, (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1980.)
- Cappelen, A., Garaas, E. og Longva, S. (1981): MODAG. *En modell for makroøkonomisk analyse*. Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå nr. 81/30. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1981.)
- Cramer, J.S. (1971): *Empirical Econometrics*. (Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1971.)
- Dahl, R. (1980): *Produkters levetid*. Nordisk Råd, NUB 1980: 13.
- Deaton, A. og Muellbauer, J. (1980): *Economics and Consumer Behavior*. (Cambridge: Cambridge University Press, 1980.)
- Diewert, W.E. (1974): Intertemporal Consumer Theory and the Demand for Durables. *Econometrica*, 42 (1974), 497-516.
- Dixon, P.B. og Lluch, C. (1977): Durable Goods in the Extended Linear Expenditure System. *Review of Economic Studies*, 44 (1977), 381-384.
- Fisher, G., Mc Aleer, M., og Whistler, D. (1981): Interest Rates and Durability in the Linear Expenditure Family. *Canadian Journal of Economics*, 14 (1981), 331-341.
- Fløttum, E.J. (1980): *Nasjonalregnskapet i Norge. System og beregningsmetoder*. Samfunnsøkonomiske studier nr. 45. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1980.)
- Friedman, M. (1957): *A Theory of the Consumption Function*. (Princeton: Princeton University Press, 1957.)
- Harberger, A.C. (1960): *The Demand for Durable Goods*. (Chicago: The University of Chicago Press, 1960.)
- Houthakker, H.S. og Taylor, L.D. (1970): *Consumer Demand in the United States: Analyses and Projections*. (Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 1970.)
- Johnson, T.R. (1978): Aggregation and the Demand for New and Used Automobiles. *Review of Economic Studies*, 45 (1978), 311-327.
- Lluch, C. (1973): The Extended Linear Expenditure System. *European Economic Review*, 4 (1973), 21-32.
- Lovell, M.C. (1966): Alternative Axiomatizations of Seasonal Adjustment. *Journal of the American Statistical Association*, 61 (1966), 800-802.
- Madansky, A. (1976): *Foundations of Econometrics*. (Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1976.)
- Maddala, G.S. (1979): *Econometrics*. (London: McGraw Hill Book Company, 1979.)
- Mellin, I. og Virén, M. (1982): An Empirical Analysis of the Demand for Houses, Durables, and Non-durables. *Empirical Economics*, 7 (1982), 49-61.
- Muellbauer, J. (1981): Testing Neoclassical Models of the Demand for Consumer Durables. Finnes i A. Deaton (red.): *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behaviour in Honour of Sir Richard Stone*. (Cambridge: Cambridge University Press, 1981), pp. 213-235.
- Musgrave, R.A. (1959): *The Theory of Public Finance*. (New York: McGraw Hill Book Company, 1959.)
- Phlips, L. (1974): *Applied Consumption Analysis*. (Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1974.)
- Pierce, D.A. (1971): Distribution of Residual Autocorrelations in the Regression Model with Autoregressive-Moving Average Errors. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 33 (1971), 140-146.
- Plosser, C.I. (1979): The Analysis of Seasonal Economic Models. *Journal of Econometrics*, 10 (1979), 147-163.
- Pollak, R.A. og Wales, T.J. (1969): Estimation of the Linear Expenditure System. *Econometrica*, 37 (1969), 611-628.

- Sexauer, B. (1977): The Role of Habits and Stocks in Consumer Expenditure. *Quarterly Journal of Economics*, 91 (1977), 127-142.
- Simons, H.C. (1969): Personal Income Taxation. Finnes i R.H. Parker og G.C. Harcourt (red.): *Readings in the Concept and Measurement of Income*. (Cambridge: Cambridge University Press, 1969.)
- Sims, C.A. (1980): Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48 (1980), 1-48.
- Statistisk Sentralbyrå (1980): *Statistisk Årbok 1980*. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1980.)
- Stone, R. (1954): Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand. *Economic Journal*, 64 (1954), 511-527.
- Stone, R. og Rowe, D.A. (1957): The Market Demand for Durable Goods. *Econometrica*, 25 (1957), 423-443.
- Sverdrup, E. (1964): *Lov og tilfeldighet, bind I*. (Oslo: Universitetsforlaget, 1964.)
- Thomas, J.J. og Wallis, K.F. (1971): Seasonal Variation in Regression Analysis. *Journal of the Royal Statistical Society*, 134, Series A (1971), 57-72.
- Wallis, K.F. (1974): Seasonal Adjustment and Relations Between Variables. *Journal of the American Statistical Association*, 69 (1974), 18-31.
- Wykoff, F.C. (1973): A User Cost Approach to New Automobile Purchases. *Review of Economic Studies*, 40 (1973), 377-390.

Trykt 1982

- Nr. 82/1 Tor Haldorsen og Gunvor Iversen: Praktiske eksempler på måling av latente variable: Sammenhengen mellom subjektive og objektive indikatorer på arbeidsforhold
ISBN 82-537-1649-4
- 82/2 Jan Mønnesland, Helge Brunborg og Randi Selmer: Inngåelse og oppløsning av ekteskap etter alder og varighet Formation and Dissolution of Marriage by Age and Duration
Sidetall 77 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1650-8
- 82/3 Ole K. Hovland og Håvard Røyne: En revidert versjon av skattemodellen LOTTE
Sidetall 63 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1648-6
- 82/4 Gunvor Iversen: Arbeidsmiljø 1980 Noen hovedresultater Sidetall 79
Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1715-6
- 82/5 Naturressurser 1981 Sidetall 29 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1651-6
- 82/6 Stein Erland Brun: Nettoflytting og arbeidsmarked i fylkene En foreløpig analyse av sammenhengen Sidetall 68 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1718-0
- 82/7 Øystein Engebretsen: Arealbruk i norske byer og tettsteder Sidetall 183
Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1720-2
- 82/8 Attitudes to Norwegian Development Assistance Sidetall 68 Pris kr 15,00
ISBN 82-537-1719-9
- 82/9 Rolf Aaberge: Om måling av ulikskap Sidetall 73 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1721-0
- 82/10 Arne S. Andersen: Levekårsundersøkelsen 1980 Dokumentasjon Del II Sidetall 88
Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1722-9
- 82/11 Audun Rosland: Forbruk av fast brensel i husholdninger 1960 - 1980 Sidetall 41
Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1735-0
- 82/12 Bjørn Kjensli: Strukturundersøkelse for bygg og anlegg Industribygg Sidetall 58
Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1732-6
- 82/13 Liv Argel: Statistikkbrugerundersøkelsen 1980-81 Resultater fra en postundersøkelse om bruk og vurdering av offisiell statistikk Sidetall 91 Pris kr 15,00
ISBN 82-537-1748-2
- 82/14 Vetle Hvidsten og Kåre Kalstad: Nasjonalregnskap 1975 - 1976 Inntekts- og kapital-
konti System og beregningsmetoder Sidetall 84 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1745-8
- 82/15 Johan A. Alstad: Oppfølging av flyttemotivundersøkelsen 1972 En studie av tilbake-
flytting Sidetall 93 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1784-9
- 82/16 Per Skagseth: Det norske nasjonalregnskapet Dokumentasjonsnotat nr. 12 Beregning
av investering, realkapital og kapitalslit Sidetall 50 Pris kr 10,00
ISBN 82-537-1756-3
- 82/17 Ressursregnskap for fisk Sidetall 52 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1765-2
- 82/18 Susan Lingsom: Behov for tilsynsordninger for barn 7-12 år Sidetall 32
Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1772-5
- 82/19 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Arene
1969 -1982 Sidetall 78 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1786-5
- 82/20 Trygve Solheim: 70-åras feriereiser Sidetall 38 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1805-5
- 82/21 Trygve Solheim: Friperioder og ferieturer Omfang og fordeling over året
Sidetall 36 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1804-7
- 82/22 Halvor Skraastad: Siktet for forbrytelser - Hva skjer videre En undersøkelse av
siktete i januar og februar 1973 Charged for Crimes - What Happens during the
Procedure A survey on Persons Charged for Crimes in January and February 1973
Sidetall 40 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1820-9
- 82/23 Helge Herigstad: Bilhald og bilutgifter Sidetall 51 Pris kr 10,00
ISBN 82-537-1803-9

Trykt 1982

- Nr. 82/24 Frode Brunvoll og Jan Chr. Jørgensen: Metoder for framskrivning av fiskeflåtens kostnader Sidetall 57 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1818-7
- 82/25 Erik Bjørn: Kvantifisering av konjunkturbarometerinformasjon Sidetall 67
Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1809-8
 - 82/26 Audun Rosland og Asbjørn Aaheim: Energireserver Sidetall 40 Pris kr 15,00
ISBN 82-537-1814-4
 - 82/27 Aktuelle skattetall 1982 Current Tax Data Sidetall 47 Pris kr 10,00
ISBN 82-537-1822-5
 - 82/28 Arne Øien: Statistisk Sentralbyrå Perspektiv for 1980-årene Central Bureau of
Statistics Perspectives for the 1980s Sidetall 40 Pris kr 15,00
ISBN 82-537-1826-8
 - 82/29 Engrosprisstatistikk Engrosprisindeks Produsentprisindeks Sidetall 120
Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1833-0
 - 82/30 Referansearkiv for naturressurs- og forurensningsdata: Arealoppgaver i
sentralforvaltningen Sidetall 132 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1838-1
 - 82/31 Eva Ivås og Kjell Roland: MODIS IV Detaljerte virkningstabeller for 1981
Sidetall 271 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-1840-3
 - 82/32 Torleif Haugland: Etablering og nedlegging av industribedrifter Sidetall 67
Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1878-0
 - 82/33 Undersøkelse om kopiering i skoleverket 1981/82 Sidetall 58 Pris kr 10,00
ISBN 82-537-1855-1
 - 82/34 Otto Carlson: Pasientstatistikk 1980 Statistikk fra Det økonomiske og medisinske
informasjonssystem Sidetall 69 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1854-3
 - 82/35 Hogne Steinbakk: Planregnskap for Østfold 1981 - 1992 Hovedresultater
Sidetall 50 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1850-0

Trykt 1983

- Nr. 83/1 Naturressurser 1982 Foreløpige nøkkeltall fra ressursregnskapene for energi,
mineraler, skog, fisk og areal Sidetall 62 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1837-3
- 83/2 Totalregnskap for fiske- og fangstnæringen 1978 - 1981 Sidetall 39 Pris kr 12,00
ISBN 82-537-1882-9
 - 83/3 Therese Hunstad: Forbruk av fisk og fiskevarer i Norge 1979 En undersøkelse av
fiskeforbruket i Norge i 1979 med bakgrunn i materialet fra momskompensasjonsord-
ningen for fisk og fiskevarer Sidetall 25 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-1904-3
 - 83/4 Atle Martinsen og Hogne Steinbakk: Planregnskap for Rogaland 1981 - 1992 Hoved-
resultater Sidetall 42 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-1902-7
 - 83/5 Anne Mickelson og Hogne Steinbakk: Planregnskap for Akershus 1981 - 1992 Hoved-
resultater Sidetall 48 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1903-5
 - 83/6 Asbjørn Aaheim: Norske olje- og gassreserver Nåverdiberegninger og inndeling i
kostnadsklasser Sidetall 28 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-1911-6
 - 83/7 Roar Bergan: Behandlingen av oljevirksohmheten i Byråets makroøkonomiske årsmodeller
Sidetall 30 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-1918-3
 - 83/8 Arbeid og helse 1982 Sidetall 101 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1927-2
 - 83/9 Radio- og fjernsynsundersøkelsen Februar 1983 Sidetall 118 Pris kr 18,00
ISBN 82-537-1928-0
 - 83/10 Petter Frenger: On the Use of Laspeyres and Paasche Indices in a Neoclassical Import
Model Om bruken av Laspeyres og Paasche indekser i en neoklassisk importmodell
Sidetall 49 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1931-0
 - 83/11 Øystein Olsen: MODAG-RAPPORT Etterspørselsfunksjoner for arbeidskraft, energi og
vareinnsats Sidetall 38 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-1935-3

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

Trykt 1983

- Nr. 83/12 Karl-Gerhard Hem: Energiundersøkelsen 1980 Sidetall 47 Pris kr 12,00
ISBN 82-537-1949-3
- 83/13 Jan Byfuglien og Ole Ragnar Langen: Grunnkretser, tettsteder og menigheter
Dokumentasjon 1980 Sidetall 57 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1952-3
 - 83/14 Even Flaatten: Barnevernsklinter og sosial bakgrunn Sidetall 61 Pris kr 18,00
ISBN 82-537-1989-2
 - 83/15 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. årene
1970 - 1983 Sidetall 77 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1961-2
 - 83/16 Erik Bjørn og Morten Jensen: Varige goder i et komplett system av konsumer-
spørsefunksjoner - En modell estimert med norske kvartalsdata Sidetall 93
Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1962-0
 - 83/17 Ressursregnskap for fisk Sidetall 56 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1967-1
 - 83/18 Jon Inge Lian: Fylkenes bruk av helseinstitusjoner Oversikt 1980 og forsøk
på framskriving Sidetall 89 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1969-8
 - 83/21 Arne S. Andersen og Rolf Aaberge: Analyse av ulikhet i fordelinger av levekår
Sidetall 130 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1988-4
 - 83/23 Vidar Otterstad og Høgne Steinbakk: Planrekneskap for Sør-Trøndelag 1981 - 1992
Hovudresultat Sidetall 43 Pris kr 12,00 ISBN 82-537-1983-3
 - 83/24 Otto Carlson: Pasientstatistikk 1981 Statistikk fra Det økonomiske og medisinske
informasjonssystem Sidetall 70 Pris kr 18,00 ISBN 82-537-1991-4
 - 83/25 Aktuelle skattetal 1983 Current Tax Data Sidetall 46 Pris kr 12,00
ISBN 82-537-1990-6



Pris kr 18,00

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



ISBN 82-537-1962-0
ISSN 0332-8422