

# PRIVAT FORBRUG OG BOLIGINVESTERINGER I ADAM

Danmarks Statistiks økonomiske model

Redigeret af  
Eskil Heinesen



## FORORD

Formålet med "rapporterne fra modelgruppen" er at orientere om Danmarks Statistiks makroøkonomiske modelarbejde. Arbejdet, der er organiseret i Danmarks Statistiks modelgruppe, er i første række samlet om at vedligeholde og videreudvikle modellen ADAM og de hertil knyttede databanker m.v., mens anvendelsen af ADAM i forskellige prognose- og analysearbejder hovedsagelig foregår uden for Danmarks Statistik.

Som led i modelgruppens arbejde skrives en række notater, hvis umiddelbare formål er at sikre den interne dokumentation og kommunikation. Med rapporter søges det at gøre dette materiale alment tilgængeligt og således imødekomme den interesse, der fra en større kreds vises modelprojektet.

I denne rapport dokumenteres et tiårs arbejde med de dele af ADAM, hvori husholdningernes vareefterspørgsel bestemmes, d.v.s. relationerne for privat forbrug og boliginvesteringer.

Rapporten bygger på en lang række arbejdspapirer fra modelgruppen. Der er anvendt arbejdspapirer af Ellen Andersen, Kristian Sparre Andersen, Gitte Anker, Anders Møller Christensen, Poul Uffe Dam, Hans Djurhuus, Niels Fink, Leif Hasager, Eskil Heinesen, Henning Jørgensen, Anita Lindberg, Carsten Krabbe Nielsen, Peter Trier og Erik Veedfald.

Rapporten er udarbejdet af Eskil Heinesen bortset fra kapitel 2 og afsnit 4.A, der er forestået af Poul Uffe Dam, som også har medvirket ved redaktionen af den samlede rapport. Der er desuden kommet forslag til revision af tidligere udkast til rapporten fra John Smidt (især kapitel 5) og Peter Trier (kapitel 5). Det praktiske arbejde med rapporten herunder indskrivning, opstilling af tabeller og tegning af figurer er foretaget af Christa Jalking. Redaktionen af rapporten er afsluttet i oktober 1988.

## INDHOLDSFORTEGNELSE

1.	INDLEDNING .....	7
1.1.	Modelversioner .....	7
1.2.	Oversigt over rapporten .....	10
2.	SMULT VANDE OG HØJ SØ .....	13
2.1.	Det private forbrug i september 1979 generationen ..	14
2.1.1.	Oplæg .....	15
2.1.2.	Estimationsproblemer .....	16
2.1.3.	Turistforbruget .....	17
2.1.4.	Specifikation .....	18
2.2.	Diskussion og nye oplæg .....	22
2.2.1.	Indkomstafrænsning .....	22
2.2.2.	Indkomstens fordeling .....	24
2.2.3.	Skatter .....	25
2.2.4.	Boligbenyttelse .....	27
2.2.5.	Analysearbejde .....	28
3.	FORBRUGSSYSTEMETS STRUKTUR .....	34
4.	RELATIONERNE FOR SAMLET PRIVAT FORBRUG OG KØB AF KØ- RETØJER .....	39
4.1.	Fejlkorrektionsmodellen .....	41
4.2.	Relationen for samlet privat forbrug i ADAM, decem- ber 1982, marts 1984 og oktober 1984 .....	44
4.3.	Relationen for samlet privat forbrug i ADAM, april 1986 .....	46
4.4.	Relationen for samlet privat forbrug i ADAM, maj 1987 .....	50
4.4.1.	Formue- og indkomstudtryk .....	52
4.4.2.	Estimationsresultat .....	59
4.4.3.	Formue af realkapital i virksomheder .....	68
4.5.	Relationen for privat forbrug af køretøjer (bilkøb)	72
4.A.	APPENDIKS. Komponenter i disponibel indkomst .....	78
4.A.1.	Opdeling af bruttorestindkomst .....	78
4.A.2.	Overførsels- og renteindkomst .....	81
4.B.	APPENDIKS. Sammenligning af de to indkomstudtryk Yd5 og Yd6 .....	83
4.C.	APPENDIKS. Den marginale skattesats .....	83
4.D.	APPENDIKS. Beholdninger af og ydelser fra varige goder .....	84
4.E.	APPENDIKS. Data for nominel rente og restløbetid for obligationer .....	90

4.F	APPENDIKS. Finansielle formuedata .....	92
4.F.1.	Obligationsaktiver og -passiver til kursværdi .....	93
4.F.2.	Den private sektors finansielle nettostilling .....	94
4.G.	APPENDIKS. Estimationsresultat for relationen for samlet forbrug i ADAM, maj 1987 .....	94
5.	ALLOKERING AF SAMLET PRIVAT FORBRUG PÅ KOMPONENTER .	96
5.1.	Neoklassisk forbrugsteori .....	98
5.2.	Additive nyttefunktioner .....	100
5.3.	Det statiske lineære udgiftssystem .....	102
5.4.	Det dynamiske lineære udgiftssystem .....	106
5.5.	Ekstra forklarende variabler i DLU .....	112
5.6.	DLU på estimerbar form .....	116
5.7.	Estimationsmetode .....	121
5.8.	Det dynamiske lineære udgiftssystem i ADAM .....	124
5.8.1.	Vareaggregeringen .....	126
5.8.2.	Ekstra forklarende variabler .....	127
5.8.3.	Estimationsresultater .....	130
6.	BOLIGEFTERSPØRGSEL OG BOLIGINVESTERINGER .....	144
6.1.	Boligefterspørgsel og boligprisrelation .....	146
6.2.	Boliginvesteringsrelationen .....	153
6.3.	Den samlede boligmodel .....	158
6.4.	Sammenhængen mellem boligmodel og forbrugssystem ...	161
6.A.	APPENDIKS. Data .....	165
6.A.1.	Data for boligbeholdning, nettoinvesteringer og afskrivninger .....	165
6.A.2.	Data for phk, php, phgk og nbs .....	167
6.A.3.	Data for den reelle lejeværdiprocent .....	169
7.	HISTORISK SIMULATION OG MULTIPLIKATORER .....	172
7.1.	Forbrugs- og boligmodel og historisk simulation 1974-86 .....	172
7.2.	Multiplikatorer .....	176
7.2.1.	Multiplikatorer 1974-86 .....	176
7.2.2.	Multiplikatorer 1980-86 .....	182
	DATABILAG .....	188

## 1. INDLEDNING

I løbet af 1978 kom de første tal fra det nye nationalregnskabssystem. Efter opbygning af ny databank og analysearbejde over en bred front, blev der i sommeren 1979 opstillet en ny version af ADAM baseret på det nye talmateriale. For forbrugsbestemmelsen var der blot tale om mindre tilpasninger i forhold til de tidligere modelversioner; men næsten umiddelbart efter at denne version var løbet af stablen, blev forbrugsbestemmelsen - i samarbejde og diskussion med modellens brugere - et hovedpunkt på modelgruppens dagsorden. I efteråret 1981 blev der nedsat et arbejdsudvalg under Udvalget vedrørende en dansk konjunkturmodel. Arbejdsudvalget skulle blandt andet tage stilling til udformningen af forbrugsbestemmelsen i ADAM og til en endogenisering af boliginvesteringerne, der hidtil havde været eksogene i modellen. Retningslinierne for arbejdet på disse områder blev her lagt fast.<sup>1</sup>

Formålet med denne rapport er at dokumentere et tiårs arbejde med de dele af ADAM, hvori husholdningernes vareefterspørgsel bestemmes, d.v.s. relationerne for privat forbrug og boliginvesteringer. Desuden beskrives samspillet mellem boliginvesteringsmodel, forbrugssystem og resten af ADAM.

### 1.1. Modelversioner

Den første modelversion på det nye nationalregnskabs grundlag var ADAM, september 1979.<sup>2</sup> Forbrugsbestemmelsen var stort set uændret i forhold til tidligere. Det private forbrug blev således bestemt som summen af en række komponenter, der bestemmes hver for sig - som hovedregel ved selvstændigt estimerede relationer. Denne forbrugsbestemmelse indgik uændret i de to

---

<sup>1</sup>Jf. Rapport fra modelgruppen nr. 5.

<sup>2</sup>Jf. ADAM, september 1979 - en oversigt, Danmarks Statistik, oktober 1979.

følgende modelversioner, ADAM, februar 1980 og marts 1981.<sup>3</sup> Dette afspejlede, at der i disse år blev arbejdet med en større omlægning af forbrugsbestemmelsen.

Med overgangen til ADAM, december 1982 skete der en grundlæggende ændring af modellens bestemmelse af privat forbrug, idet der blev indført en hierarkisk struktur.<sup>4</sup> På øverste niveau fastlægges et udtryk for samlet privat forbrug i en relation med disponibel indkomst som forklarende variabel. Derefter fordeles forbruget på komponenter. Det første led i fordelingen er en bestemmelse af boligbenyttelsen, der som i de foregående modelversioner sker ud fra boliginvesteringerne i, hvad der kan betegnes som en teknisk relation. Dernæst fordeles samlet forbrug bortset fra boligbenyttelse på de øvrige forbrugskomponenter i et allokeringssystem (et dynamisk lineært udgiftssystem), hvor forbrugskomponenternes priser indgår som forklarende variable; dog er de tre komponenter af transporttydelser - afskrivninger på køretøjer, benzin og olie til køretøjer samt kollektiv transport - aggregeret til én komponent i udgiftssystemet. På sidste trin i allokeringen fordeles denne sammensatte transportkomponent på de tre underkomponenter; konstruktionen indebærer, at privat forbrug af kollektiv transport residualbestemmes.

Det udtryk for samlet forbrug, der fastlægges på øverste trin i den hierarkiske struktur, svarer til den i nationalregnskabet offentliggjorte serie bortset fra, at forbrugskomponenten anskaffelse af køretøjer er transformeret til et afskrivningsudtryk. Bestemmelsen af anskaffelse af køretøjer sker som i de tidligere modelversioner i en relation, som tager udgangspunkt i et investeringsteoretisk oplæg, og hvor bl.a. disponibel indkomst og et usercost-udtryk indgår som forklarende variable.

---

<sup>3</sup>Jf. ADAM, februar 1980 - en oversigt, Danmarks Statistik, februar 1980, og ADAM, marts 1981 - en oversigt, Danmarks Statistik, maj 1981.

<sup>4</sup>Jf. Arbejdsnotat nr. 11.

Den beskrevne hierarkiske struktur i forbrugsbestemmelsen er blevet bibeholdt i de efterfølgende modelversioner. I ADAM, marts 1984 var den væsentligste ændring i relation til forbrugssystemet, at der blev indført ekstra forklarende variabler i to af relationerne i det dynamiske lineære udgiftssystem:<sup>5</sup> I relationen for brændselsforbruget antal frostdøgn, og i relationen for øvrige varige varer pengeinstitutternes udlånsrente.

Med oktober 1984 versionen blev modellen tilpasset den nye databank med 1980 som basisår for fastprisstørrelserne.<sup>6</sup> På forbrugsområdet var den væsentligste nydannelse, at der blev indført et nyt udtryk for disponibel indkomst i bestemmelsen af samlet privat forbrug og anskaffelse af køretøjer. Dette afspejlede bl.a., at den hidtidige forbrugsrelation havde store forudsigelsesfejl i begyndelsen af 1980'erne.

Med ADAM, april 1986 blev modellen udbygget med en finansiel sektor.<sup>7</sup> Boliginvesteringerne, der hidtil havde været eksogene i ADAM, blev endvidere endogeniseret. Dette skal bl.a. ses på baggrund af, at boliginvesteringerne som følge af høj rentefølsomhed og påvirkning af obligationsmarkedet udgør et vigtigt forbindelsesled mellem den finansielle og den reale del af økonomien. Boliginvesteringerne bestemmes i en delmodel, hvori også kontantprisen på ejerboliger bestemmes af bl.a. rente og disponibel indkomst. Med hensyn til forbrugsbestemmelsen skete der to ændringer i ADAM, april 1986. For det første blev der indført et nyt udtryk for disponibel indkomst, der var lidt bredere end det tidligere og hvor rest- og renteindkomst indgik med en sammenvejning af samme og tidligere års værdier. Dette afhjalp en række problemer med forbrugsbestemmelsen fra de foregående modelversioner; navnlig mindskedes forudsigelsesfejlene for det samlede forbrug betydeligt for 1980-84. Den anden ændring, der skete m.h.t. bestemmelsen af samlet privat

---

<sup>5</sup>Jf. ADAM, marts 1984 - en oversigt, Danmarks Statistik, august 1984.

<sup>6</sup>Jf. Arbejdsnotat nr. 18.

<sup>7</sup>Jf. ADAM, april 1986 - en oversigt, Danmarks Statistik, november 1986.



forbrug, var indførelsen af et udtryk for forventet realrente efter skat som forklarende variabel.

Med maj 1987 versionen af ADAM blev formuen inddraget i bestemmelsen af samlet privat forbrug.<sup>8</sup> Baggrunden herfor er, dels at den finansielle sektormodel og boligmodellen har gjort det muligt at bestemme en betydelig del af den private sektors formue, dels at der har været betydelige problemer med at bestemme det private forbrug i 1985-86 ud fra forbrugsfunktionerne i oktober 1984 og april 1986 versionerne af ADAM. Med inddragelsen af formuen er rentekomponenterne i indkomstudtrykket udgået. Der skete kun mindre ændringer i boligmodellen med maj 1987 versionen.

## 1.2. Oversigt over rapporten

Denne rapport bygger, som de fleste rapporter fra modelgruppen, på et stort antal arbejdspapirer, der ofte har en foreløbig karakter. Da mængden af baggrundspapirer for denne rapport er meget stor, er ikke alle lige grundigt repræsenteret i rapporten. Hensigten med rapporten er først og fremmest at give en samlet oversigt over og indføring i forbrugssystemet og boliginvesteringsmodellen i ADAM. Det betyder, at ikke alle baggrundspapirerne kan betragtes som forældede som følge af rapporten. En del steder henvises der direkte til baggrundspapirer. Disse papirer kan som nævnt have en foreløbig karakter, hvorfor de skal tolkes forsigtigt. Det skal desuden bemærkes, at ikke alle modelligninger er dokumenteret i rapporten. I stedet henvises generelt til dokumentationsnotaterne for de respektive modelversioner, jf. foregående afsnit.

I kapitel 2 beskrives forbrugsrelationerne i de tidlige modelversioner med hovedvægt på relationerne i ADAM, september 1979. Desuden redegøres for en række af de diskussioner og overvejelser, der lå bag indførelsen af den nye struktur i forbrugsbestemmelsen med ADAM, december 1982.

---

<sup>8</sup>Jf. Arbejdsnotat nr. 23.

Kapitel 3 indeholder en samlet oversigt over den hierarkiske struktur i forbrugsbestemmelsen, der har været indeholdt i modellen siden ADAM, december 1982 versionen.

I kapitel 4 beskrives relationerne for samlet privat forbrug og anskaffelse af køretøjer i modelversionerne fra december 1982 til maj 1987. De fire første afsnit i kapitlet beskriver relationen for samlet privat forbrug. Denne har i alle modelversioner været baseret på en fejlkorrektions-specifikation, som derfor beskrives mere generelt i det første afsnit. Forbrugsrelationen i maj 1987 versionen beskrives særlig grundigt, da den er estimeret ved en utraditionel metode og da inddragelsen af formuen som forklarende variabel har medført en række specielle problemer. I afsnit 5 i kapitel 4 beskrives relationen for anskaffelse af køretøjer. En række appendiks i kapitel 4 beskriver datakonstruktion.

Kapitel 5 indeholder en beskrivelse af det dynamiske lineære udgiftssystem, der indgår i ADAM, og af den teoretiske baggrund herfor. Systemet er udledt ud fra en antagelse om, at den repræsentative forbruger har en additiv nyttefunktion. Der redegøres for de begrænsninger, dette indebærer i forhold til en mere generel specifikation og for baggrunden for de specielle antagelser, der gøres. Indførelsen af flere forklarende variabler end priser og budget beskrives. Der redegøres for den specielle estimationsmetode og for estimationsresultater.

I kapital 6 beskrives boliginvesteringsmodellen. I de to første afsnit beskrives de to centrale stokastiske relationer. For det første relationen, der bestemmer salgsprisen for ejerboliger ud fra en ligevægtsbetingelse for boligmarkedet. For det andet relationen, der bestemmer nettoinvesteringerne ud fra dels forholdet mellem salgspris for eksisterende huse og enhedsomkostninger forbundet med opførelse af nye huse, dels offentligt støttet byggeri. I det tredje afsnit beskrives den samlede boligmodel. I appendiks til kapitlet redegøres for datakonstruktion.

Kapitel 7 indeholder en analyse af de centrale multiplikatoregenskaber for forbrugs- og boliginvesteringsmodellen i

ADAM, maj 1987, både når denne delmodel betragtes isoleret, og når der køres med hele ADAM. Årsagen til, at dette kapitel er medtaget, er bl.a., at der, som følge af at kontantværdien af boligmassen og den finansielle nettoformue indgår i forbrugsfunktionens formueudtryk, er en betydelig påvirkning fra boligmodel og finansiel sektormodel til forbrugsbestemmelse og dermed til bestemmelsen af den samlede efterspørgsel i modellen.

## 2. SMULT VANDE OG HØJ SØ

Mens forbrugsbestemmelsen i ADAM i 1970'erne var et af de mindst diskuterede områder af modellen, blev den i begyndelsen af 1980'erne genstand for en omfattende og til tider meget intens debat. Dette kapitel, der dækker udviklingen i forbrugsbestemmelsen i årene 1978-1982 falder da også i to ret skarpt afgrænsede afsnit. I første afsnit beskrives etableringen af forbrugsdelen i ADAM, september 1979, den første modelversion på det nye nationalregnskabs grundlag. Her blev den hidtidige tradition fulgt meget tæt. Andet afsnit omhandler den efterfølgende diskussion og bringer i stærkt beskåret uddrag de vigtigste resultater af de undersøgelser, der udsprang heraf.

Der skal ikke forsøges at give nogen forklaring på, at debatten om forbrugsbestemmelsen opstod netop som anført. Men at det private forbrug, som udgør vel over halvdelen af den samlede indenlandske efterspørgsel, må påkalde sig betydelig interesse i sammenhæng af en makroøkonomisk model, er indlysende.

Kapitlet bygger på arbejdspapirerne

Erik Veedfald og Leif Hasager (10/10 1978): Fundament, til bygning af nye forbrugsrelationer.

Erik Veedfald og Poul Uffe Dam (10/10 1978): Om turistindtægternes behandling i ny ADAM.

Anders Møller Christensen (18/2 1979): Hjemmestrikkede nationalregnskabstal m.v. på ADAM-sektorer, privat forbrug og disponibel indkomst.

Erik Veedfald (21/3 1979): Estimation af nye forbrugsfunktioner med de variable udtrykt i absolutte årlige ændringer og estimationsperioden 1951-73.

Erik Veedfald (2/5 1979): En række estimationer i niveau for det private forbrug.

Erik Veedfald (5/6 1979): ADAMs forbrugsfunktioner i lyset af nyt datagrundlag.

Erik Veedfald (11/9 1979): Forbrug af boligydelse.

Erik Veedfald (30/10 1979): Forbrugsfunktionerne i ADAM, september 1979 versionen.

- Anders Møller Christensen (6/12 1979): Multiplikatorer i ADAM og SMEC.
- Hans Djurhuus (14/12 1979): Problemkatalog omkring ADAM september 1979.
- Anders Møller Christensen (10/1 1980): Kommende arbejdsopgaver i forbindelse med revision/udbygning af ADAM.
- Anders Møller Christensen (18/2 1980): Disponibel indkomst og relationerne for det private forbrug.
- Anders Møller Christensen (15/1 1981): Behandlingen af huslejeudgifterne i ADAM.
- Henning Jørgensen (29/1 1981): Makroforbrugsfunktioner.
- Anita Lindberg (28/9 1981): YDSBK.
- Anders Møller Christensen (27/10 1981): Makroforbrug, status oktober 1981.
- Peter Trier (25/1 1982): Fordelingen af Et.
- Anita Lindberg (15/9 1982): Makroforbrug - afsluttende estimationer

## 2.1. Det private forbrug i september 1979 generationen

Forbrugsbestemmelsen var i den første generation af ADAM-versioner et af de mest stabile elementer. Specifikationen af relationerne lå i alt væsentligt fast i perioden. De revisioner, der forekom, kan henføres til en generel forlængelse af estimationsperioden, som indførtes med versionen ADAM, marts 1976, og til en særlig ændring af en enkelt relation i versionen august 1976, forårsaget af et databrud i nationalregnskabet.

Det samlede private forbrug er i disse versioner opdelt i ni komponenter, som bestemmes uafhængigt af hinanden. Forbruget af fødevarer fastlægges dog eksogent, og boligforbruget, der i de tidligste versioner også blev fastlagt eksogent, bestemmes i en teknisk (udbuds-)relation ud fra boliginvesteringerne. De øvrige komponenter i faste priser bestemmes i forholdsvis enkle relationer ud fra deflateret disponibel indkomst i et fordelt lag og ud fra komponentens relative pris. Det væsentligste teoretiske grundlag for specifikation er hypotesen om forbrugsbe-

stemmelse ud fra "permanent" indkomst, men indkomstdynamikken er komponentspecifik. For de to komponenter af varige forbrugsgoder, egne transportmidler hhv. andre varige anvendes et investeringsteoretisk oplæg, således at specifikationen her bliver lidt mere kompleks; for at omgå afskrivningsproblemet benyttes en Stone-Rowe transformation, der i øvrigt har overlevet til i dag. I disse relationer indgår som forklarende variabel desuden en obligationskurs, ligesom antal frostdøgn indgår i relationen for brændselsforbruget.<sup>1</sup>

### 2.1.1. Oplæg

Stabiliteten i specifikationen af forbrugsrelationerne afspejler i høj grad, at der ikke fra brugerside blev stillet afgørende spørgsmål hertil i denne periode. Måske var det en medvirkende årsag, at den samlede forbrugskvote ikke var i fokus dengang. Ved overgangen til nyt nationalregnskab i 1979 blev specifikationen i alt væsentligt overført uændret. I et forudgående udvalgsarbejde var bl.a. afgrænsningen af disponibel indkomst blevet drøftet, men det blev konkluderet, at ændringer heri skulle undlades indtil videre.<sup>2</sup>

Derimod stillede udvalget et konkret forslag til ny opdeling på komponenter af det private forbrug. Forslaget indebar, at antallet af komponenter udvidedes fra 9 til 12.

Bag udvalgets forslag herom lå som afgørende hensyn, at ADAM skulle bruges til fremskrivninger over en 2-5 års periode. Det blev derfor fundet væsentligt, at en klar opdeling mellem varige og ikke-varige goder blev opretholdt. Den opståede mulighed for at udskille reparation af varige goder fra anskaffelse af disse førte til oprettelse af en selvstændig post herfor. Hensyn til strukturen i den indirekte beskatning førte til udskillelse af komponenterne nydelsesmidler og benzin m.v.

<sup>1</sup>De tidligste forbrugsrelationer er beskrevet i Ellen Andersen (1975): En model for Danmark, kapitel 4, København; de følgende revisioner er beskrevet i Rapport fra modelgruppen nr. 3, kapitel 6, afsnittene 2, 7 og 8 samt bilagene.

<sup>2</sup>Jf. De nærmeste års arbejde med ADAM - Arbejdsudvalgets rapport, Danmarks Statistik, april 1978.

Yderligere fastslog udvalget at komponenterne skulle fremkomme som en simpel aggregering ud fra nationalregnskabet's mest disaggregerede forbrugsopdeling på 64 komponenter.<sup>3</sup>

### 2.1.2. Estimationsproblemer

Selv om der ved overgangen til nyt nationalregnskab som nævnt forelå en klar indstilling om uændret specifikation af relationerne, var der dog en række problemer at tage stilling til. Det, der blev følt mest tyngende, var nok afgrænsningen af estimationsgrundlaget. Ved overgangen forelå der blot nyt talmateriale for årene 1966-73. Dette var åbenlyst utilstrækkeligt som estimationsgrundlag. Det blev overgangsvis overvejet at gennemføre estimationerne på det anførte materiale, evt. let udvidet af hensyn til lag i de forklarende variabler, idet der så skulle hentes kraftig støtte i resultater fra sammenlignelige estimationer på serier fra den gamle databank. Et sæt af estimationer af sidstnævnte art, med tilhørende, ganske omfattende dataarbejde, blev da også i en tidlig fase gennemført over perioden 1951-74.

I sidste ende blev dog sammenkædningsstanken i fuld konsekvens foretrukket for denne hybridløsning. Ud fra den gamle databank og det hertil svarende detaljerede nationalregnskabsmateriale blev det nye materiale forlænget bagud til 1948 ved en større sammenkædningsprocedure.<sup>4</sup> Herefter dannede således perioden 1951-73 estimationsgrundlag for de nye forbrugsrelationer. Denne konklusion blev i øvrigt normgivende for behandlingen af modellens øvrige stokastiske relationer.

Usikkerhed om sammenkædningens holdbarhed førte til nogle estimationsforsøg, hvor årene 1966-73 blev tildelt dobbelt vægt. Resultaterne herfra bekræftede i det store og hele de resultater, der var fundet ved normal fremgangsmåde, dog med

---

<sup>3</sup>Dette må ses som led i en overordnet strategi i forbindelse med ibrugtagning af de nye input-output tabeller. Herom og om modelversionerne ud fra en i-o synsvinkel se Arbejdsnotat nr. 19, bl.a. kapitel 1.

<sup>4</sup>Herom se også Arbejdsnotat nr. 19, s. 187 f.

nogen variation for koefficienterne til prisleddene. Dette spor blev derfor ikke forfulgt.

I estimationerne blev der arbejdet med variablerne udtrykt såvel i niveau som i ændringer. Niveauestimation af det samlede forbrug havde givet lovende resultater, navnlig hvad angår indkomstens langtidsvirkning på forbruget. For enkeltkomponenterne gav denne metode dog anledning til en række problemer navnlig vedrørende prisleddene, hvorfor den blev forladt. I den afsluttende fase blev således som hidtil benyttet en ændringsspecifikation.

Også Almon-teknikken blev inddraget i estimationerne, men kun indirekte, som støtte til valg af lagkombinationer for de forklarende variabler. For de relative priser blev der gjort forsøg med en dynamisk sammenvæjning, hvori sidste års pris har modsat fortegn af samme års pris. Begrundelsen herfor var en forestilling om, at forbrugerne på kortere sigt overkorrigerer forbruget af en komponent efter ændringer i den relative pris. Denne effekt blev godtaget for én komponent, nydelsesmidler, for hvilken der måske netop kan argumenteres for vægten af vanens magt i det længere løb.

### 2.1.3. Turistforbruget

Et særligt problem udgjorde behandlingen af turistrejser. For udgifterne var der tale om en forenkling, idet forbrugsposten herfor i det nye nationalregnskab var sammenfaldende med den tilsvarende størrelse under importen. For indtægterne forelå der det nye, at underposterne af det private forbrug, og dermed ADAMs forbrugskomponenter, opgøres inkl. turisternes forbrug i Danmark. Derfor vil forhold i udlandet og valutakurser strengt taget have direkte betydning for bestemmelsen af komponenterne. Det blev kort overvejet at estimere sig ud af problemet. Løsningen blev dog, at forbrugskomponenterne blev bestemt ekskl. turistforbruget ved forlods fra den enkelte komponent at trække en skønnet andel af turisternes forbrug, f. Et, jf. relationerne nedenfor. Denne konstruktion er blevet fastholdt



siden, idet dog fordelingsnøglen blev justeret ved overgangen til næste generation af modelversioner på grundlag af fremkomne særlige undersøgelser.<sup>5</sup>

#### 2.1.4. Specifikation

Den vigtigste forklarende variabel i forbrugsbestemmelsen, disponibel indkomst, blev fastlagt som summen af bruttofaktorindkomst, indkomstoverførsler og private nettorenteindtægter fratrukket direkte skatter og boligforbrug; med nutidig næsten uændret terminologi:

$$(1) \quad Y_d = Y_f + T_{yn} + T_{ipn} - S_d - C_h$$

Den eneste nydannelse her er boligforbruget, som vi skal vende tilbage til. Til deflatering af indkomsten anvendtes et indeks for prisen på privat forbrug ekskl. boligbenyttelse:

$$(2) \quad Y_{dd} = Y_d / p_{cpxh}$$

Opdelingen af forbruget på komponenter fulgte den anbefaling, der som nævnt tidligere var givet af et udvalg. Opdelingen blev foretaget ud fra input-output tabellerne for 1966.<sup>6</sup>

---

<sup>5</sup>Se notat PT 25. januar 1982, eller kilderne hertil: K.F. Hansen (1981): Turismens økonomiske betydning for Bornholms Amt 1979/80, hovedopgave, Handelshøjskolen i København; og A.B. Henriksen m.fl. (1980): Nordjyllands turisme, Aalborg Universitetsforlag.

<sup>6</sup>Jf. Statistiske Undersøgelser nr. 30.

Navn	Indhold	i-o nr.	1966 mill. kr.
Cf	fødevarer	101-115	10259
Cn	nydelsesmidler	120-140	5204
Ci	øvrige ikke-varige varer	211, 221, 451, 510, 713, 730, 812, 823	7175
Ce	brændsel m.v.	321-324	1457
Cg	benzin og olie til køre- tøjer	622	1320
Cb	køretøjer	610	2407
Cv	øvrige varige varer	411, 421, 431, 441, 520, 711, 712, 821, 822	5324
Cr	reparation af varige varer	412, 432, 621, 714	1258
Ch	bolig (husleje)	311	4713
Ck	kollektiv transport m.v.	630, 640	2189
Cs	øvrige tjenester	212, 222, 452, 460, 530, 540, 550, 623, 720, 740, 811, 831, 832, 850, 860	<u>5365</u>
Cp	samlet privat forbrug		46669
Ct	turistrejser		

De estimerede relationer til ADAM september 1979 fremgår af tabel 1.<sup>1</sup> Som en nydannelse i forhold til tidligere indførtes her en relation for fødevarerforbruget. Derimod lykkedes det ikke at opstille en brugbar relation for den nye reparationspost. Den tidligere omtalte særlige konstruktion af prisledet i fCn-relationen bemærkes. Som forklarende variabler ud over disponibel indkomst og relative priser findes bilparken, Kcb, i fCg-relationen og som hidtil frostdøgnene i fCe-relationen og obligationskursen, ko, i relationerne for de varige forbrugsgoder.

<sup>1</sup>Jf. ADAM, september 1979 - en oversigt, Danmarks Statistik, oktober 1979.

Tabel 1. Forbrugsfunktionerne i ADAM, september 1979 versionen

$$D(\text{fCf}-0.25\text{fEt}) = 0.07080 D\{0.4 Ydd + 0.4 Ydd(-1) + 0.2 Ydd(-2)\} \\ (0.0261)$$

$$- 2450.0 D(\text{pcf}/\text{pcpxh}) \\ (2521.1)$$

$$n = 1951-73 \quad s = 268 \quad DW = 2.26$$

$$D(\text{fCn}-0.15\text{fEt}) = 0.08077 D\{0.5 Ydd + 0.3 Ydd(-1) + 0.2 Ydd(-2)\} \\ (0.0105)$$

$$- 1955.6 D\{\text{pcn}/\text{pcpxh} - 0.5 \text{pcn}/\text{pcpxh}(-1)\} \\ (673.7)$$

$$n = 1951-73 \quad s = 118 \quad DW = 1.77$$

$$D(\text{fCi}-0.10\text{fEt}) = -217.1 + 0.1284 DYdd + 0.0646 DYdd(-1) \\ (69.0) \quad (0.0172) \quad (0.0175)$$

$$- 1931.2 D(\text{pci}/\text{pcpxh}) \\ (1395.5)$$

$$n = 1951-73 \quad s = 174 \quad R^2 = 0.77 \quad DW = 1.92$$

$$D(\text{fCe}-0.00\text{fEt}) = 0.0330 D\{0.5 Ydd + 0.3 Ydd(-1) + 0.2 Ydd(-2)\} \\ (0.0076)$$

$$- 410.0 D(\text{pce}/\text{pcpxh}) + 3.659 D\text{fros} \\ (258.8) \quad (0.779)$$

$$n = 1951-73 \quad s = 84 \quad DW = 1.80$$

$$D(\text{fCg}-0.06\text{fEt}) = -439.3 D(\text{pcg}/\text{pcpxh}) + 1.595 DKcb(-1) \\ (200.0) \quad (0.221)$$

$$n = 1951-73 \quad s = 53 \quad DW = 2.16$$

$$D(\text{fCb}-0.00\text{fEt}) = 0.07216\{Ydd - \frac{1}{2} Ydd(-1)\} - 2044.3 \{\text{pcb}/\text{pcpxh} \\ (0.00916) \quad (262.0)$$

$$- \frac{1}{2}(\text{pcb}/\text{pcpxh})(-1)\} + 16.77 \{\text{ko} - \frac{1}{2} \text{ko}(-1)\} \\ (4.55)$$

$$- 0.7024 (\text{fCb}-0.0\text{fEt})(-1) \\ (0.0944)$$

$$n = 1951-73 \quad s = 152 \quad DW = 2.29$$

$$\begin{aligned}
D(\text{fCv}-0.12\text{fEt}) &= 0.1644 \{Y_{dd} - \frac{1}{2} Y_{dd}(-1)\} (-\frac{1}{2}) \\
&\quad (0.0287) \\
&\quad - 3783.9 \{\text{pcv}/\text{pcpxh} - \frac{1}{2}(\text{pcv}/\text{pcpxh})(-1)\} \\
&\quad\quad (671.1) \\
&\quad + 8.85 \{\text{ko} - \frac{1}{2} \text{ko}(-1)\} \\
&\quad\quad (7.51) \\
&\quad - 0.7329 (\text{fCv}-0.12\text{fEt})(-1) \\
&\quad\quad (0.1506) \\
n &= 1951-73 \quad s = 175 \quad DW = 1.08
\end{aligned}$$

fCr er eksogen

$$\begin{aligned}
DfCh &= -52.70 + 0.01887 fIh + 0.05952 fIh(-1) \\
&\quad (20.3) \quad (0.0128) \quad (0.0142) \\
n &= 1949-73 \quad s = 49 \quad R^2 = 0.96 \quad DW = 1.84
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
D(\text{fCk}-0.08\text{fEt}) &= 0.02593 D\{0.4 Y_{dd} + 0.4 Y_{dd}(-1) + 0.2 Y_{dd}(-2)\} \\
&\quad (0.00380) \\
&\quad - 1142.4 D(\text{pck}/\text{pcpxh}) \\
&\quad\quad (393.7) \\
n &= 1951-73 \quad s = 42 \quad DW = 2.06
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
D(\text{fCs}-0.23\text{fEt}) &= -102.4 + 0.1284 D\{0.5 Y_{dd} + 0.3 Y_{dd}(-1) \\
&\quad (39.4) \quad (0.0178) \\
&\quad + 0.2 Y_{dd}(-2)\} - 4700.9 D(\text{pcs}/\text{pcpxh}) \\
&\quad\quad (1555.1) \\
n &= 1951-73 \quad s = 92 \quad R^2 = 0.72 \quad DW = 1.62
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
D(\text{fCt}-0.00\text{fEt}) &= 32.74 + 0.03156 D\{0.4 Y_{dd} + 0.4 Y_{dd}(-1) \\
&\quad (21.2) \quad (0.0092) \\
&\quad + 0.2 Y_{dd}(-2)\} - 2160.7 D(\text{pct}/\text{pcpxh}) \\
&\quad\quad (424.2) \\
&\quad + 873.8 D(\text{pct}/\text{pcpxh})(-1) \\
&\quad\quad (440.5) \\
n &= 1951-73 \quad s = 49 \quad R^2 = 0.73 \quad DW = 2.22
\end{aligned}$$

## 2.2. Diskussion og nye oplæg

Havde årene i slutningen af 1970'erne været præget af en høj grad af konsensus om forbrugsbestemmelsen, blev til gengæld de første år af 1980'erne kendetegnet af en til tider meget intens diskussion. De problemer, der var blevet berørt i arbejdsudvalgsrapporten fra 1978, men dér fundet at være mindre påtrængende, kom nu frem i fuldt dagslys.

Modelgruppen gennemførte i efteråret 1979 en høringsrunde med brugerne vedrørende den nye modelversion. Her blev stort set alle modellens dele gennemdrøftet, og forbrugsbestemmelsen fremstod klart som et problemområde.

Kritikken vedrørte navnlig specifikationen af disponibel indkomst. Skatteudtrykket heri var genstand for særlig opmærksomhed med kraftige udløbere til skattefunktionen. Endelig indgik behandlingen af boligbenyttelsen i forbruget i diskussionen, men vistnok overvejende internt i modelgruppen.

Den meget brede afgrænsning af disponibel indkomst blev fundet problematisk, når modellen skulle belyse økonomiske forløb, der omfattede ændringer i indkomstfordelingen. Virkningen på forbruget af ændringer i lønindkomst blev fundet for lille, og modsvarende blev virkningen af ændringer i restindkomst fundet for stor. Senere i diskussionen blev nettorenteindkomsterne føjet til restindkomsten, men for disse navnlig begrundet i de store fondsdannelser i den private sektor.

Ændringsforslagene faldt overvejende i to grupper. I den ene blev der peget på en snævrere afgrænsning af den disponible indkomst; i den anden på en opdeling af denne i underposter, som selvstændigt skulle indgå i forbrugsbestemmelsen. Disse temaer kom til at spille en stor rolle i de følgende års arbejde.

### 2.2.1. Indkomstafgrænsning

Vedrørende afgrænsning af indkomsten bliver det afgørende spørgsmål om en indkomstpost er forbrugsbestemmende eller ej. En besvarelse af dette spørgsmål vil dog ofte være forbundet

med svære såvel teoretiske som praktiske problemer. Teorien kan være alt andet end klar, når man kommer ned til de enkelte poster, og den statistiske opgørelse heraf kan volde vanskeligheder.

En post, der tidligt kom i søgelyset, er afskrivningerne. Der kan vist ikke blive større uenighed om, at det er rimeligt at regne den forbrugsbestemmende indkomst netto herfor. Men straks melder spørgsmålet sig: hvilke afskrivninger. Det er ikke nødvendigvis indlysende, at det er nationalregnskabet's opgørelse heraf, der skal anvendes; denne er knyttet til betragtninger om kapitalapparatets fysiske vedligeholdelse. Men hvad ellers - skattemæssige afskrivninger eller noget helt tredje? Der er ikke megen vejledning at hente nogetsteds. Og forlader man nationalregnskabet's tal, pådrager man sig straks opgørelsesproblemer; det samme, hvis man vil bruge nationalregnskabet's opgørelse på et snævrere grundlag end hele kapitalapparatet. Grunde som disse havde hidtil været afgørende for, at en afskrivningskorrektur var undladt.

Senere kom en korrektur for henlæggelser i selskaber og for opsparing i form af indbetalinger til livsforsikringer og pensionskasser ("ordningsopsparing") ind i billedet. Den umiddelbare betragtning er naturligvis, at disse midler er unddraget husholdningens disposition og derfor ikke bør være med i indkomstudtrykket. Men det ligeså oplagte modsynspunkt er, at her er der blot tale om en opsparing, der af skattemæssige eller andre institutionelle grunde har fået en særlig form; og hvad bliver der tilbage af en forbrugsfunktion, hvis man forlods uddrager opsparingen af højresidevariablerne? Igen står spørgsmålet om, hvad vi skal gøre, åbent, og skal problemet følges op empirisk, må der bruges data, som ikke har passeret nationalregnskabet's filter.

For den rentetilskrivning, som er knyttet til de nævnte opsparingsformer, foreligger et tilsvarende spørgsmål. Her står selve opsparingsargumentet ikke helt så klart. Derfor er renterne behandlet adskilt fra indbetalingerne i modelarbejdet, og undertiden med forskellige konklusioner til følge.

I diskussionen om afgrænsningen af indkomsten dukkede efterhånden et helt generelt problem op. Det blev klart, at der er snævre grænser for, hvor meget indkomsten kan afskrælles, hvis det skal undgås, at forholdet mellem forbrug og indkomst, forbrugskvoten, bliver større end én. Man kan selvfølgelig tage det standpunkt, at disponibel indkomst blot skal betragtes som et indeks for forbrugernes købekraft; i dette tilfælde bliver forbrugskvotens størrelse underordnet. Anlægges derimod en umiddelbar fortolkning af disponibel indkomst, vil en forbrugskvote større end én i en forbrugsfunktion som den benyttede give problemer.

### 2.2.2. Indkomstens fordeling

Som anført var et andet og sideløbende tema i diskussionen om forbrugsfunktionen at søge indkomsten opdelt i underposter, som selvstændigt skulle indgå i bestemmelsen. Dette kan begrundes på to principielt forskellige måder.

For det første kan man opstille en hypotese om, at husstande, der overvejende modtager lønindkomst, overførselsindkomst hhv. restindkomst m.v., danner grupper med forskellig forbrugsadfærd. Skal denne hypotese forfølges empirisk, forudsætter den i sin fulde konsekvens, at alle benyttede kategorier af indkomster og fradrag opdeles efter socioøkonomiske kriterier. Dette vil ikke kunne ske uden brug af imputerede serier.

For det andet kan hypotesen være, at en husstand vil have forskellig forbrugsadfærd i forhold til de enkelte indkomstarter. Specielt kan det antages, at husstanden vil opfatte en ustabil indkomstart som restindkomst anderledes end øvrige indkomstarter. Denne hypotese kan undersøges empirisk ud fra variable, som allerede benyttes i modellen. Problemet er imidlertid at holde hypotesen rent; i dens kølvand opstår næsten uvægerligt ønsker om opspaltninger, navnlig af direkte skatter på disse funktionelle kriterier. Den vigtigste af disse, indkomstskatten, er jo netop ikke en indkomstartsskat, og vi ender derfor uvilkårligt i dataproblemer som nævnt under den første

hypotese, helt bortset fra at hypoteserne let bliver sammenblandet.

### 2.2.3. Skatter

En særlig opmærksomhed blev i diskussionen rettet mod skatteudtrykket i afgrænsningen af disponibel indkomst. Udtrykket dækkede efter almindelig praksis over størrelsen direkte skatter.

Det er tidligere nævnt, at der fremkom brugerønsker om en opdeling af skatterne efter funktionelle kriterier. Indstillingen i modelgruppen hertil var negativ af grunde som anført, navnlig når der var tale om, at en sådan opdeling skulle gennemføres med fuld konsekvens i skattefunktionen. Ønskerne herom var nært knyttet til en tilsvarende opdeling af indkomsterne og gled ud af diskussionen sammen med dette tema.

De mere specifikke indvendinger vedrørende skattefunktionen havde alle forbindelse med beskatningen af restindkomst m.v., eller i skatteterminologi B-indkomst. Sådan indkomst beskattes enten sammen med A-indkomst ved modregning i det faste fradrag eller ved direkte opkrævning i form af B-skat. I begge tilfælde fastsættes skatten ved en forskudsregistrering, den ordinære eller en supplerende, hvilket indebærer, at skat af B-indkomst, i modsætning til skat af A-indkomst, ikke umiddelbart bevæger sig sammen med indkomsten.

Den første indvending var, at B-skatterne var eksogene i skattefunktionen, som den da var udformet. Her var klart et svagt punkt i modellen. Selvom det fra modelgruppens side kunne påpeges, at B-skatterne i slutningen af 1970erne kun udgjorde godt 10% af de samlede forskudsskatter, oven i købet med faldende tendens, og selvom hele slutskatten blev bestemt i modellen, således at sving i beskatningsgrundlaget i hvert fald ville vise sig i restskatterne, kunne det ikke afvises, at den relevante skat ville vise sig i modellen med en mindre forsinkelse i de sidste år i en sædvanlig 5-års kørsel. I sammenhæng med forbedring af bestemmelsen af den skattepligtige indkomst i



modellen, først i december 1982 versionen og i en mere færdig form i oktober 1984 versionen, kom en B-skattebestemmelse ind som en sidegevinst. Dermed bortfaldt denne efter modelgruppens opfattelse mindre væsentlige indvending.

Den anden indvending kan betragtes som en mere sofistikeret udgave af en første. Lad gå, at sving i B-indkomsten først slår ud i modellens restskatter; men forbrugerne foruddiskonterer disse skatter, hvorfor de skal henføres til indkomståret i forbrugsfunktionens skatteudtryk. ADAMs skattebegreb følger nøje nationalregnskabet, hvor en afgørende ledetråd er optjenings-tidspunktet, hvilket for restskatterne dengang lå to år efter indkomståret. For modelgruppen i Danmarks Statistik var det rejste problem ret så ubehageligt. Nationalregnskabet begreber er jo netop afpasset til brug i økonomiske analyser; og kunne begrebet direkte skatter ikke bruges i forbrugsbestemmelsen, hvor da? Med andre ord, der var ingen fornuftig grund til, at nationalregnskab og model her skulle have forskellige begreber. Skulle restskatterne omperiodiseres, måtte der kræves en ganske overbevisende argumentation herfor. Problemet blev vist aldrig rigtig afklaret. En senere imødekommelse af indvendingen kan måske findes i april 1986 versionen, hvori restindkomst m.v. indgår med et fordelt lag, jf. kapitel 4, afsnit 3. Herved opnås noget af det samme, som den ønskede leading af restskatterne ville have givet.

Den tredje og sidste indvending var af mere speciel karakter. Den havde baggrund i den skattefunktion, der var udviklet i begyndelsen af 1970'erne i Det Økonomiske Råds Sekretariat. Heri indgik restindkomst i skattepligtig indkomst med en koefficient på én, hvilket i modelgruppen blev opfattet som ekstremt og uden empirisk grundlag. Samtidig indgik slutskatterne som skattebegreb i forbrugsbestemmelsen, jf. anden indvending ovenfor. Det kan ikke undre, at marginalegenskaberne i ADAM og SMEC da måtte blive meget forskellige, hvilket er illustreret i en sammenligning fra slutningen af 1979. Da SMEC således udviste egenskaber, som var stærkt efterlyste blandt brugerne af ADAM, blev netop ønsker i den retning ført meget vold-

somt frem under overskriften: overgang til SMECs skattefunktion. Her var der principper på spil, og diskussionen blev da også sjældent direkte.<sup>8</sup> I tilbageblik må den del af diskussionen vist nok siges at være gledet ud af mangel på næring, efter at problemerne under første indvending ovenfor var blevet løst.

#### 2.2.4. Boligbenyttelse

I september 1979 versionen er den eneste nydannelse i afgrænsningen af disponibel indkomst, at boligforbruget trækkes fra. Som begrundelse herfor blev anført, at denne forbrugskomponent voksede kraftigere end resten af forbruget, og i øvrigt kraftigere end i de gamle serier. Beholdt man den inde, måtte der frygtes for ustabilitet i ellers pæne relationer. Argumentet blev understøttet af, at boligposten i nationalregnskabet i vid udstrækning er en imputeret størrelse, og at den har karakter af en fast omkostning - visse dele heraf er ligefrem underkastet rationering.

Så længe forbrugskomponenterne blev bestemt hver for sig i uafhængige relationer, og boligforbruget fastlagt ud fra investeringerne, forekom denne fremgangsmåde rimelig og uproblematisk. Men efterhånden som det videre arbejde blev samlet om bestemmelse af forbruget under ét, meldte usikkerheden sig. Da kunne man jo ikke komme uden om kravet om konsistens mellem forbrugsbegrebet og indkomstbegrebet. Skulle der fradrages, måtte det ske på begge sider af lighedstegnet; men skulle det da være forbrugsposten, Ch, eller bruttofaktorindkomsten i erhvervet boligbenyttelse, Yfh, der skulle fradrages? Forskellige mere eller mindre fantasifulde opdelinger af posterne blev ført i marken. Et i tilbageblikket lidt pudsigt udslag heraf var, at der overgangsvis blev arbejdet med fradrag af boligforbruget ekskl. boligreparationer; argumentet var rimeligt nok, at repa-

---

<sup>8</sup>En afdæmpet illustration af diskussionen kan findes i et ret teknisk papir fra sommeren 1980 om ADAMs skattefunktion. Her forekommer i indledningen en i dag uforståelig understregning af, at der i papiret ikke vil blive gået ind på drøftelserne om afgrænsningen af disponibel indkomst.

rationsposten i modsætning til det øvrige boligforbrug var underkastet almindelig forbrugsadfærd.

I sidste ende blev det dog fundet uholdbart at bestemme det samlede forbrug med udeladelse af en post med så betydelig og efter alt at dømme stigende andel som boligforbruget.<sup>9</sup> Fra-draget af posten bortfaldt derfor med den næste generation af ADAM-versioner. Med inddragelsen langt senere af et formueled i forbrugsbestemmelsen er restindkomsten i boligbenyttelses-erhvervet dog røget ud igen; men det er en anden historie, jf. kapitel 4, afsnit 4.

#### 2.2.5. Analysearbejde

Estimationsarbejdet tog udgangspunkt i de tidligere gjorte forsøg med bestemmelse af privat forbrug under ét (som lidt misvisende blev benævnt makroforbruget). Ud fra enkeltlignings-residualer kunne det påvises, at en sådan bestemmelse af forbruget sagtens kunne måle sig med den gældende bestemmelse af komponenterne hver for sig.

Desuden blev estimationerne stort set udelukkende udført i niveau. Dette var som nævnt forsøgt i en tidligere fase, men da opgivet af hensyn til bestemmelsen af komponenterne. Dette hensyn havde nu fået mindre vægt, idet planer om at opstille et ligningssystem til fordeling af forbruget på komponenterne havde taget form.

Arbejdet med et sådant forbrugssystem gik i gang og førte til det lineære udgiftssystem, der blev lanceret med december 1982 versionen, jf. kapitel 5. Men denne strategi indebar jo netop, at der skulle ske en bestemmelse af forbruget under ét i modellen. Et andet argument for strategien var, at denne forekom mere fremkommelig i forhold til de mange forslag, der var fremsat om forsøg med specifikationen af forbrugsbestemmelsen; én relation var nemmere at overse end en for hver komponent.

---

<sup>9</sup>Jf. Rapport fra modelgruppen nr. 5, s. 13.

I det første sæt af estimationer, der er udført i vinteren 1980, er benyttet dels samme indkomstudtryk som tidligere gældende, jf. (1), dels et hvori et simpelt udtryk for afskrivningerne på maskiner og erhvervsbygninger m.v. er fradraget.

$$(3) \quad Yd1 = Yf + Tyn + Tipn - Sd - Ch - fipvm \cdot pim \\ - fipvb \cdot pib$$

Her er den indeksering af disponibel indkomst, som siden er anvendt, påbegyndt; (indekseringen er dog ikke benyttet konsekvent igennem arbejdspapirerne fra den periode).

Desuden blev der forsøgt med fradrag for dels forbruget af biler m.v., dels alle varige goder.

Konklusionen var, at fradrag for afskrivningerne gav en forbedring af relationen. Det samme gjaldt på venstresiden fradrag for forbruget af biler, men ikke for øvrige varige goder.

$$(4) \quad fCp - fCh = 4540 + .53 Yd1d + .22 Yd1d(-1) + .00 Yd1d(-2) \\ (397) \quad (.05) \quad (.06) \quad (.06) \\ n = 1950-74 \quad s = 522 \quad R^2 = .9981 \quad DW = 1.92$$

$$(5) \quad fCp - fCh - fCb = 6011 + .39 Yd1d + .25 Yd1d(-1) \\ (316) \quad (.04) \quad (.05) \\ + .05 Yd1d(-2) \\ (.05) \\ n = 1950-74 \quad s = 416 \quad R^2 = .9986 \quad DW = 1.76$$

Næste fase af estimationer, der er rapporteret omtrent et år senere, kan ses som en kulegravning af temaerne fra den første fase. Niveauspecifikationen blev prøvet over for en ændringspecifikation. Der findes ikke dramatiske forskelle; men den sidste giver en noget større koefficient til årets indkomst (.49 mod .42) og omvendt for den laggede; der er tegn på negativ autokorrelation for den sidste mod positiv for den første (DW-værdier på 2.82 mod 1.53), hvad jo ikke skulle overraske.

Det bekræftedes, at afskrivningerne bør fradrages i indkomstbegrebet; bl.a. fører dette til en stabilisering af forbrugskvoten. Derimod var konklusionen vedrørende bilforbruget mindre klar. Analyser af enkeltligningsresidualerne for forbruget under ét hhv. forbruget ekskl. biler og biler hver for sig gav ikke noget entydigt resultat. Der fandtes ikke grundlag for yderligere udskillelse af forbrugskomponenter på venstresiden, fx energi. Der forsøgte også med fradrag i indkomsten for henlæggelser i selskaber; dette fandtes uden betydning for resultaterne.

I denne fase udvidedes afskrivningsudtrykket, jf. (3), med offentlig sektors afskrivninger, og der er brugt andre investeringspriser. Den tidligere omtalte modifikation af boligforbruget blev benyttet her.

De første forsøg med en opdeling af indkomsten efter funktionelle kriterier gennemførtes. Der fandtes tegn på lidt større koefficienter for løn m.v. end for restindkomst m.v.; disse resultater betegnedes dog som usikre. Derimod fandtes der ikke belæg for forskellig lagstruktur for de to indkomstarter.

I den tredje fase af arbejdet med opstilling af en relation for det samlede forbrug, der afsluttedes i efteråret 1981, blev der taget fat på renteudtrykket. Ud fra betragtninger som tidligere anført modificeredes rentestørrelsen i disponibel indkomst med nettorenteindtægterne i pensionskasser og livsforsikringsselskaber samt i Nationalbanken. Også nettoindbetalingerne til disse kasser og selskaber søgtes medtaget i modifikationen, men dette blev dog hurtigt opgivet ud fra estimationsresultaterne. Disse øvelser havde forudsat en del dataarbejde.

Desuden modificeredes afskrivningsudtrykket vedrørende investeringer i maskiner m.v. Ud fra overvejelser om afskrivningernes betydning for forbrugsbestemmelsen, herunder om kapitalgodernes omsættelighed, valgtes en kortere afskrivningsprofil for maskinerne end den, der er indeholdt i nationalregnskabet.

$$(6) \quad Yd2 = Yf + Tyn - Sd - Ch - (fIpm2 \cdot pipm + fIpvb \cdot pipb + Iov) \\ + Tipn - (Tikn + Tiln + Tinn - Tono(-1))$$

$$(7) \quad fCp - fCh = 1274 + .46 Yd2d + .27 Yd2d(-1) + .13 Yd2d(-2) \\ (605) \quad (.05) \quad (.06) \quad (.05) \\ n = 1955-75 \quad s = 568 \quad R^2 = .9975 \quad DW = 1.97$$

Korrigeres der også for indbetalingerne fås en spredning på 607. Udelades både denne korrektion og rentekorrektionen fås 603. Benyttes istedet nationalregnskabets afskrivninger fås 631, i alle tilfælde uden dramatiske ændringer i de estimerede koefficienter.

Denne fase blev rundet af med forsøg med en anden funktionsform, nemlig den der siden blev kendt som fejlkorrrektionsmodellen. Denne har adskillige tiltalende egenskaber og kom til at danne grundlag for de følgende års arbejde, jf. kapitel 4. Et sidemotiv var her at se på opdeling af indkomsten efter funktionelle kriterier. Hvor der med den traditionelle specifikation ikke kom afgørende nyt frem, indebar de estimerede parametre efter fejlkorrrektionsmodellen en forbrugskvot for restindkomst m.v. som på kort sigt er langt højere end for lønindkomst m.v. Dette resultat gav i praksis dødsstøddet til denne opdeling af indkomsten.

Resultaterne fra denne estimationsfase indgik som oplæg til det arbejdsudvalg, der da var blevet nedsat med opgave at give oplæg om det kommende modelarbejde. Det blev her bekræftet, at indkomsten bør indgå som ét udtryk. Spørgsmålet om indkomstens afgrænsning stod mere åbent, idet der dog blev udtrykt nogen skepsis over for en snæver afgrænsning. Det blev principielt anbefalet, at et formueudtryk indgår som forklarende variabel, men udsigterne til at etablere et sådant på overskueligt sigt blev ikke anset for lyse. Som tidligere nævnt blev det anbefalet at medtage boligforbruget i relationen for samlet forbrug; og om skatterne blev det blot anført som ønskværdigt, at der i bestemmelsen af henholdsvis forbrug og skatter alene fremtræder

forskelle i afgrænsningen af indkomstudtryk, som er velmotive-rede.<sup>10</sup>

Den første afgørende konklusion af de mange overvejelser blev draget i forbindelse med opstillingen af ADAM, december 1982. Ved overgangen til denne version blev nationalregnskabet, hvori fastprisstørrelserne har 1975 som basisår, taget i brug. Dette nationalregnskab var desuden resultatet af en såkaldt stor revision, hvori bl.a. erhvervsopdelingen og forbrugets opdeling på komponenter var blevet justeret, jf. kapitel 5, afsnit 8. I ADAM blev lejligheden desuden benyttet til at bringe alle variabler for offentlige finanser i overensstemmelse med den nye nationalregnskabsopgørelse heraf, som var blevet tilgængelig. Med det nye datamateriale kunne estimationsperioden udvides generelt frem til og med 1978.

I den afsluttende estimationsfase i 1982 på den nye databank fulgtes anbefalingen som anført om at medtage boligforbruget i relationen. Tilsyneladende gav dette ikke anledning til større anfægtelser. Som noget mere overraskende gav udvidelsen af estimationsperioden anledning til at opgive korrektionen i disponibel indkomst for ikke blot indbetalinger, men også nettorenteindtægter til pensionskasser og livsforsikrings-selskaber. Den tidligere udtrykte tvivl om behandlingen af forbruget af biler m.v. gav anledning til at udskifte nationalregnskabets anskaffelsesopgørelse med et ydelsesudtryk opgjort som et fordelt lag af fCb. Dette udtryk bruges også i forbrugssystemet. Den nye nationalregnskabsopgørelse af skatterne fik til følge, at der indgår tre skattevariabler i indkomstudtrykket mod tidligere én; ændringen er dog af overvejende redaktionel karakter. Endvidere indførtes en korrektion for impute-rede pensionsbidrag i offentlig sektors lønsum.

$$(8) \quad Yd3 = Yf + Tyn - Typri - (Sd - Sagb - Saso) \\ - (fIpm2 \cdot pipm + fIvb \cdot pipb + Iov) \\ + Tipn - (Tinn - Tono(-1))$$

---

<sup>10</sup>Jf. Rapport fra modelgruppen nr. 5, afsnit 3.

Med den traditionelle specifikation fås:

$$(9) \quad f_{Cp} - f_{Cb} + f_{Cb2} = -1941 + .46 Yd3d + .33 Yd3d(-1) \\ \quad \quad \quad \quad \quad \quad (835) \quad (.04) \quad \quad \quad (.05) \\ \quad \quad \quad \quad \quad \quad + .15 Yd3d(-2) \\ \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad (.04)$$

$$n = 1955-78 \quad s = 919 \quad R^2 = .999 \quad DW = 1.54$$

Arbejdet samledes dog hurtigt om den nye specifikationsform, jf. kapitel 4.



### 3. FORBRUGSSYSTEMETS STRUKTUR

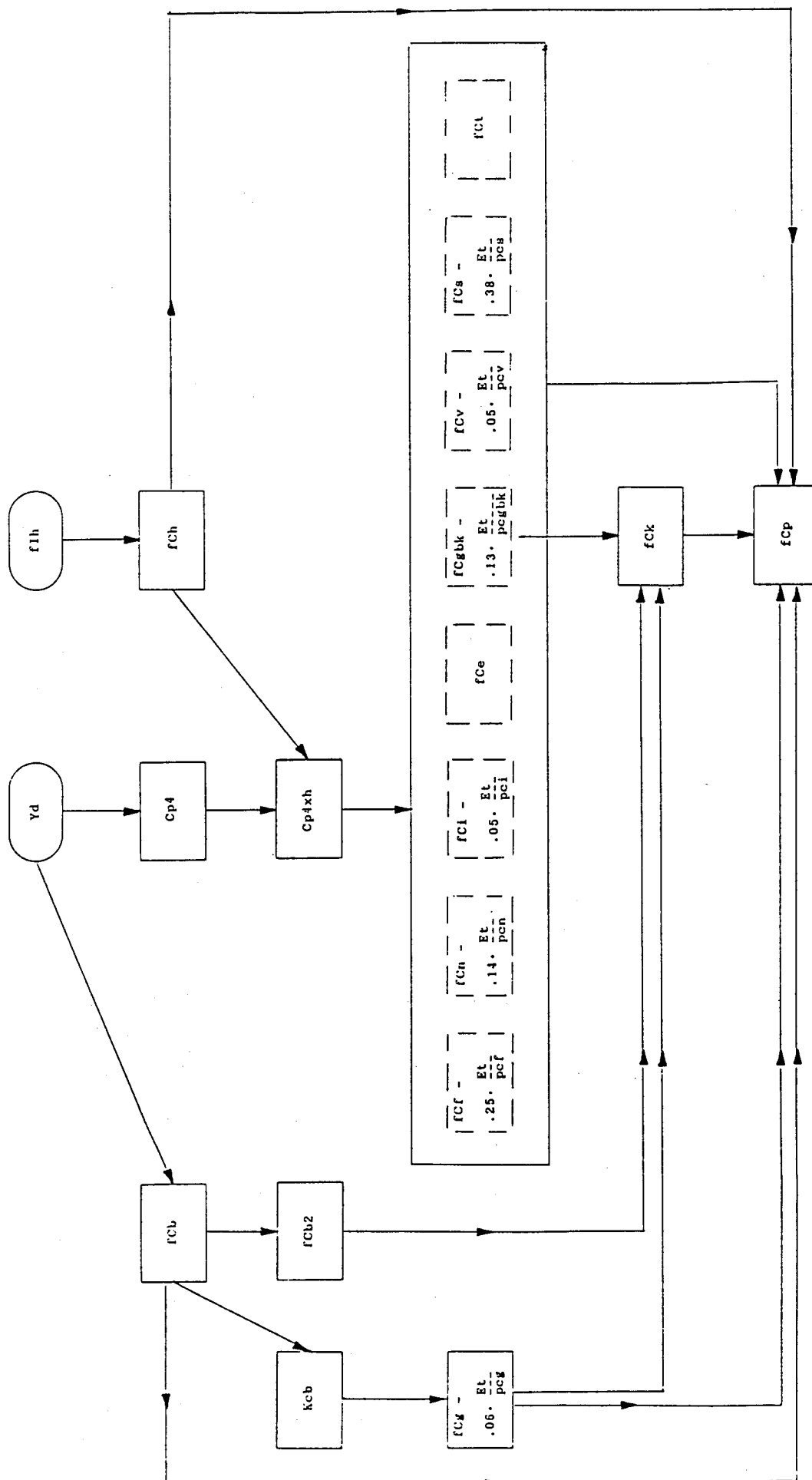
I modelversionerne før ADAM, december 1982 bestemmes de enkelte forbrugskomponenter uafhængigt af hinanden i separate relationer, jf. beskrivelsen i kapitel 2. I alle modelversioner fra og med ADAM, december 1982 bestemmes i modsætning hertil først det samlede private forbrug ud fra bl.a. disponibel indkomst, hvorefter det allokeres på enkeltkomponenter i en allokeringsmodel (et dynamisk lineært udgiftssystem). I dette kapitel gives en oversigt over forbrugssystemets struktur i disse nyere modelversioner.

De vigtigste relationer i forbrugssystemet, d.v.s. relationerne til bestemmelse af samlet privat forbrug og anskaffelse af køretøjer samt det dynamiske lineære udgiftssystem, beskrives grundigt i kapitel 4 og 5. Andre relationer i forbrugssystemet beskrives mere kortfattet i forbindelse med nedenstående oversigt over forbrugssystemets struktur.

Figur 1 viser i forenklet form den kausale struktur for forbrugssystemet i ADAM. Forenklingen består bl.a. i, at der er set bort fra dynamik og fra påvirkningen fra priser, rente og øvrige variabler, der er eksogene i forhold til forbrugssystemet (bortset fra disponibel indkomst).

Disponibel indkomst  $Y_d$  (og i maj 1987 versionen et formueudtryk) bestemmer samlet privat forbrug (i årets priser),  $Cp_4$ . I kapitel 4 redegøres for relationen for samlet privat forbrug i de fem modelversioner fra ADAM, december 1982 til ADAM, maj 1987. Variablen  $Cp_4$  afviger fra den i nationalregnskabet offentliggjorte serie,  $Cp$ , idet forbrugskomponenten  $C_b$ , anskaffelse af køretøjer (først og fremmest biler), er transformeret til et afskrivningsudtryk (jf. kapitel 4). Efter bestemmelsen af samlet forbrug fordeles det på komponenter.

Figur 1. Den kausale struktur i forbrugssystemet.



Forbruget af boliger (boligbenyttelse) i faste priser,  $fCh$ , bestemmes for sig i en relation, der kan betragtes som en teknisk relation, idet  $fCh$  antages proportional med boligbeholdningen målt i faste priser. Ligningen er estimeret i absolutte ændringer, således at ændringen i  $fCh$  bestemmes af boliginvesteringerne i faste priser,  $fIh$ . I oktober 1984, april 1986 og maj 1987 versionerne af ADAM indgår således en relation baseret på følgende estimationsresultat

$$DfCh = \begin{matrix} .0167 \cdot fIh + .0318 \cdot fIh(-1) \\ (.0088) \quad \quad (.0089) \end{matrix}$$

$n = 1949-80 \quad s = 92.3 \quad DW = .53$

hvor D betegner absolut ændring.

Den resterende forbrugsudgift  $Cp4xh = Cp4-pch \cdot fCh$ , hvor  $pch$  er prisen på boligbenyttelse (et huslejeindeks), allokeres derefter på de otte forbrugskomponenter  $fCf$ ,  $fCn$ ,  $fCi$ ,  $fCe$ ,  $fCgbk$ ,  $fCv$ ,  $fCs$  og  $fCt$ , idet udenlandske turisternes forbrug i Danmark (turistindtægterne),  $Et$ , er fordelt på de enkelte forbrugskomponenter med faste vægte som angivet i figuren. Komponent  $fCgbk$  er privat forbrug af transportydelser, d.v.s. benzin og olie til køretøjer ( $fCg$ ), afskrivninger på køretøjer ( $fCb2$ ) og kollektiv transport m.v. ( $fCk$ ). De øvrige forbrugskomponenter er beskrevet i kapitel 2.

Allokeringen sker i et dynamisk lineært udgiftssystem, hvor budgettet  $Cp4xh$  og priserne på de otte forbrugskomponenter bestemmer de otte forbrugskomponenter i faste priser (fra og med marts 1984 versionen af ADAM indgår endvidere pengeinstituttens udlånsrente som ekstra forklarende variabel i  $fCv$ -relationen og antallet af frostdøgn indgår i  $fCe$ -relationen).<sup>1</sup> Det dynamiske lineære udgiftssystem er beskrevet i kapitel 5.

Parallelt med bestemmelsen af samlet privat forbrug og boligforbruget bestemmes anskaffelse af køretøjer til privat forbrug,  $fCb$ , af disponibel indkomst og usercost (og i maj 1987 versionen et formueudtryk). Relationen for  $fCb$ , der har samme

<sup>1</sup> figuren er der set bort fra, at  $Cp4xh$  påvirker de enkelte forbrugskomponenter via variabelen  $kcui$ , der kan fortolkes som grænsenytten af budgettet  $Cp4xh$ . Desuden er der set bort fra, at  $Cp4xh$  og forbrugskomponenterne er normeret med befolkningstallet i det dynamiske lineære udgiftssystem.

form som i tidligere modelversioner, er beskrevet i kapitel 4, afsnit 5. De aktuelle og laggede værdier af  $fCb$  bestemmer herefter afskrivningsudtrykket  $fCb2$ . Desuden bestemmer  $fCb$  antallet af biler ultimo året,  $Kcb$ , i en dynamisk definitions-ligning, som i maj 1987 versionen har følgende udseende

$$Kcb = (1 - bkcb1) \cdot Kcb(-1) + .0119 \cdot fCb,$$

hvor  $bkcb1$  er afskrivningsraten og  $.0119$  er den reciprokke af en gennemsnitlig pris på biler i 1980 (målt i 1000 kr. pr. bil, da  $Kcb$  måles i 1000 stk. og  $fCb$  måles i mill. kr.).

$Kcb$  bestemmer forbruget af benzin og olie til køretøjer,  $fCg$ , sammen med den relative pris  $pcg/pck$ , hvor  $pcg$  er prisen på benzin m.v. og  $pck$  er prisen for kollektiv transport m.v.

Estimationsresultatet for den ligning, der indgår i oktober 1984, april 1986 og maj 1987 versionerne er

$$\begin{aligned} D[(fCg - .06 \cdot Et/pcg)/U] = & -.179 \cdot [D(pcg/pck) \\ & (.052) \\ & - .5 \cdot D(pcg/pck)(-1)] \\ & + 2.73 \cdot D(Kcb/U)(-1/2) \\ & (.43) \end{aligned}$$

$$n = 1955-80 \quad s = .0216 \quad DW = 2.39$$

Bilbeholdningen  $Kcb$  er lagget et halvt år, således at det er et gennemsnit af primo- og ultimobeholdning, der bestemmer benzinforbruget. Koefficienten til den laggede ændring i den relative pris er bundet til at være halvt så stor som koefficienten til den ulaggede ændring i prisforholdet og til at have modsat fortegn - omtrent det samme resultat fås ved fri estimation.<sup>3</sup> At koefficienten til den laggede ændring i prisforholdet er positiv indebærer at en stigning i den relative pris på benzin m.v. har en mindre dæmpende effekt på forbruget af benzin m.v. på langt sigt end på kort sigt; en tilsvarende effekt kan findes i september 1979 versionen for forbrugskomponenten nydelsesmidler, jf. kapitel 2, punkt 1.4.

<sup>3</sup>Jf. notat PT 19/3 1984, jf. kapitel 5.

Forbruget af kollektiv transport bliver residualbestemt ud fra  $fCgbk$ ,  $fCg$  og  $fCb2$ :

$$fCk = (pcgbk \cdot fCgbk - pcg \cdot fCg - pcb \cdot fCb2) / pck$$

Det samlede køb af forbrugsgoder i faste priser (samlet privat forbrug ifølge nationalregnskabet) bliver bestemt som summen af de elleve forbrugskomponenter fratrukket  $fEt$ :

$$fCp = fCh + fCf + fCn + fCi + fCe + fCg + fCb + fCk + fCv \\ + fCs + fCt - fEt$$

Det samlede køb af varer til forbrug i årets priser,  $Cp$ , bliver bestemt på tilsvarende måde, blot bliver forbrugskomponenterne ganget med deres priser. Alternativt, men med samme resultat, kunne  $Cp$  bestemmes som  $Cp4 + pcb \cdot (fCb - fCb2)$ .

#### 4. RELATIONERNE FOR SAMLET PRIVAT FORBRUG OG KØB AF KØRETØJER

I dette kapitel beskrives relationerne til bestemmelse af samlet privat forbrug og anskaffelse af køretøjer i de fem modelversioner fra ADAM, december 1982 til ADAM, maj 1987. Afsnit 4.1 til 4.4 handler om bestemmelsen af samlet privat forbrug, mens relationen for køb af køretøjer er beskrevet i afsnit 4.5.

Relationen for samlet privat forbrug er i alle modelversionerne specificeret som en fejlkorrektionsmodel. I afsnit 4.1 redegøres derfor kort for denne funktionsforms egenskaber.

I afsnit 4.2 beskrives relationerne for samlet privat forbrug i december 1982, marts 1984 og oktober 1984 versionerne. I disse modelversioner bestemmes ændringen i logaritmen til forbruget af ændringen i logaritmen til disponibel indkomst og logaritmen til den laggede forbrugskvote (som et fejlkorrektionsled). Men indkomstudtrykkene er forskellige.

Afsnit 4.3 beskriver forbrugsrelationen i ADAM, april 1986, hvor der igen blev indført et nyt indkomstudtryk med rest- og renteindkomst repræsenteret ved et fordelt lag. Desuden blev et udtryk for realrente efter skat inddraget i funktionen.

I afsnit 4.4 beskrives relationen for samlet privat forbrug i maj 1987 versionen af ADAM. Den væsentligste forskel i forhold til de tidligere modelversioner er, at et formueudtryk her inddrages i forbrugsbestemmelsen.

I afsnit 4.5 redegøres for relationen til bestemmelse af køb af køretøjer til privat forbrug. Funktionsformen er også her den samme i alle fem modelversioner, men de forklarende variabler er forskellige. Det udtryk for disponibel indkomst, der indgår i bestemmelsen af køb af køretøjer er i alle modelversioner det samme som det indkomstudtryk, der indgår i den pågældende modelversions relation for samlet privat forbrug.

De arbejdsrapporter, der især danner baggrund for kapitlet er:

- Anders Møller Christensen (27/10 1981): Makroforbrug, status oktober 1981.
- Anita Lindberg (20/8 1982): Kort om makroforbrugsfunktionen.
- Anita Lindberg (15/9 1982): Makroforbrug - afsluttende estimationer.
- Niels Fink (4/1 1983): Om makroforbrugsfunktionens indkomstbegreb.
- Niels Fink (22/4 1985): Relationen for det samlede forbrug.
- Niels Fink (29/5 1985): Opsplitning af bruttorestindkomsten.
- Eskil Heinesen (21/10 1985): Makroforbrugsrelationen - fordelt lag af restindkomst.
- Eskil Heinesen (30/5 1986): Funktion for samlet forbrug og bilkøbsfunktion i ADAM, april 1986.
- Gitte Anker (4/6 1986): Obligationsaktiver og -passiver til kursværdi.
- Eskil Heinesen (4/11 1986): Finansielle formuedata til forbrugsestimationer.
- Eskil Heinesen (23/2 1987): Makroforbrug og formue.
- Eskil Heinesen (16/3 1987): Varige varer, boligmodel og forbrugssystem.
- Gitte Anker (24/3 1987): Estimation af relation for privatforbrug af kørtøjer.
- Eskil Heinesen (9/4 1987): Makroforbrug og formue II.
- Gitte Anker (5/5 1987): Bilbeholdningens betydning for estimation af bilkøbet.
- Eskil Heinesen (juli 1987, revideret september 1987): The Relationship Between Private Consumption, Income and Wealth in Denmark.
- Eskil Heinesen og Carsten Krabbe Nielsen (18/11 1987): Privat forbrug og boliginvesteringer i ADAM, maj 1987.
- Eskil Heinesen (4/2 1988): Realkapital og samlet privat forbrug.
- Eskil Heinesen (16/5 1988): Noter om boligmodellen og bestemmelsen af samlet privat forbrug i ADAM, maj 1987.

#### 4.1. Fejlkorrrektionsmodellen

Fra og med december 1982 versionen af ADAM er samlet privat forbrug blevet bestemt i en fejlkorrrektionsmodel.<sup>1</sup>

Der er flere grunde til, at denne specifikation blev valgt frem for den lineære model, der er beskrevet i kapitel 2. For det første indebar den lineære funktionsform en aftagende forbrugskvote på langt sigt p.g.a. det positive og signifikante konstantled; undertrykkelse af konstantled og ændringsspecifikation gav ringere deskriptive egenskaber. For det andet er det vanskeligt at inkludere forklarende variabler, som ikke måles i mill. kr., faste priser, i en lineær model, hvis man ønsker en konstant elasticitet m.h.t. disse variabler; det er dog muligt at "realindkomstkorrigere" sådanne variabler. Med fejlkorrrektionsmodellen undgås disse problemer: Forbrugskvoten er konstant på langt sigt og det er lettere at inddrage regressorer med en anden måleenhed end forbrug og indkomst. Desuden løser denne specifikationsform problemet om, hvorvidt man bør estimere i niveau eller ændringer, idet der indgår både niveauer og ændringer. Funktionsformen bliver derved så fleksibel, at den kortsigtede tilpasning kan beskrives ved en fleksibel lagstruktur samtidig med at den langsigtede sammenhæng mellem niveauerne for forbrug og indkomst (og evt. andre variabler) kan estimeres.

Udgangspunktet for fejlkorrrektionsmodellen er en hypotese om, at forbrugskvoten i et steady state vækstforløb er konstant, men at den på kort sigt kan afvige fra steady state forbrugskvoten på grund af dynamisk tilpasning uden for ligevægt.

Den langsigtede ikke-stokastiske relation mellem forbrug,  $C$ , og indkomst,  $Y$ , antages altså at have følgende form for en given steady state vækstrate,  $g$

$$(1) \quad C = K(g) \cdot Y$$

<sup>1</sup>Jf. J.E.H. Davidson, D.F. Hendry, F. Srba og S. Yeo (1978): Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship Between Consumers Expenditure and Income in the United Kingdom. Economic Journal, vol.88.



Steady state forbrugskvoten,  $K$ , antages altså at afhænge af vækstraten. I logaritmer (markeret med små bogstaver) giver dette (idet forbrugskvotens afhængighed af  $g$  undertrykkes)

$$(2) \quad c = k + y$$

I den stokastiske, dynamiske formulering indgår lag af forbrug og indkomst:

$$(3) \quad a(B)c = k^* + b(B)y + v \quad ,$$

hvor  $a(B)$  og  $b(B)$  er polynomier i lagoperatoren  $B$ :

$$a(B) = 1 - \sum_{i=1}^m a_i B^i$$

$$b(B) = \sum_{i=0}^n b_i B^i$$

Lagpolynomierne antages at være af så høj grad, at  $v$  er uafhængigt identisk fordelt. Indføres følgende restriktion på lagpolynomierne

$$(4) \quad a(1) = b(1) = \mu$$

sikres, at (3) reproducerer (2) i steady state. I de fleste anvendelser på årsdata er lagpolynomier af første grad tilstrækkelige til at sikre, at restledet er kønt. Det har også været tilfældet i ADAM-sammenhæng. Med denne simplificerende antagelse fås følgende specialtilfælde af (3)

$$(5) \quad c - a_1 c(-1) = k^* + b_0 y + b_1 y(-1) + v$$

Hvis (5) skal reproducere (2) i steady state, må efter (4) følgende restriktion indføres

$$(6) \quad 1 - a_1 = b_0 + b_1 = \mu \quad ; \quad a_1 \neq 1$$

Indsættes  $1 - a_1 = \mu$  og  $b_1 = \mu - b_0$  i (5) fås

$$(7) \quad c = k^* + (1 - \mu)c(-1) + b_0 y + (\mu - b_0)y(-1) + v$$

Dette kan omskrives til

$$(8) \quad Dc = k^* + b_0 Dy - \mu(c(-1) - y(-1)) + v ,$$

hvor  $D$  betegner absolutte ændringer, eller med eksplicit logaritmefunktion

$$(9) \quad D\log(C) = k^* + b_0 \cdot D\log(Y) - \mu \cdot \log(C(-1)/Y(-1)) + v$$

Den relative ændring i forbruget forklares af den relative ændring i indkomsten og logaritmen til den laggede forbrugskvotest samt et konstantled. Der indgår altså både ændringer og niveauvariabler i relationen. Det er niveauvariablen - den laggede forbrugskvotest - der sikrer, at forbrugskvotest er konstant i steady state. Hvis forbrugskvotest i den foregående periode var stor i f.t. steady state forbrugskvotest, vil det påvirke forbruget negativt i den aktuelle periode. Logaritmen til den laggede forbrugskvotest kaldes derfor også for et fejlkorrektionsled.

I langsigts ligevægt, hvor forbrug og indkomst vokser med steady state vækstraten  $g$  (d.v.s.  $D\log(C) = D\log(Y) = g$ ), fås fra (9) forbrugskvotest

$$(10) \quad C/Y = \exp[(k^* - (1-b_0)g)/\mu]$$

*Æv.*

Heraf ses, at steady state forbrugskvotest er en aftagende funktion af vækstraten.

Hvis lagpolynomierne er af en højere grad end 1, fås en estimationsligning, der svarer til (9) bortset fra at laggede æn-

dringer i logaritmen til forbrug og indkomst indgår som ekstra regressorer.<sup>2</sup>

#### 4.2. Relationen for samlet privat forbrug i ADAM, december 1982, marts 1984 og oktober 1984

I disse tre modelversioner indgår en forbrugsfunktion som (9). Forbrugsudtrykket, Cp4, der er det samme i alle tre modelversioner, er lig det samlede køb af forbrugsgoder ifølge nationalregnskabet, Cp, bortset fra at køb af køretøjer (først og fremmest biler) er erstattet af et ydelsesudtryk, pcb·fCb2, hvor pcb er prisen på køretøjer og fCb2 er afskrivninger i faste priser:

$$(11) \quad Cp4 = Cp - Cb + pcb \cdot fCb2$$

Afskrivningsudtrykket er beregnet for en antaget levetid på seks år og en afskrivningsrate på 1/3:

$$(12) \quad fCb2 = .340 \cdot fCb + .238 \cdot fCb(-1) + .167 \cdot fCb(-2) \\ + .117 \cdot fCb(-3) + .082 \cdot fCb(-4) + .056 \cdot fCb(-5)$$

Som deflator for forbrug og disponibel indkomst er anvendt prisvariablen pcp4v, der er fremkommet ved at sammenveje forbrugskomponentpriserne med det foregående års fastprisstørrelser som vægte.

I ADAM, december 1982 er indkomstudtrykket Yd3, jf. kapitel 2. Estimationsresultatet er for december 1982 versionen

$$(13) \quad D\log(Cp4/pcp4v) = \begin{matrix} -.0483 & + & .481 \cdot D\log(Yd3/pcp4v) \\ (.0099) & & (.046) \\ & & - .571 \cdot \log(Cp4(-1)/Yd3(-1)) \\ & & (.081) \end{matrix} \\ n = 1955-78 \quad s = .00898 \quad R^2 = .86 \quad DW = 2.53$$

---

<sup>2</sup>For en generel formulering se D.F. Hendry, A.R. Pagan og J.D. Sargan (1984): Dynamic Specification. I Z. Griliches og M.D. Intriligator (ed.): Handbook of Econometrics, Volume II, North-Holland, Amsterdam.

Med marts 1984 versionen indførtes et nyt udtryk for disponibel indkomst, Yd4, der alene adskiller sig fra Yd3 ved, at Tipn1 indgår i stedet for Tipn, og at Tinn1 indgår i stedet for Tinn. Disse mindre ændringer skyldes, at der blev anvendt nye serier for renter og udbytter fra udlandet og Nationalbankens netto-renteindtægter. I forhold til december 1982 versionen blev estimationsperioden udvidet til også at omfatte 1979-80. Dette påvirkede ikke resultatet meget:

$$(14) \quad \text{Dlog}(\text{Cp4}/\text{pcp4v}) = \begin{array}{l} -.0494 + .482 \cdot \text{Dlog}(\text{Yd4}/\text{pcp4v}) \\ (.0090) \quad (.042) \\ - .574 \cdot \log(\text{Cp4}(-1)/\text{Yd4}(-1)) \\ (.075) \end{array}$$

n = 1955-80      s = .00891      R<sup>2</sup> = .88      DW = 2.44

Til ADAM, oktober 1984 blev der estimeret på en ny databank med 1980 som basisår og der blev indført et nyt indkomstudtryk:

$$\begin{aligned} \text{Yd5} &= \text{Yf} - \text{Yrof} + \text{Tyn} - \text{Typri} + \text{Tipp1} \\ &- (\text{Sd} - \text{Sdr} + \text{Sagb} + \text{Saso}) \\ &- .9 \cdot (\text{pipm} \cdot \text{fIpm2} + \text{pipb} \cdot \text{fIpbv}) \end{aligned}$$

hvor Yrof er restindkomst til offentlig sektor, offentlige virksomheder og finansiel virksomhed, Sdr er realrenteafgift og Tipp1 er et udtryk for den private ikke-finansielle sektors renteindtægter (netto). I appendiks A redegøres nærmere for datakonstruktion for Yd5. Estimationsresultatet er

$$(15) \quad \text{Dlog}(\text{Cp4}/\text{pcp4v}) = \begin{array}{l} .0071 + .426 \cdot \text{Dlog}(\text{Yd5}/\text{pcp4v}) \\ (.0035) \quad (.054) \\ - .354 \cdot \log(\text{Cp4}(-1)/\text{Yd5}(-1)) \\ (.069) \end{array}$$

n = 1955-80      s = .0121      R<sup>2</sup> = .80      DW = 2.23

Sammenlignes med (13) og (14) ses, at det estimerede konstantled i (15) er positivt, hvilket indebærer, at forbrugskvoten er større end 1 i steady state med nulvækst, jf. (10). Dette afspejler, at Yd5 er et mere snævert afgrænset indkomstudtryk end

Yd3. Endvidere ses at den numeriske værdi af koefficienten til den laggede forbrugskvote er mindre i (15), hvilket indebærer en langsommere tilpasning.

Forbrugsfunktionerne med Yd3 og Yd5 som indkomstudtryk havde meget store forudsigelsesfejl 1981-84, hvor væksten i forbruget blev systematisk overvurderet. Med Yd3 var fejlen i forudsigelsen af den årlige forbrugsvækst ( $Dlog(Cp4/pcp4v)$ ) ca. 3.5% i gennemsnit for disse år, mens fejlen med Yd5 var omtrent 2.3% i gennemsnit.<sup>3</sup> Brugernes tillid til forbrugsfunktionerne kunne bl.a. af den grund ligge på et meget lille sted. Vidnesbyrd herom er, at just i disse år blev der udsendt forudsigelser om forbrugsudviklingen, som viste sig at være behæftet med en betydelig undervurdering heraf. En anden årsag til brugernes manglende tillid til forbrugsfunktionen var, at den estimerede kortsigtsforbrugskvote på .43 blev betragtet som uplausibelt lav, og at den estimerede koefficient til den laggede forbrugskvote blev anset for at være for stor (numerisk). En numerisk stor koefficient til den laggede forbrugskvote betyder, at i de år, hvor den laggede forbrugskvote er meget lav (hvilket netop var tilfældet i begyndelsen af 1980'erne), vil relationen forudsige en kraftig forbrugsstigning. En sådan fejlkorrektionseffekt af det estimerede omfang blev af brugerne vurderet som utroværdig.

#### 4.3. Relationen for samlet privat forbrug i ADAM, april 1986

Forbrugsfunktionen i april 1986 versionen adskiller sig på to punkter fra funktionen i oktober 1984 versionen. For det første er indkomstudtrykket, Yd6, forskelligt fra det tidligere, Yd5, idet rest- og renteindkomst indgår med et fordelt lag; desuden indgår bruttorestindkomst i finansiel virksomhed,

---

<sup>3</sup>Jf. notat NF 22/4 1985.

Yrqf, i Yd6.<sup>4</sup> For det andet er realrenten efter skat medtaget som forklarende variabel.

Ideen til det nye indkomstudtryk stammer fra Det Økonomiske Sekretariat.<sup>5</sup> Begrundelsen for at lade rest- og renteindkomst indgå med et fordelt lag er, at disse indkomstkategorier svinger relativt meget, hvorfor de tilsvarende forbrugsdispositioner må antages at være baseret på et gennemsnit af flere års indkomster. Estimation med lag i rest- og renteindkomst implicerer en mere plausibel (højere) kortsigtsforbrugskvote for løn- og transfereringsindkomst og mindre forudsigelsesfejl for 1980-84. (Et i en tidligere fase gennemført tilsvarende forsøg havde som nævnt i kapitel 2, punkt 2.5 ikke givet anledning til opfølgning.) Begrundelsen for at lade Yrqf indgå i Yd6 er at sikre en mindre langsigtsforbrugskvote (den er over 1 i oktober 1984 relationen for en steady state vækstrate på 1% p.a. eller mindre).

Formålet med at medtage realrenten som forklarende variabel var, at "vende" den ekspansive effekt af stigninger i pengeinstitutternes udlånsrente, iku, der hidtil havde været via forbrugsligningerne: En stigning i iku fører til et fald i bilkøbet (Cb), hvilket betyder et fald i det samlede køb af forbrugsgoder (Cp) på kort sigt; men da Cp4 ikke påvirkes af iku, vil købet af øvrige forbrugsgoder, Cp-Cb, der er mindre import- og afgiftstunge, stige, således at den samlede effekt af rentestigningen bliver ekspansiv på lidt længere sigt.

Indkomstudtrykket Yd6 er givet ved

$$(16) \quad Yd6 = Yw - Typri + Tyn - (Sd - Sds - Sdr + Saso + Sagb) \\ + .53 \cdot Ydr6 + .33 \cdot Ydr6(-1) \cdot pcp4v / pcp4v(-1) \\ + .14 \cdot Ydr6(-2) \cdot pcp4v / pcp4v(-2) ,$$

---

<sup>4</sup>Endelig er den fejl i konstruktionen af Yd5, som bestod i, at Yfqi indgik to gange, dels som en del af Yf, dels i Tipp1, rettet, jf. appendiks B.

<sup>5</sup>Jf. Tyge Vorstrup Rasmussen (9/7 1985): En alternativ makroforbrugsfunktion til ADAM i DØS, notat, Det Økonomiske Sekretariat.

hvor rest- og renteindkomst,  $Y_{dr6}$ , er givet ved

$$(17) \quad Y_{dr6} = Y_{rp} + Y_{rs} + Y_{rh} + T_{ipp1} - S_{ds} \\ - .9 \cdot (pipb \cdot f_{I_{pvb}} + pipm \cdot f_{I_{pm2}})$$

Egentlig burde  $S_{bb}$ , pålignede B-skatter på slutlignings-tidspunkt, og  $S_{bu}$ , indeholdte udbytteskatter, der udgør en del af  $S_d$ , indgå med et fordelt lag i  $Y_{d6}$ . Men der findes ikke tal for disse variabler før 1970, og udsvingene fra år til år i serierne for  $S_{bb}$  og  $S_{bu}$  er betydelig mindre end for rest- og renteindkomsterne, hvorfor der ikke er noget stort behov for at udjævne dem. Det er derfor valgt at lade  $S_{bb}$  og  $S_{bu}$  indgå uden lag.<sup>6</sup>

Vægtfordelingen og laglængden for  $Y_{dr6}$  i (16) er fastlagt på grundlag af Almon-estimation for perioden 1955-84 under antagelse om lineært aftagende vægte. Også andre typer af vægtfordelinger har været forsøgt, dels geometrisk aftagende vægte, dels en antagelse om at vægtene følger et andengradspolynomium.<sup>7</sup>  $Y_{dr6}(-1)$  og  $Y_{dr6}(-2)$  er inflateret (med  $pcp4v$ ), da (16) ellers ville implicere pengeillusion. Det har også været forsøgt at estimere med inflatering med  $Y_f$ , hvorved der foruden inflation tages hensyn til realvækst, samt uden inflatering. Dette påvirker dog ikke estimationsresultatet meget.<sup>8</sup>

I appendiks B er redegjort nærmere for forskellene mellem  $Y_{d6}$  og  $Y_{d5}$ .

Den rentesats, der indgår i forbrugsfunktionen, er den reale udlånsrente netto for skat:

$$iku(-1/4) \cdot (1 - tsa0u(-1/4)) - R_{pcpf},$$

---

<sup>6</sup>Jf. også notat EH 21/10 1985, hvor det påvises, at estimationsresultaterne er stort set upåvirkede af om  $S_{bb}$  og  $S_{bu}$  indgår med et fordelt lag eller med årets værdier. Det kan også hævdes, at  $S_{bb}$  og  $S_{bu}$  efter deres indhold må betragtes som udjævnede serier.

<sup>7</sup>Jf. notat EH 21/10 1985.

<sup>8</sup>Jf. notat EH 30/5 1986.

hvor  $iku$  er pengeinstitutternes udlånsrente, der er lagget et kvart år som i  $fCb$ - og  $fCv$ -relationerne, jf. nedenfor,  $t_{sa0u}$  er den marginale skattesats, jf. appendiks C, og  $R_{pcpf}$  er inflationsforventningen, der er dannet ud fra hypotesen om forventningstilpasning:

$$(18) \quad R_{pcpf} = x \cdot R_{pcp4v}(-1) + (1 - x) \cdot R_{pcpf}(-1) ,$$

hvor  $R$  betegner relativ ændring og  $f$  forventet størrelse.

Serien for  $pcp4v$  er ført tilbage til 1948 ved hjælp af  $pcp$ :  
 $pcp4v = pcp \cdot (pcp4v/pcp)(1954)$ , 1948-53, og det er forudsat at  $R_{pcpf} = R_{pcp4v}$  i 1949. I estimationerne er forskellige værdier af  $x$  afprøvet med spring på .1 dvs.  $x = .1, .2, \dots, .9$ . Den estimerede fejlkorrigeringsmodel har formen

$$(19) \quad \begin{aligned} D\log(Cp4/pcp4v) = & k^* + b_0 \cdot D\log(Yd6/pcp4v) \\ & - \mu \cdot \log(Cp4(-1)/Yd6(-1)) \\ & - \delta \cdot (iku(-1/4) \cdot (1 - t_{sa0u}(-1/4)) - R_{pcpf}) + v \end{aligned}$$

hvor  $v$  er et restled som ovenfor. I steady state, hvor forbrug og indkomst vokser med vækstraten  $g$  og hvor realrenten efter skat er  $i$ , implicerer (19) forbrugskvoten

$$(20) \quad C/Y = \exp[(k^* - (1 - b_0) \cdot g - \delta \cdot i) / \mu]$$

Estimationsresultatet for den ligning, der indgår i ADAM, april 1986 er

$$(21) \quad \begin{aligned} D\log(Cp4/pcp4v) = & \underset{(.009)}{-.046} + \underset{(.062)}{.579} \cdot D\log(Yd6/pcp4v) \\ & - \underset{(.126)}{.763} \cdot \log(Cp4(-1)/Yd6(-1)) \\ & - \underset{(.174)}{.329} \cdot (iku(-1/4) \cdot (1 - t_{sa0u}(-1/4)) - R_{pcpf}) \\ n = & 1955-82 \quad s = .010 \quad R^2 = .872 \quad DW = 2.09 \end{aligned}$$

Vægten  $x$  til den én periode laggede inflationsrate i forventningstilpasningsrelationen (18) er her .2. Det skal bemærkes,



at estimatet for rentekoefficienten  $\delta$  er stærkt afhængigt af  $x$ . Hvis  $x$  øges (kortere lag i forventningstilpasningen) bliver  $\delta$ -estimatet numerisk mindre og mindre signifikant.

Indsættes de estimerede parametre i (20) fås den i tabel 1 viste sammenhæng mellem steady state forbrugskvotest, vækstrate og realrente efter skat.

Tabel 1. Steady state forbrugskvoten ved alternative værdier for vækstrate ( $g$ ) og realrente efter skat ( $i$ )

$g \setminus i$	-.02	+.02
.01	.95	.93
.04	.93	.91

Det ses, at en stigning i realrenten efter skat på 1 procentpoint (det svarer for given  $t_{sa0u}$  og  $R_{pcpf}$  til en stigning i  $i$  på ca. 2 procentpoint) medfører, at forbrugskvoten på langt sigt falder med ca. 1/2 procentpoint.<sup>9</sup> På kort sigt er forbrugets semi-elastisitet m.h.t. renten efter skat  $-.329 \cdot 3/4 = -.25$ , jf. (21). Effekten af renteændringer er altså ca. halvt så stor på kort som på langt sigt.

#### 4.4. Relationen for samlet privat forbrug i ADAM, maj 1987

Med maj 1987 versionen af ADAM blev formuen inddraget i forbrugsbestemmelsen.

Den grundlæggende ide med at inddrage formuen i forbrugsfunktionen stammer fra livscykelteorien. Det antages i livscykelteorien, at det løbende forbrug er proportionalt med nutidsværdien af alle forventede fremtidige indkomster, både arbejdsindkomster og formueafkast.<sup>10</sup> Tilbagediskonteringen af

<sup>9</sup>Dette kan ses dels ud fra tabel 1, dels ved at differentiere m.h.t.  $i$  i ligning (20), hvor man får en effekt på .40 procentpoint hvis forbrugskvoten initialt er .93.

<sup>10</sup>Proportionalitetsfaktoren afhænger af renten og demografiske forhold.

alle forventede fremtidige indkomster til et abstrakt forbrugsdeterminerende formuebegreb indebærer en hypotese om, at midlertidige udsving i de løbende indkomster har en relativt begrænset effekt på det løbende forbrug. Dette abstrakte formuebegreb kan imidlertid ikke observeres. I praksis antages derfor som regel, at nutidsværdien af forventede fremtidige arbejdsindkomster er proportional med den aktuelle arbejdsindkomst, og at nutidsværdien af forventede fremtidige formueafkast kan approksimeres ved den løbende værdi af husholdningernes (eller den private sektors) finansielle og reale nettoformue. Der kommer derved to forklarende variabler i forbrugsfunktionen, nemlig for det første disponibel arbejds- (og transfererings-) indkomst og for det andet finansiell og real nettoformue. At man af data-mæssige grunde således behandler de to typer af indkomst vidt forskelligt, medfører uundgåeligt problemer m.h.t. multiplikatoregenskaber. En ændret beskatning af rest- eller renteindkomst vil således virke ad helt andre kanaler (og med en mindre umiddelbar forbrugseffekt) end en (provenumæssigt tilsvarende) ændring af skat på arbejdsindkomst. Andre lignende problemer diskuteres senere.

Baggrunden for at medtage formuen i forbrugsbestemmelsen i ADAM er, dels at den finansielle sektormodel og boligmodellen, som blev indbygget i ADAM, april 1986, har gjort det muligt at bestemme en betydelig del af den private sektors formue, dels at der har været store problemer med at bestemme det private forbrug i 1985-86 ud fra forbrugsfunktionerne i oktober 1984 og april 1986 versionerne af ADAM. Det blev i 1986 påvist, at inddragelse af formuen i forbrugsfunktionen mindskede problemerne med at forudsige forbrugsudviklingen i 1980'erne betydeligt.<sup>11</sup>

I relation til fejlkorrektions-specifikationen er der den yderligere begrundelse for at medtage formuen, at relationens tilpasningsegenskaber derved forbedres. Formuen fungerer som en "integral kontrol mekanisme" i den forstand, at formuens stør-

---

<sup>11</sup>Jf. Jørgen Birger Christensen (februar 1986): Makroforbrugsfunktioner, stor opgave ved det statsvidenskabelige studium.

relse er påvirket af summen af tidligere perioders opsparing. Hvis forbrugskvoten igennem flere perioder har været fx mindre end "ligevægtsforbrugskvoten", akkumuleres den større opsparing i formuen, som vokser, hvilket påvirker forbrugskvoten i opadgående retning.

Først beskrives i punkt 4.4.1 nedenfor de formue- og indkomstvariabler, der indgår i forbrugsfunktionen i ADAM, maj 1987. Dernæst beskrives estimationsresultater i punkt 4.4.2. I punkt 4.4.3 diskuteres resultaterne af at inddrage et bredere formueudtryk i forbrugsbestemmelsen.

#### 4.4.1. Formue- og indkomstudtryk

Formuen ultimo året,  $Wcp_4$ , er summen af tre komponenter: den private ikke-finansielle sektors finansielle nettostilling (hvor obligationer opgøres til kursværdi),  $Wpqkpc$ , kontantværdien af boligbeholdningen,  $phk \cdot Kh$  (hvor  $phk$  er kontantprisen på enfamiliehuse og  $Kh$  er boligbeholdningen, jf. kapitel 6), og værdien af den imputerede bilbeholdning,  $pcb \cdot Kcb_2$ .

Bilbeholdningen er beregnet ud fra fortidige bilkøb, idet vægtene modsvarer vægtene for ydelsesudtrykket i (12):<sup>12</sup>

$$(22) \quad Kcb_2 = .66 \cdot fCb + .422 \cdot fCb(-1) + .255 \cdot fCb(-2) \\ + .138 \cdot fCb(-3) + .056 \cdot fCb(-4)$$

Den private ikke-finansielle sektors finansielle nettostilling, der indgår i formuen i forbrugssystemet, afviger fra den tilsvarende størrelse i ADAMs finansielle sektormodel, dels m.h.t. sektorafgrænsning og dels fordi obligationer opgøres til kursværdi. Sektorafgrænsningen i forbrugssystemet afviger fra den finansielle sektormodels, idet pengeinstitutternes egenkapital,  $Wbqb$ , samt koncessionerede virksomheder,  $Wtlf-Wflt$ , er trukket ud af den private ikke-finansielle sektor.

---

<sup>12</sup>.66=1-.34, .422=.66-.238 o.s.v., jf. apendiks D.

Bestemmelsen af obligationsaktivers og -passivers kursværdi sker på følgende måde. Først bestemmes kursen på real-kreditobligationer,  $kwbr$ , ud fra formlen

$$(23) \quad kwbr = \left[ \frac{(1-(1+iwbz)^{-nwbr})}{iwbz} \right] / \left[ \frac{(1-(1+iwbn)^{-nwbr})}{iwbn} \right]$$

hvor  $iwbn$  er nominal (pålydende) rente på obligationer,  $iwbz$  er effektiv obligationsrente og  $nwbr$  er gennemsnitlig restløbetid. Den første firkantede parentes i (23) er nutidsværdien af 1 kr. i  $nwbr$  terminer når renten er  $iwbz$ , mens den anden firkantede parentes er den tilsvarende nutidsværdi ved renten  $iwbn$ . Det vil sige, at  $kwbr$  er lig med nutidsværdien af fremtidige ydelser divideret med restgæld for en gennemsnitlig realkreditobligation. Kursen på obligationsaktiver hos private og i pensionskasser, forsikringsselskaber m.v.,  $kwpb$ , er beregnet på tilsvarende måde, idet den gennemsnitlige restløbetid,  $nwpb$ , dog er noget lavere end  $nwbr$  fra 1976 p.g.a. statsobligationerne. Datakonstruktionen for  $iwbn$ ,  $nwbr$  og  $nwpb$  er beskrevet i appendiks E.

Kursværdien af privates obligationsgæld (realkreditobligationerne),  $Wzbr$ , bestemmes herefter som

$$(24) \quad Wzbr = Wzbr(-1) \cdot kwbr / kwbr(-1) + DWzbr ,$$

hvor  $D$  er differensoperatoren og  $DWzbr$  er nettotilgangen af realkreditobligationer til kursværdi i den finansielle sektor-model. Kursværdien af privates obligationsbeholdning,  $Wpbkz$ , bestemmes på tilsvarende måde:

$$(25) \quad Wpbkz = Wpbkz(-1) \cdot kwpb / kwpb(-1) + DWpbz$$

Og tilsvarende for obligationsbeholdninger i A-sektoren,  $Wabk$ , d.v.s. i pensionskasser og livsforsikringsselskaber ( $Wabz$ ), skadesforsikringsselskaber ( $Wsbz$ ), offentlige fonde ( $Wobz$ ) og realkreditinstitutter ( $Wrbz$ ):

$$(26) \quad Wabk = Wabk(-1) \cdot kwpb/kwpb(-1) \\ + DWabz + DWSbz + DWobz + DWrbz$$

Den anvendte metode til kursregulering er meget primitiv. I (24) - (26) kursreguleres således hele foregående periodes obligationsmasse, mens det kun bør være den del, der ikke afdrages i den aktuelle periode, der kursreguleres. Men det ville kræve, at nettotilgang til kursværdi blev splittet op i brutto-tilgang og afdrag (og fordelte emissionskurstab) - en opsplittning der ikke eksisterer i den nuværende finansielle databank.<sup>13</sup> En anden svaghed ved kursreguleringsmetoden er, at det forudsættes, at alle obligationer er annuitetslån - der tages således ikke hensyn til indeksobligationer og serielån (som med de nye finansieringsregler vil få større betydning de kommende år).

Variablerne iwbn, nwbr og nwpb er eksogene i ADAM. Man kunne forsøge at estimere en relation, som forklarer iwbn ud fra et (langt) fordelt lag af iwbz.<sup>14</sup> En sådan model-relation vil især være en fordel i lange simulationer, hvor iwbz ændres markant i forhold til den historiske værdi. Restløbetiden nwpb kan også endogeniseres, idet den bl.a. afhænger af den relative andel af realkredit- og statsobligationer.

Den private ikke-finansielle sektors finansielle nettostilling, hvor obligationer regnes til kursværdi, er nu givet ved

$$(27) \quad Wpqkpc = Wpqp - Wbqb - Wtlf + Wflt \\ + Wpbkz - Wpbz - Wzbkr + Wzbr \\ + .6 \cdot Wabk - Wabz - Wobz - Wsbz - Wrbz$$

---

<sup>13</sup>Dette og andre problemer vedr. kursregulering af obligationer er diskuteret mere grundigt og belyst ved eksempler i notat EH 16/5 1988.

<sup>14</sup>Jf. notat EH 16/5 1988.

hvor  $W_{pp}$  er nettostillingen i den finansielle sektormodel. De sidste tre led i første linie afspejler den omtalte forskel mellem sektorafgrænsningerne, mens de øvrige led afspejler at den finansielle sektormodels obligationsaktiver og -passiver erstattes af de tilsvarende til kursværdier. Kun 60% af A-sektorens obligationsbeholdning er medtaget, da pensionsudbetalinger beskattes. Datakonstruktion for obligationsserier til kursværdi og finansiell nettostilling er beskrevet i appendiks F.

Den alvorligste mangel ved udtrykket for samlet formue,  $W_{cp4}$ , er at værdi af realkapital i virksomheder, herunder aktier, ikke indgår. De betydelige kapitalgevinster på aktier må formodes at påvirke forbruget i omtrent samme omfang som kapitalgevinster på boliger og obligationer. Desuden vil en stigning i de private erhvervsinvesteringer påvirke forbruget negativt i ADAM, maj 1987. Det skyldes for det første, at investeringsstigningen skal finansieres og således forringer den private ikke-finansielle sektors finansielle nettostilling, og for det andet at den disponible indkomst mindskes som følge af de større afskrivninger (denne sidste effekt er også med i de tidligere modelversioner). Disse to negative effekter burde opvejes af en stigning i værdien af virksomhedernes realkapital (formueeffekt) og større restindkomster (indkomsteffekt).

Men der er problemer med at finde et godt mål for værdien af virksomhedernes realkapital. Hvis man alligevel inddrager en sådan størrelse i formueudtrykket (fx akkumulerede investeringer eller en aktieformue) er det derfor problematisk at hive restindkomsterne ud af udtrykket for disponibel indkomst. Hvis et mål for realkapital i virksomheder inddrages i formueudtrykket, og man samtidig vil lade restindkomst påvirke forbruget, bør man estimere selvstændige koefficienter til disponibel løn- og transfereringsindkomst hhv. restindkomst.<sup>15</sup>

---

<sup>15</sup>En sådan specifikation er beskrevet i Anders Møller Christensen (14/5 1987): Indkomst, formue og privatforbrug, notat, Danmarks Nationalbank.

Udtrykket for disponibel indkomst,  $Yd7$ , er

$$(28) \quad Yd7 = Yw - Typri + Tyn - (Sd - Sds - Sdr + Sagb + Saso) \\ + .53 \cdot Ydr7 + .33 \cdot Ydr7(-1) \cdot pcp4v / pcp4v(-1) \\ + .14 \cdot Ydr7(-2) \cdot pcp4v / pcp4v(-2) ,$$

hvor disponibel restindkomst,  $Ydr7$ , er givet ved

$$Ydr7 = Yrp + Yrs - Sds - .9 \cdot (pipb \cdot fipvb + pipm \cdot fipm2)$$

De første led på højresiden i (28) er disponibel løn- og transfereringsindkomst.  $Yd7$  svarer til den disponible indkomst i april 1986 versionen af ADAM, bortset fra at  $Ydr7$  ikke omfatter bruttoestindkomst i boligbenyttelse,  $Yrh$ , og den private ikke-finansielle sektors nettorenteindtægter,  $Tipp1$ . Årsagen til at disse to indkomstkompener ikke er med i  $Yd7$  er, at de repræsenterer afkast fra boligbeholdning og finansiel nettoformue, som er indeholdt i formueudtrykket. Restindkomst indgår med et fordelt lag som en approksimation til forventet afkast af realkapital i virksomheder, der som nævnt ikke er med i formueudtrykket. Denne behandling af restindkomst er i overensstemmelse med flere empiriske implementeringer af livscykelteorien, når data for realkapital i virksomheder mangler.<sup>16</sup> De laggede restindkomster i  $Yd7$  er inflateret med  $pcp4v$  som i  $Yd6$ , jf. (16). Inflateringen er som nævnt udtryk for en antagelse om, at der ikke er pengeillusion i forventningsdannelsen. Vægtstrukturen i det fordelte lag af  $Ydr7$  stammer fra tidligere estimationsforsøg med Almon-lag.<sup>17</sup>

I den estimerede forbrugsfunktion er forbrugs-, indkomst- og formueudtrykkene deflateret med  $pcp4v$ . De betegnes i det følgende hhv.  $C$ ,  $Y$  og  $W$ :

$$C = Cp4 / pcp4v, \quad Y = Yd7 / pcp4v, \quad W = Wcp4(-1) / pcp4v$$

<sup>16</sup>Jf. fx Modigliani (1975): The Life Cycle Hypothesis of Saving Twenty Years Later. Optrykt i: The Collected Papers of Franco Modigliani, Vol. 2, 1980, MIT Press.

<sup>17</sup>Jf. notat EH 21/10 1985. Denne lagstruktur er også rimelig efter inddragelsen af formuen i forbrugsfunktionen, jf. notat EH 9/4 1987, hvor alternative lagstrukturer er afprøvet.

Små bogstaver angiver den naturlige logaritme af variablerne:

$$c = \log(C), \quad y = \log(Y) \quad , \quad w = \log(W)$$

Bemærk at det er primoformuen vurderet til sidste års priser, der indgår i forbrugsfunktionen. Dette indebærer, at kapitalgevinster på boliger og obligationer påvirker forbruget med et års lag. Hvis i stedet primoformuen vurderes til det aktuelle års priser, således at kapitalgevinster påvirker forbruget uden forsinkelse, fås et noget bedre fit.<sup>18</sup> Til gengæld bliver modellen mere simultan.

Som følge af den beskrevne afgrænsning af disponibel indkomst og formue vil ændringer i obligationsrenten påvirke forbruget anderledes end tilfældet var i oktober 1984 og april 1986 versionerne af ADAM. I disse to versioner blev den disponible indkomst påvirket af rentestrømmene.<sup>19</sup> Det sker ikke i maj 1987 versionen, hvor nettorenteindtægter ikke er med i disponibel indkomst. Til gengæld påvirkes formuen af en rentestigning, dels via fald i kontantværdi af boligformue og kursværdi af obligationer, dels via rentestrømmenes påvirkning af nettofordringserhvervelser; disse effekter påvirker forbruget med et års forsinkelse.

Behandlingen af pensionskasser og livsforsikringsselskaber er også ændret, idet deres nettorenteindtægter ikke var med i disponibel indkomst i de tidligere modelversioner, mens deres formuer er med i formueudtrykket i ADAM, maj 1987.

Da den private ikke-finansielle sektors nettorenteindtægter (som er negative) og restindkomst i boligbenyttelse ikke indgår i Yd7, burde der også korrigeres for de tilsvarende skatteposter - skattefradrag for nettorenteudgifter og skat af lejeværdi. På den anden side er det svært at argumentere for at disse skattearter ingen umiddelbar betydning skulle have for forbrugsbestemmelsen, jf. iøvrigt diskussionen i begyndelsen af

<sup>18</sup> Jf. notat EH 9/4 1987.

<sup>19</sup> I april 1986 versionen indgik pengeinstitutternes udlånsrente desuden i et udtryk for realrente efter skat i forbrugsfunktionen, jf. ovenfor.



dette afsnit og i kapitel 2, punkt 2.2. Da der endvidere ikke er kilder til data for disse skattearter, er den nævnte korrektion ikke foretaget.

Dette bevirker, at multiplikatoregenskaberne i forbindelse med ændringer i rentesatser kan blive tvivlsomme. Hvis fx den udenlandske rentesats øges, vil den private sektors renteudgifter øges p.g.a. den private udlandsgæld. Disse øgede udgifter påvirker ikke direkte Yd7. Til gengæld vil det større skattefradrag for renteudgifter betyde mindre skattebetalinger og dermed større Yd. Denne virkning optræder ganske vist med nogen forsinkelse, men har alligevel en langt kraftigere forbrugseffekt end den nedgang i formuen, der indtræffer p.g.a. nedgangen i den private sektors nettofordringserhvervelser.

Hvis den udenlandske rentestigning følges af (eller erstattes af) en indenlandsk rentestigning, vil formuen falde p.g.a. fald i boligpris (og obligationskurser). Men effekten over skatterne er ret kraftig. Dette er måske et argument for at tage rentestrømme med i disponibel indkomst igen.

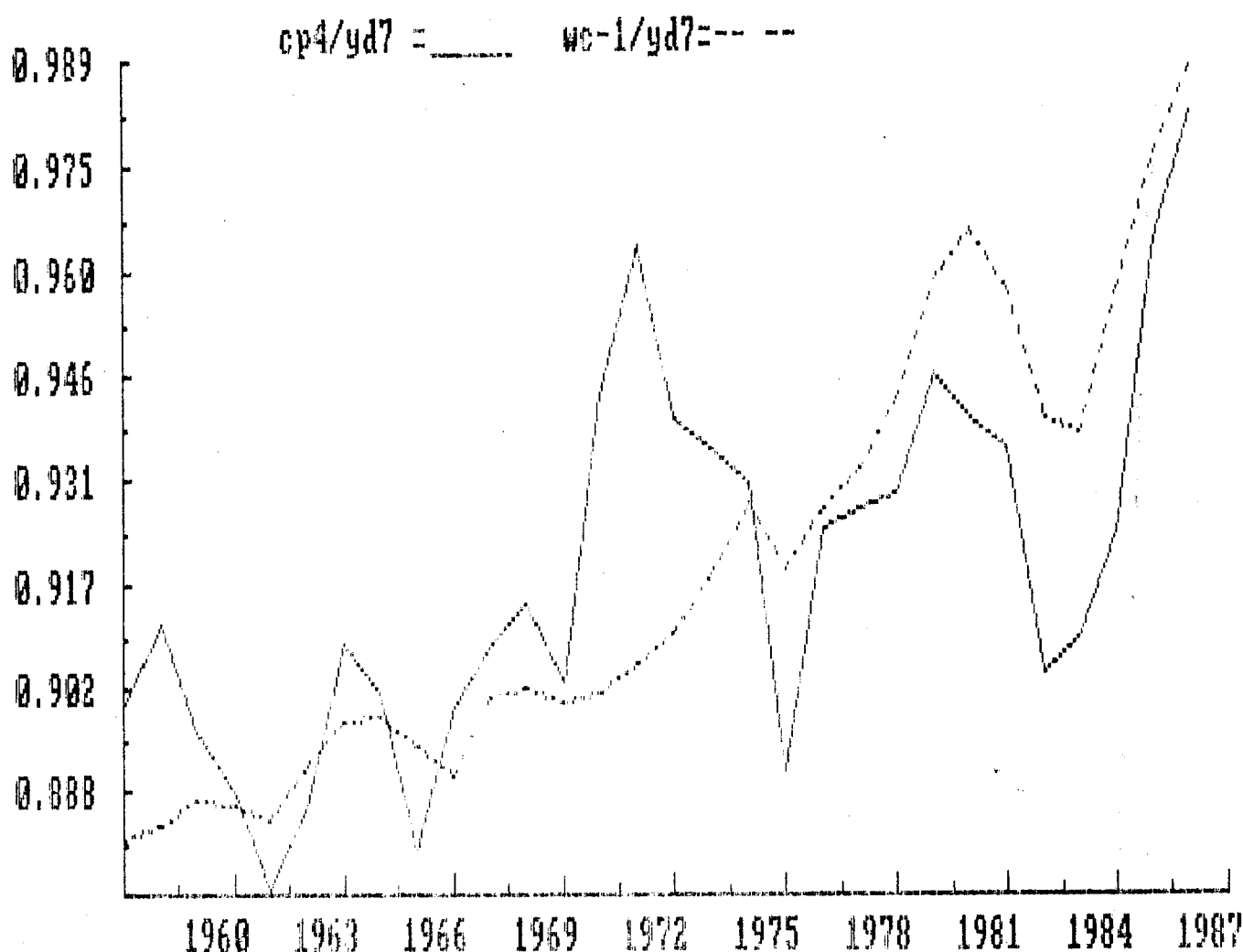
Disse specielle problemer vedrørende renteændringer kan siges at afspejle det generelle problem, som blev nævnt i begyndelsen af dette afsnit, nemlig at den forskelligartede behandling af indkomstarter i livscykelmodellen kan give uhenigtsmæssige multiplikatoregenskaber.

Et andet problem (der i lige så høj grad gælder for de tidligere versioner af ADAM) vedrører pensionsind- og udbetalinger. Al pensionsopsparing betragtes i ADAM som frivillig (og skattebegunstiget). Det vil sige, at pensionsindbetalinger ikke trækkes fra i Yd7 og at -udbetalinger ikke lægges til. Dette skal man være opmærksom på i forbindelse med multiplikatorer ved ændringer af pensionsordninger, idet der er fradrag for netto-pensionsindbetalinger i bestemmelsen af direkte skatter. Øget pensionsopsparing betyder således, at Yd7 vokser p.g.a. øgede fradrag, hvilket medfører at forbruget vokser.

#### 4.4.2. Estimationsresultat

Figur 1 viser udviklingen i forbrugskvoten,  $C/Y$ , og formueindkomst forholdet,  $W/Y$ , 1957-86. Det ses, at  $C/Y$  og  $W/Y$  er ret tæt korrelerede i sidste halvdel af 1970'erne og i 1980'erne, men ikke i den første del af perioden og slet ikke i begyndelsen af 1970'erne. Dette forhold viser sig tydeligt i de estimationer, der er foretaget med formuen som forklarende variabel. Inddragelse af formuen forbedrer således ikke de deskriptive egenskaber i estimationsperioden 1957-83, men bevirker til gengæld, at forudsigelserne af forbrugsudviklingen i 1984-87 bliver klart bedre.

Figur 1. Forbrugskvoten,  $C/Y$ , og formueindkomst forholdet,  $W/Y$ , 1957-86



Som grundlag for valg af forbrugsfunktion til maj 1987 versionen af ADAM er der estimeret en række forskellige specifikationer med disponibel indkomst og formue som forklarende variable: Den simple livscykelmodel, Pesaran og Evans' model,<sup>20</sup> hvor der estimeres særskilte koefficienter til kapitalgevinster på forskellige formueaktiver og -passiver, og forskellige fejlkorrektionsmodeller estimeret ved almindelig mindste kvadraters metode.<sup>21</sup> Estimeringsresultaterne for disse modeller beskrives ikke i denne rapport.<sup>22</sup> På grundlag af en samlet vurdering af fit i estimationsperioden, forudsigelsesegenskaber for 1984-86 og økonomiske egenskaber, herunder langsigtssegenskaber, blev foretrukket en fejlkorrektionsmodel estimeret ved Engle og Grangers to-trins estimationsmetode.<sup>23</sup> Metoden bygger på sammenhængen mellem kointegrerede variable og fejlkorrektionsmodeller. Lidt forenklet kan metoden forklares på følgende måde i relation til den aktuelle forbrugsfunktion.

Variablerne  $c$ ,  $y$  og  $w$  er kointegrerede (af orden 1,1), hvis de hver især er integrerede af første orden (d.v.s. at niveauerne ikke er stationære, mens ændringerne er stationære), og der findes en vektor  $\alpha$ , så linearkombinationen  $z=(c,y,w)\cdot\alpha$  er stationær. Selv om  $c$ ,  $y$  og  $w$  ikke er stationære, findes der altså, hvis de er kointegrerede, en lineær sammenhæng mellem niveauerne, som er stationær. Selv om variablerne  $fx$  vokser over tiden, vil de ikke udvikle sig alt for forskelligt, idet afvigelse,  $z$ , fra relationen

$$(29) \quad (c,y,w)\cdot\alpha = \text{konstant}$$

<sup>20</sup>Jf. Pesaran og Evans (1984): Inflation, Capital Gains and U.K. Personal Savings: 1953-1981, Economic Journal, Vol. 94 (s. 237-57).

<sup>21</sup>Bl.a. fejlkorrektionsmodellen i D.F. Hendry og T. von Ungern Sternberg (1981): Liquidity and Inflation Effects on Consumers Expenditure. I A. Deaton (ed.) (1981): Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behaviour, Cambridge University Press, Cambridge, U.K.

<sup>22</sup>Herom henvises der til notaterne EH 23/2 1987 og EH 9/4 1987.

<sup>23</sup>Jf. R.F. Engle og C.W.J. Granger (1987): Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, Econometrica, Vol. 55, (s. 251-87).

er stationære med endelig varians. Ligning (29) kan således fortolkes som (første approksimation til) en langsigts-lige-vægtssammenhæng mellem variablerne; og afvigelser fra (29) kan fortolkes som "fejl", som agenterne korrigerer i efter-følgende perioder.

Estimationsproceduren består i først at estimere langsigtsrelationen (29) mellem variablerne i niveau ("kointegrationsregressionen"), og derefter at anvende de laggede residualer fra denne regression som et fejlkorrigeringsled ved estimation af en fejlkorrigeringsmodel. Før første trin i estimationsproceduren testes om variablerne er integrerede af første orden. Mellem første og andet trin testes om variablerne er kointegrerede.

En fordel ved denne estimationsmetode er netop muligheden for at teste om variablerne er kointegrerede. Hvis dette er tilfældet - og hvis alle variabler er integrerede af første orden - er alle led i fejlkorrigeringsmodellen stationære, hvilket sikrer, at denne model er meningsfuld. En anden fordel er, at relationen mellem niveauvariablerne bestemmes før fejlkorrigeringsligningen estimeres, således at eventuelle multikollinearitetsproblemer i denne regression mindskes. En ulempe ved to-trins-proceduren er, at parameterestimererne kan være skæve.<sup>24</sup>

At ændringerne i c, y og w er stationære kan testes ved hjælp af et Dickey-Fuller (DF) test ud fra regressioner af formen:<sup>25</sup>

$$(30) \quad \Delta D\langle i \rangle = \delta \cdot D\langle i \rangle(-1) + u, \quad i = c, y, w,$$

---

<sup>24</sup>Jf. A. Banerjee, J.J. Dolado, D.F. Hendry og G.W. Smith (1986): Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models: Some Monte Carlo Evidence, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 48, nr. 3.

<sup>25</sup>Et "augmented" Dickey-Fuller (ADF) test, hvor laggede  $\Delta D\langle i \rangle$  indgår som regressorer på højresiden i (30), er også foretaget. Men da der ikke er autokorrelation i DF test-regressionerne, og da laggede  $\Delta D\langle i \rangle$  bliver insignifikante, har DF testene størst styrke.

hvor  $D$  betegner absolutte ændringer, og  $u$  er et restled. Hypotesen om, at  $D\langle i \rangle$  ikke er stationær (er en random walk), forkastes, hvis  $t$ -værdien for  $\delta$  er negativ og signifikant.<sup>26</sup> I tabel 2 er angivet  $t$ -værdierne for  $\delta$  - også når et konstantled inddrages i relationen.<sup>27</sup> Den kritiske værdi på 5% niveau for DF testet er  $-1.96$  for (30) uden konstantled og  $-3.00$  når et konstantled inddrages.<sup>28</sup> Ændringerne i  $c$ ,  $y$  og  $w$  er altså stationære, og da niveauerne ikke er stationære (DF test giver positive  $t$ -værdier), er  $c$ ,  $y$  og  $w$  integrerede af første orden.

Tabel 2. DF test for stationaritet af førstedifferenser af  $c$ ,  $y$  og  $w$  (1959-83)

	$c$	$y$	$w$
Uden konstantled	-2.4	-3.0	-2.8
Med konstantled	-3.5	-4.4	-3.7

Første trin i estimationsproceduren er en kointegrationsregression i niveau:<sup>29</sup>

$$(31) \quad c = -.10 + .946 \cdot y + .054 \cdot w$$

(.005) (.014)

$n = 1957-83$ ,  $s = .0202$ ,  $R^2 = .993$ ,  $DW = .92$ ,  $DF = -2.65$ ,  $ADF = -2.58$

<sup>26</sup>(30) kan skrives  $D\langle i \rangle = (1+\delta) \cdot D\langle i \rangle(-1) + u$ . Under  $H_0: \delta=0$  er  $D\langle i \rangle$  en random walk. Hvis  $\delta < 0$  er  $D\langle i \rangle$  stationær.

<sup>27</sup>Inddragelse af et konstantled i (30) indebærer en antagelse om en vækstrate for hhv.  $c$ ,  $y$  og  $w$ .

<sup>28</sup>Arsagen til at disse kritiske værdier er større end den tilsvarende værdi i Students  $t$ -fordeling er, at nul-hypotesen er, at  $D\langle i \rangle$  ikke er stationær.

<sup>29</sup>Standardafvigelse på parametrene, som er angivet i parentes, er skæve i kointegrationsregressionen.

Ligningen er estimeret under den restriktion, at summen af koefficienterne til  $y$  og  $w$  skal være lig 1, således at (31) er af formen

$$C = K \cdot Y^a \cdot W^b, \quad \text{hvor}$$

$$a=1-b, \quad \text{d.v.s.}$$

$$\underline{C/Y = K \cdot (W/Y)^b},$$

*The basic idea.*

hvor  $K$  er en konstant (og  $C$ ,  $Y$  og  $W$  er som nævnt deflateret forbrug, indkomst og primoformue:  $C=\exp(c)$ ,  $Y=\exp(y)$  og  $W=\exp(w)$ ). Det vil sige, at forbrugskvoten på langt sigt afhænger af forholdet mellem formue og indkomst, men ikke af niveauerne. Den samme egenskab har den traditionelle lineære livscykelmodel uden konstantled. Estimation af (31) uden restriktionen  $a+b=1$  giver praktisk taget de samme parameterestimater.<sup>30</sup>

Parameterestimaterne i (31) bestemmer den (potentielt) kointegrerende vektor  $\alpha'=(1, -.946, -.054)$ , og middelværdien af  $(c,y,w) \cdot \alpha$ , som er  $-.10$ .

Før vi går videre til næste trin i estimationsproceduren, må det testes om  $c$ ,  $y$  og  $w$  er kointegrerede, d.v.s. om residualerne fra (31) er stationære. Dette kan gøres ved hjælp af DF eller ADF test som (30), hvor ændringen i residualerne fra (31) regresseres mod den laggede residual, eller ved hjælp af Durbin Watson (DW) teststørrelsen. Hvis residualerne ikke er stationære vil DW, DF og ADF teststørrelserne være tæt på nul. Hvis DW og den numeriske værdi af DF og ADF er tilstrækkelig store, forkastes nul-hypotesen om ikke-kointegration (ikke-stationaritet af residualerne). Tabel 3 viser de kritiske værdier for DW, DF og ADF på 5% niveau.<sup>31</sup>

<sup>30</sup>Jf. notat EH juli 1987 (rev. september 1987).

<sup>31</sup>Jf. R.F. Engle og B.S. Yoo (1987): Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems, Journal of Econometrics, Vol. 35, (s. 143-59). De kritiske værdier er fundet ved Monte Carlo eksperimenter med to variabler. Dette er det relevante antal variabler her p.g.a. parameterrestriktionen i (31).

Tabel 3. Kritiske værdier for DW, DF og ADF på 5% niveau

Antal observationer	DW	DF	ADF
50	.78	-3.67	-3.29
100	.39	-3.37	-3.17

Der er kun 27 observationer i (31), men så vidt vides er der ikke offentliggjort kritiske værdier for under 50 observationer. Af DF og ADF testene er DF det relevante, fordi laggede ændringer i residualerne bliver insignifikante, og fordi der ikke er autokorrelation i DF-testregressionen. Som det ses er den numeriske værdi af DF i (31) for lille til, at ikke-kointegration kan afvises. DW i (31) er større end den kritiske værdi i tabel 3, men som det ses, er denne stærkt afhængig af antallet af observationer. Så det er tvivlsomt, om ikke-kointegration kan forkastes (kointegration accepteres). Hvis imidlertid 1970-observationen udelades fra estimationen i (31), fås stort set de samme parameterestimer, men (numerisk) klart større DW og DF:  $DW=1.28$ ,  $DF=-4.07$ .<sup>32</sup> Da endvidere styrken af testene er lav - specielt for små sample-størrelser - antages  $c$ ,  $y$  og  $w$  at være kointegrerede. Residualplot og -korrelogram, der også kan bruges til at vurdere om residualerne fra (31) er stationære, er vist i appendiks G.

Selv om der er kointegration, er der risiko for, at estimerne i (31) er skæve.<sup>33</sup> Den store værdi af  $R^2$  i (31), som i tilfældet med kun to variabler ville indicere lille bias, er ikke en troværdig indikator for bias i tilfældet med tre eller flere variabler. Regressionen af  $c$ - $y$  på  $w$ - $y$  og et konstantled, som giver de samme parameterestimer og residualer (og dermed de samme værdier for DW, DF og ADF teststørrelserne) som i (31), implicerer således væsentlig mindre  $R^2$  (.36 når estimationsperioden er 1957-83 og .45 når den er 1957-69,71-83), hvilket betyder at der kan være betydelig bias i parameteresti-

<sup>32</sup> 1970 og 1971 er de år hvor residualerne fra (31) er klart størst.

<sup>33</sup>Jf. Banerjee, Dolado, Hendry og Smith (1986), op.cit.

materne. Det er dog i det mindste betryggende, at den kointegrerende parameter kun ændres lidt, når estimationsperiodens slutår varierer mellem 1978 og 1986, jf. figur 3 i appendiks G, som viser udviklingen i denne parameter estimeret ved rekursiv mindste kvadraters metode (RLS).

I andet trin i estimationsproceduren estimeres en fejlkorrektionsmodel, hvor residualerne fra kointegrationsregressionen (31)

$$\text{uhatco} = c - .946 \cdot y - .054 \cdot w + .10$$

indgår lagget som en fejlkorrektionsvariabel. Estimationsresultatet for den ligning, der indgår i maj 1987 versionen af ADAM, er:

$$(32) \quad Dc = \frac{.0044}{(.0039)} - \frac{.49 \cdot \text{uhatco}(-1)}{(.14)} + \frac{.62 \cdot Dy}{(.08)} + \frac{.13 \cdot Dw}{(.04)}$$

$n = 1958-83$ ,  $s = .0136$ ,  $R^2 = .79$ ,  $DW = 1.50$ ,  $LM2 = 3.73$ ,  $F2 = 1.67$

Alle parametre (undtagen konstantleddet) er signifikante. Den lave DW kunne tyde på autokorrelation, men LM og F testene for autokorrelation op til anden orden (jf. LM2 og F2) afviser på et 5% niveau ikke hypotesen om, at der ikke er autokorrelation. Residualer er vist i figur 4 appendiks G. Andetsteds er diskuteret en række forhold vedrørende stabilitet af estimaterne i (32), og ligningen er sammenlignet med andre estimationer af fejlkorrektionsmodeller.<sup>14</sup> Konklusionen vedrørende parameterstabilitet er, at der er en høj grad af stabilitet, når estimationsperiodens slutår varierer mellem 1978 og 1986.<sup>15</sup> Det vises også i det anførte notat, at den ret store standardafvigelse på ca. 1.4% i (32) primært skyldes årene 1970-71 med meget store residualer. Udelukkes 1970-71 fra estimationsperioden fås således en standardafvigelse på under 1%.

<sup>14</sup>Jf. notat EH juli 1987 (rev. sept. 1987).

<sup>15</sup>Koefficienten til Dw er dog kun signifikant når estimationsperiodens slutår er 1981 eller senere, hvilket afspejler det ovenfor nævnte forhold, at forbrug og formue ikke er tæt korreleret i første del af estimationsperioden.



Forudsigelsesfejlene (observeret minus forudsagt værdi) i 1984-87 m.h.t. den reale forbrugsvækst,  $Dc$ , er hhv. -1.9%, 1.3%, 1.6% og .4%.<sup>36</sup> Disse fejl er ikke små, men de skal sammenlignes med fejl på hhv. 2.8%, 4.3% og 3.8% i 1985-87 i en fejlkorrektionsmodel, hvor kun indkomsten indgår som forklarende variabel.

Forbrugets elasticitet på langt sigt m.h.t. indkomst og formue (hhv. .946 og .054) er bestemt fra kointegrationsligningen.<sup>37</sup> Kortsigts-elasticiteten m.h.t. løn- og transfereringsindkomst på .62 synes rimelig og er lidt større end i april 1986 versionen (.58) og en del større end i oktober 1984 versionen (.43). Kortsigts-elasticiteten m.h.t. formuen er .13, hvilket er en del større end langsigts-elasticiteten. Dette kan fortolkes således, at forbrugerne reagerer ret kraftigt (men med et års forsinkelse, jf. ovenfor) på kursgevinster/tab, der udgør en væsentlig del af kortsigts-svingningerne i formuen. At kursgevinster således har en betydelig forbrugseffekt, er umiddelbart i modstrid med livscykelteorien og den permanente indkomstteori, men effekten kan skyldes, at en del af forbrugerne er likviditetsbegrænsede og belåner en del af værdistigningerne på fast ejendom. Desuden skal man være opmærksom på, at aktier ikke er med i formueudtrykket, og at kursgevinster på aktier må formodes at være ret tæt korreleret med kursgevinster på ejerboliger og obligationer.

Forbrugskvotens elasticitet på langt sigt m.h.t. formueindkomst forholdet er, som det fremgår af (31), .054. Langsigts-forbrugskvoten afhænger desuden negativt af vækstraten, hvilket kan udledes som følger. Ligning (32) er af formen

$$(33) \quad Dc = \beta_0 + \beta_1 \cdot [c(-1) - (1-b) \cdot y(-1) - b \cdot w(-1) - k] \\ + \beta_2 \cdot Dy + \beta_3 \cdot Dw$$

<sup>36</sup> Disse forudsigelsesfejl er beregnet på grundlag af databanken ADAMBK fra juni 1988.

<sup>37</sup> Indkomstelasticiteten er .946 for konstant realformue, og 1 for konstant formue-indkomst forhold.

I steady state, hvor vækstraten for  $c$ ,  $y$  og  $w$  er konstant:  
 $Dc=Dy=Dw=g$ , fås fra (33):

$$(34) \quad C/Y = \exp[k - \beta_0/\beta_1 + g \cdot (1-\beta_2-\beta_3)/\beta_1] \cdot (W/Y)^b$$

Indsættes de estimerede parametre i (34) fås den i tabel 4 viste sammenhæng mellem steady state forbrugskvoten og formueindkomst forholdet. Afhængigheden af vækstraten er ikke så stor. I 1986 var  $W/Y=2.5$ , hvilket indebærer en steady state forbrugskvotepå .94-.96 afhængigt af vækstraten.

Tabel 4. Steady state forbrugskvoten ved forskellige værdier af formue-indkomst forholdet ( $W/Y$ ) og vækstraten ( $g$ )

$g \setminus W/Y$	1	2	3	4	5
.00	.91	.95	.97	.98	.99
.04	.89	.93	.95	.96	.97

Den estimerede langsigtede formueeffekt er forholdsvis lille. Med de seneste års formue-indkomstforhold på ca. 2.5 er effekten af en formuestigning på 100 mill. kr., at forbruget vokser med godt 5 mill. kr. på kort sigt og godt 2 mill. kr. på langt sigt.

Den logaritmiske specifikation indebærer, at den absolutte forbrugsstigning som følge af en absolut stigning i realformuen vil aftage med formuens størrelse. Estimationsresultater foreligger for en lineær (ikke-logaritmisk) specifikation, hvor den nævnte forbrugstilbøjelighed vil være konstant.<sup>38</sup> Formueeffekterne i denne lineære model er noget større end i den logaritmiske model i de senere år (hvilket skyldes, at formuen er vokset væsentligt mere end forbruget og indkomsten i estimationsperioden).

<sup>38</sup> Jf. notat EH juli 1987 (rev. september 1987).

#### 4.4.3. Formue af realkapital i virksomheder

Som nævnt er den væsentligste mangel ved formueudtrykket i maj 1987 versionen, at realkapital i virksomheder ikke indgår.

Denne mangel har som konsekvens, at der i ADAM, maj 1987 via formueudtrykket opstår nogle uhensigtsmæssige multiplikatoreffekter om følge af ændringer, der påvirker de private erhvervsinvesteringer. Når erhvervsinvesteringerne øges, vil det påvirke formueudtrykket i forbrugsrelationen negativt, da finansieringen forringer den private sektors finansielle nettostilling. Der bør være en tilsvarende positiv effekt, da det reale kapitalapparat vokser.

I dette afsnit beskrives kort resultaterne af at inddrage realkapital i virksomheder, beregnet som akkumulerede nettoinvesteringer, i forbrugsfunktionens formueudtryk, hvorved det nævnte problem undgås. Der opstår dog andre problemer, jf. nedenfor.

Kapitalapparatet findes ved at akkumulere nettoinvesteringerne fra 1948. Det niveau for kapitalapparatet ultimo 1947, der akkumuleres ud fra, fastlægges ved hjælp af formlen

$$r_{<j>} \cdot K_{<j>}(-1) = f_{I_{p<j>}} \quad , \quad j = m, b$$

hvor  $r$  er afskrivningsrate,  $K$  kapitalapparat ultimo og  $f_{I_{p<j>}}$  afskrivninger; indekssværdierne  $m$  og  $b$  betegner hhv. maskiner og bygninger.

Idet de estimerede afskrivningsrater fra ADAM benyttes ( $r_m = .0885$  og  $r_b = .0158$ ) vælges  $K_{<j>}(1947)$ , således at summen af de kvadrerede afvigelser mellem  $f_{I_{p<j>}}$  og  $r_{<j>} \cdot K_{<j>}(-1)$  over perioden 1948-78 minimeres.<sup>39</sup> Fra 1948 og frem beregnes kapitalapparatet som

$$K_{<j>} = K_{<j>}(-1) + f_{I_{p<j>}} \quad ,$$

hvor  $f_{I_{p<j>}}$  er nettoinvesteringer.

<sup>39</sup>Jf. notat BH 4/2 1988, afsnit 1.

Den samlede formue er

$$Wcp5 = Wcp4 + pipm \cdot Km + pipb \cdot Kb,$$

hvor Wcp4 er det udtryk for bolig-, bil- og finansiel formue, der indgår i forbrugsbestemmelsen i ADAM, maj 1987, og pipm og pipb er priserne for private investeringer i maskiner hhv. bygninger. Serierne for Wkm ( $pipm \cdot Km$ ), Wkb ( $pipb \cdot Kb$ ), Wkmb ( $Wkm+Wkb$ ) og Wcp5 er vist i tabel 5. Det ses at Wcp5 er ca. dobbelt så stor som Wcp4 de seneste år.

Figur 5. Formuedata

	WKM	WKB	WKMB	WCP4	WCP5	
1947	24625.21	132547.9	157173.1	0	157173.1	1947
1948	4252.355	10932.50	15184.85	0	15184.85	1948
1949	4947.086	11749.09	16696.18	0	16696.18	1949
1950	5827.586	13475.32	19302.91	0	19302.91	1950
1951	7316.990	17183.90	24500.89	0	24500.89	1951
1952	8574.802	18935.91	27510.71	0	27510.71	1952
1953	9279.491	19734.66	29014.15	0	29014.15	1953
1954	9902.702	21488.00	31390.70	0	31390.70	1954
1955	10864.13	23021.03	33885.16	18692.38	52577.53	1955
1956	12302.43	25129.83	37432.26	19702.44	57134.69	1956
1957	13664.75	26921.39	40586.13	21003.20	61589.33	1957
1958	14857.27	28147.47	43004.75	24373.03	67377.78	1958
1959	16405.11	30167.50	46572.62	26018.98	72591.59	1959
1960	18285.12	33119.15	51404.27	28334.59	79738.86	1960
1961	20860.57	38197.91	59058.48	35206.04	94264.52	1961
1962	23649.92	42765.51	66415.43	40204.18	106619.6	1962
1963	26750.19	47406.06	74156.25	45527.56	119683.8	1963
1964	29927.84	52977.38	82905.22	48926.48	131831.7	1964
1965	33655.66	60747.04	94402.71	50290.50	144693.2	1965
1966	37604.71	67858.82	105463.5	63804.76	169268.3	1966
1967	41529.21	74705.04	116234.2	70496.59	186730.8	1967
1968	45542.71	81377.64	126920.4	77111.67	204032.0	1968
1969	52648.70	88642.69	141291.4	82968.87	224260.3	1969
1970	62011.84	98218.79	160230.6	92659.42	252890.1	1970
1971	69975.20	107268.6	177243.8	109996.1	287239.9	1971
1972	81241.04	116342.4	197583.5	140949.4	338532.9	1972
1973	89346.16	137593.3	226939.5	176321.4	403260.9	1973
1974	107328.0	177058.6	284386.6	189585.5	473972.1	1974
1975	124998.5	201540.0	326538.5	234067.2	560605.7	1975
1976	142413.5	223084.5	365498.0	275315.7	640813.8	1976
1977	164693.4	248312.3	413005.7	331891.9	744897.6	1977
1978	182309.6	279553.1	461862.7	416922.1	878784.8	1978
1979	198570.6	311710.9	510281.4	477389.4	987670.8	1979
1980	221379.1	356358.9	577738.0	490418.7	1068157	1980
1981	248867.8	403630.7	652498.5	488875.4	1141374	1981
1982	269948.6	456564.4	726513.0	515390.4	1241903	1982
1983	296238.4	506526.8	802765.2	652567.7	1455333	1983
1984	321704.7	541875.8	863580.5	790338.2	1653919	1984
1985	360448.7	580624.6	941073.3	910317.0	1851390	1985
1986	397924.9	610517.7	1008443	990435.7	1998878	1986
1987	418052.9	663633.0	1081686	913869.2	1995555	1987

Når værdien af realkapital i virksomheder inddrages i formueudtrykket kan man argumentere for, at restindkomst skal hives ud af indkomstudtrykket. Gøres det, fås imidlertid ubrugelige estimationsresultater. I stedet kan man lade løn- og transfereringsindkomst på den ene side og rest- og renteindkomst på den anden side indgå som selvstændige regressorer, idet man så ville forvente en lavere forbrugskvote for restindkomst end for lønindkomst. Det modsatte bliver dog resultatet uanset funktionsform.<sup>40</sup> Dog er forbrugskvoten for restindkomst ikke signifikant større end for lønindkomst.

På grund af disse nedslående resultater er der estimeret med et samlet indkomstbegreb, hvor både løn- og restindkomst indgår. Både Yd7, hvor restindkomst i boligbenyttelse og netto-renteindtægter ikke er med, og Yd6, hvor disse indkomstkompener er medtaget, er blevet anvendt. Det giver de bedste resultater at anvende Yd6. Anvendelse af Wcp5 som formueudtryk i stedet for Wcp4 ændrer ikke på det forhold, at man ikke kan estimere en brugbar fejlkorrktionsmodel ved OLS. Formuens betydning for forbrugskvoten på langt sigt bliver insignifikant. Simple lineære relationer med lagget venstreside er også forsøgt estimeret, men uden held. Det er fortsat Engle og Grangers to-trins estimationsmetode, der giver de bedste resultater. Nedenfor beskrives resultaterne af at anvende denne metode. Forbrugsudtrykket er  $C = Cp4/pcp4v$ , indkomstudtrykket er  $Y = Yd6/pcp4v$ , jf. afsnit 3, og formueudtrykket er  $W = Wcp5(-1)/pcp4v$ . Små bogstaver betegner naturlig logaritme:  $c = \log(C)$ ,  $y = \log(Y)$  og  $w = \log(W)$ .<sup>41</sup>

Først testes om  $y$  og  $w$  er integrerede af første orden. Dickey-Fuller test for stationaritet af ændringerne  $Dy$  og  $Dw$  for perioden 1959-83 giver teststørrelserne -3.0 og -1.8. Test-

---

<sup>40</sup>Anders Møller Christensen (1987), op.cit., har estimeret en forbrugsfunktion med indkomst og formue som forklarende variabler på kvartalsdata for perioden 1973-85, hvor forbrugskvoten ud af restindkomst er mindst. Men dette resultat fås altså ikke for årsdata, når der estimeres fra 1957/58.

<sup>41</sup>Her beskrives kun resultaterne for en logaritmisk specifikation. Resultaterne for en lineær model er beskrevet i notat EH 4/2 1988.

størrelsen for Dw er altså numerisk lidt for lille, men det er ikke meget, så det antages at w er integreret af første orden.

Med samme parameterrestriktion som i (31) fås følgende resultat for kointegrationsregressionen

$$c = \begin{matrix} -.18 & + & .914 \cdot y & + & .086 \cdot w \\ (.02) & & (.017) & & \end{matrix}$$

$$n = 1957-83 \quad s = .0160 \quad R^2 = .996 \quad DW = 1.27 \quad DF = -3.34$$

Koefficienten til formuen er en del større her end i (31), hvilket afspejler, at Wcp5 er omtrent dobbelt så stor som Wcp4. Der er sikrere tegn på kointegration her end i (31), idet DW og DF teststørrelserne er (numerisk) væsentlig større. Estimationsresultatet for fejlkorrektionsmodellen er

$$Dc = \begin{matrix} .00005 & - & .59 \cdot \text{uhatco}(-1) & + & .57 \cdot Dy & + & .27 \cdot Dw \\ (.004) & & (.15) & & (.07) & & (.07) \end{matrix}$$

$$n = 1958-83 \quad s = .01099 \quad R^2 = .86 \quad DW = 1.75$$

$$F3 = .71 \quad LM3 = 1.17 \quad CHOW(3,22) = 3.34$$

hvor uhatco(-1) er de laggede residualer fra kointegrationsligningen. Teststørrelserne F3 og LM3 tester for autokorrelation af op til tredje orden.

Den estimerede kortsigtsforbrugskvote er mindre end i ADAM, maj 1987, fejlkorrektionsparameteren er numerisk større, mens koefficienten til Dw er omtrent dobbelt så stor, hvilket afspejler at Wcp5 som nævnt er omtrent dobbelt så stor som Wcp4. Standardafvigelsen er 17% lavere end i den forbrugsfunktion der indgår i ADAM, maj 1987, og der er mindre autokorrelation. Til gengæld er der ikke lige så høj grad af parameterstabilitet ved en udvidelse af estimationsperioden til 1986. Et Chow-test forkaster således parameterstabilitet på et 5% niveau. Det er først og fremmest fejlkorrektionskoefficienten, der ændres (bliver numerisk mindre) når estimationsperioden udvides. Forudsigelsesfejlene m.h.t. den relative stigning i forbruget, Dc, i 1984-87 er hhv. -2.6%, .3%, 1.6% og 1.7%.<sup>42</sup>

<sup>42</sup>Observeret minus forudsagt værdi. Beregnet på grundlag af databanken ADAMBK fra juni 1988.

Tabel 6 viser steady state forbrugskvoten ved forskellige værdier af formue-indkomst forholdet W/Y og vækstraten g. I 1957 var W/Y 2.5, mens det i 1986 var 5.1. Med det aktuelle W/Y-forhold er langsigtsforbrugskvoten altså ca. 95-96%.

Tabel 6. Steady state forbrugskvoten ved forskellige værdier af formue-indkomst forholdet (W/Y) og vækstraten (g)

g \ W/Y	3	4	5	6	7
.00	.92	.94	.96	.97	.99
.04	.91	.93	.95	.96	.97

En fordel ved den her estimerede relation er, at de nævnte uhensigtsmæssige effekter af ændrede erhvervsinvesteringer på formuen bliver elimineret. Til gengæld er det teoretisk utilfredsstillende, at afkast af formueelementerne indgår i indkomstudtrykket (det gælder dog ikke renteindtægter i pensionskasser og livsforsikringsselskaber). Desuden lider formueudtrykket  $Wcp5$  af den svaghed, at mens boligbeholdning og obligationer vurderes til deres markedsværdi, er dette ikke tilfældet for realkapital i virksomheder. Markedsværdien af denne realkapital afhænger af forventede fremtidige indtjeningsmuligheder i virksomhederne. Aktiekurserne afspejler sådanne forventninger, så det ville være naturligt at forsøge at inddrage et aktiekursindeks i værdifastsættelsen af realkapital. Men det rejser en række alvorlige problemer, navnlig vedrørende anvendeligheden af aktiekursindekset til dette formål og bestemmelsen af aktiekursen i modellen.<sup>43</sup>

#### 4.5. Relationen for privat forbrug af køretøjer (bilkøb)

I udtrykket for samlet privat forbrug,  $Cp4$ , i modelversionerne fra og med december 1982 indgår, som beskrevet ovenfor, privat forbrug af køretøjer (først og fremmest biler) med et fordelt lag. For at bestemme det samlede køb af forbrugsgoder, d.v.s.

<sup>43</sup>Problemet er diskuteret lidt grundigere i notat EH 4/2 1988.

det samlede private forbrug ifølge nationalregnskabet, må køb af køretøjer til privat forbrug,  $fCb$ , altså bestemmes. Relationen for  $fCb$  har den samme struktur i alle modelversioner. Der tages udgangspunkt i et investeringsteoretisk oplæg, nemlig kapitaltilpasningsprincippet:

$$(35) \quad fCb/U = b \cdot (K^\# - K)/U + d \cdot K/U ,$$

hvor  $fCb$  er privat køb af køretøjer (biler),  $U$  er befolkningstallet,  $K$  er beholdningen af biler primo året,  $K^\#$  er ønsket beholdning,  $b$  er tilpasningsparameteren og  $d$  afskrivningsraten. De variabler, der bestemmer den ønskede beholdning, varierer lidt fra modelversion til modelversion. I ADAM, maj 1987 bestemmes den ønskede beholdning af disponibel realindkomst,  $Y$ , formue,  $W$ , pengeinstitutternes udlånsrente,  $iku$ , samt usercost,  $uc$ , divideret med prisen på kollektiv transport,  $pck$ :

$$(36) \quad K^\#/U = a_0 + a_1 \cdot Y/U + a_2 \cdot W/U + a_3 \cdot iku + a_4 \cdot uc/pck$$

Ud fra ligning (35) og (36) og den "dynamiske definitions-ligning"

$$K/U = (1-d) \cdot K(-1)/U(-1) + fCb(-1)/U(-1)$$

fås estimationsligningen

$$\begin{aligned} D(fCb/U) = & p_0 + p_1 \cdot [Y/U - (1-d) \cdot (Y/U)(-1)] \\ & + p_2 \cdot [W/U - (1-d) \cdot (W/U)(-1)] \\ & + p_3 \cdot [iku - (1-d) \cdot iku(-1)] \\ & + p_4 \cdot [ucb \cdot pcb/pck - (1-d) \cdot (ucb \cdot pcb/pck)(-1)] \\ & + p_5 \cdot fCb(-1)/U(-1) , \end{aligned}$$

hvor

$$p_0 = b \cdot a_0 \cdot (1-d); \quad p_i = b \cdot a_i \quad , \quad i = 1, 2, 3, 4; \quad p_5 = -b$$

I modelversionerne fra og med ADAM, december 1982 indgår det samme udtryk for disponibel indkomst i relationen for  $fCb$  som i relationen for samlet privat forbrug,  $Cp4$ . Der indgår ikke



noget formueudtryk i bestemmelsen af  $fCb$  før maj 1987 versionen. I alle disse modelversioner er afskrivningsraten,  $d$ , sat lig  $1/3$  og der er estimeret uden konstantled.<sup>44</sup>

I december 1982 versionen indgår ikke noget renteudtryk i bestemmelsen af  $K^0$  og dermed  $fCb$ . Indkomstudtrykket er  $Y = Yd3/pcp4v$ .

Udtrykket for usercost,  $uc$ , er i december 1982 versionen det samme som i marts 1984, oktober 1984 og april 1986 versionerne, nemlig

$$uc = uccb = \frac{[pcg \cdot fCg(-1) + pcb \cdot fCb2(-1)]}{[fCg(-1) + fCb2(-1)]}$$

Ideen er altså, at priserne på benzin,  $pcg$ , og biler,  $pcb$ , vægtes med hhv. det laggede benzinformbrug,  $fCg(-1)$  og de laggede afskrivninger,  $fCb2(-1)$ , i faste priser.

Estimationsresultatet er

$$\begin{array}{lll} p_1 = .110 & p_4 = -.808 & p_5 = -.586 \\ (.015) & (.196) & (.090) \\ n = 1955-78 & s = .102 & DW = 1.98 \end{array}$$

I marts 1984 versionen inddrages rentesatsen  $iku$  som forklarende variabel. Estimationsresultatet er, idet alle højresidevariabler (undtagen  $fCb(-1)/U(-1)$ ) lagges  $1/4$ :

$$\begin{array}{llll} p_1 = .159 & p_3 = -6.64 & p_4 = -1.07 & p_5 = .634 \\ (.018) & (2.48) & (.25) & (.121) \\ n = 1956-80 & s = .106 & DW = 1.80 \end{array}$$

Indkomstudtrykket i oktober 1984 versionen er  $Y = Yd5/pcp4v$ .

---

<sup>44</sup>Indførelsen af den a priori fastsatte afskrivningsrate,  $d$ , er et led i den såkaldte Stone-Rowe transformation. Herom se også Ellen Andersen (1975): En model for Danmark, Akademisk Forlag, København (s. 94 ff.), (hvor  $d$  sættes til  $1/2$ ).

Estimationsresultatet er, idet alle variabler på højresiden (undtagen  $fCb(-1)/U(-1)$ ) lagges  $1/4$  år:<sup>45</sup>

$$\begin{array}{llll} p_1 = .169 & p_3 = -9.26 & p_4 = -1.98 & p_5 = -.657 \\ (.020) & (3.61) & (.46) & (.117) \\ n = 1956-80 & s = .164 & DW = 1.80 & \end{array}$$

I april 1986 versionen er indkomstudtrykket  $Y = Yd6/pcp4v$ . Estimationsresultatet er, idet variablerne på højresiden (bortset fra den laggede venstresidevariabel) lagges  $1/4$  år:

$$\begin{array}{llll} p_1 = .170 & p_3 = -13.8 & p_4 = -1.97 & p_5 = -.639 \\ (.020) & (3.2) & (.46) & (.100) \end{array}$$

Bilkøbsfunktionen i ADAM, maj 1987 adskiller sig på tre punkter fra de foregående modelversioners relation: Formuen,  $W = Wcp4(-1)/pcp4v$ , indgår i bestemmelsen af den ønskede bilbeholdning, indkomstudtrykket er  $Y = Yd7/pcp4v$  og usercost-udtrykket er omformuleret. Usercost-udtrykket er givet ved  $uc = ucb \cdot pcb$ , hvor

$$ucb = \frac{(pcb \cdot fCb2 + pcg \cdot fCg + tsdv \cdot Kcb(-1/2))}{(pcb \cdot Kcb2(-1/2))}$$

De to første led i tælleren er værdien af hhv. afskrivninger og benzinformbrug, mens tredje led er vægtafgiftsprovenuet bestemt som antallet af biler medio perioden,  $Kcb(-1/2)$ , multipliceret med satsen  $tsdv$ . Nævneren er værdien af bilbeholdningen baseret på den imputerede beholdning i faste priser,  $Kcb2$ , som er beskrevet i afsnit 4, punkt 1.

Det har vist sig, at der er en betydelig destabiliserende mekanisme i modellen, hvilket skyldes, at den aktuelle værdi af  $Kcb2$  indgår i nævneren: Hvis  $fCb$  vokser vil  $Kcb2$  øges, hvilket mindsker  $ucb$ , hvorved  $fCb$  vokser yderligere o.s.v. Ganske vist øges også tælleren, når  $fCb$  vokser, da både  $fCb2$ ,  $fCg$  og  $Kcb$  afhænger positivt af  $fCb$ , men den procentvise stigning i tælleren er mindre end i nævneren. Denne utilsigtede effekt viser sig at øge  $fCb$ -multiplikatorerne betydeligt, jf. kapitel 7. Det

<sup>45</sup>Estimationsresultatet er baseret på forkerte ("gamle") tal for  $Yd5$  for perioden 1954-65. Estimationsresultatet ændres dog ikke meget når der estimeres på den "rigtige"  $Yd5$ -serie, jf. notat EH 30/6 1986.

vil derfor være tilrådeligt at eksogenisere  $ucb$  i mange multiplikatoreksperimenter. Problemet er især stort, hvis  $Kcb2$  har en lav værdi i udgangssituationen. Simultanitetsproblemet kan løses ved at lade primobeholdningen,  $Kcb2(-1)$ , indgå i  $ucb$  i stedet for beholdningen medio året; men så bør også  $Kcb$ ,  $fCb2$  og  $fCg$  lagges. Der vil så stadig være en dynamisk destabiliserende effekt, men denne vil være langt mindre, og desuden har den en rimelig fortolkning. I relation til vægtafgiftsledet afspejler den således, at vægtafgiften, som er en stykafgift, er relativt mindre på en ny end en gammel bilpark. Problemet kan også mindskes ved at vælge en mindre afskrivningsrate og længere levetid for biler, således at den imputerede beholdning bliver større og ændres relativt mindre når  $fCb$  ændres. Endvidere kan man lade  $Kcb$  (bilparken) indgå i nævneren i stedet for  $Kcb2$ . Endelig kan problemet helt løses ved at erstatte de løbende vægte i  $ucb$ -udtrykket med faste vægte.

Idet variabler på højresiden lagges  $1/4$  år, fås estimationsresultatet<sup>46</sup>

$$\begin{array}{ccccc} p_1 = .195 & p_2 = .0134 & p_3 = -14.2 & p_4 = -2.54 & p_5 = -.822 \\ (.022) & (.0078) & (4.2) & (.61) & (.111) \\ n = 1958-83 & s = .166 & DW = 1.86 & & \end{array}$$

Strukturparametrene udledes heraf:

$$a_1 = .24 \quad a_2 = .016 \quad a_3 = -17.3 \quad a_4 = -3.1 \quad b = .822$$

Der er en ret hurtig tilpasning til den ønskede beholdning, og  $b$  er en del større end i de tidligere modelversioner. Rentefølsomheden,  $a_3$ , er større end i oktober 1984 versionen men mindre end i april 1986 versionen. Indkomstparameteren,  $a_1$ , er omtrent den samme som tidligere. Standardafvigelsen for  $fCb$ , d.v.s.  $s$  multipliceret med  $U$ , er ca. 800 mill.kr. Forudsigelsesfejlene for  $fCb$  er hhv. -264, 1904 og 597 mill.kr. i 1984, 85 og 86.<sup>47</sup>

<sup>46</sup>Tidligere estimationsforsøg med formue som forklarende variabel er beskrevet i notaterne GA 24/3 1987 og GA 5/5 1987.

<sup>47</sup>Beregnet på grundlag af databanken ADAMK fra før sommeren 1987.

Det har været forsøgt at erstatte den nominelle rente med en realrente og at ændre på lagstrukturen for højreside-variablerne, men begge dele gav ringere estimationsresultater. Hvis afskrivningsraten sættes ned til .20 eller .15 og  $f_{Cb2}$  og  $K_{cb2}$  omdefineres svarende hertil (og til en længere levetid) fås et lidt bedre estimationsresultat. Tilsvarende fås også bedre estimationsresultat for relationen for samlet forbrug, hvis  $f_{Cb}$  (og  $f_{Cv}$ ) repræsenteres ved et længere lag, end det er tilfældet i  $Cp4$ . Men det er undladt at indføre længere lag i modellen, da det er simulationsteknisk u hensigtsmæssigt.

#### 4.A. APPENDIKS. Komponenter i disponibel indkomst

I det følgende kommenteres komponenterne i disponibel indkomst med særligt henblik på denne variabel i ADAM, oktober 1984, Yd5, jf. afsnit 2.

##### 4.A.1. Opdeling af bruttorestindkomst

Specifikationen af Yd i ADAM har traditionelt taget udgangspunkt i bruttofaktorindkomsten, Yf. Som led i forarbejderne til oktober 1984 versionen blev der foretaget en underopdeling af restindkomstdelen heraf, Yr; lønsumsdelen, Yw, blev derimod ikke berørt. Ideen hermed er ved et sæt af faste vægte at fordele restindkomsten, erhverv for erhverv, mellem selvstændige (husholdninger - personer), selskaber og offentlige institutioner m.v. Ideen, der oprindeligt blev lanceret af Budgetdepartementet, kan ses som de hidtil sidste krampetrækninger af diskussionen om afskrælningen af Yd, jf. kapitel 2, punkt 2.1.<sup>48</sup>

I Danmarks Statistik blev ideen fulgt op ved at foretage omfattende specialopgørelser på forskelligt materiale på ADAMs erhvervsopdeling. For industrien blev den almindelige regnskabsstatistik sammenholdt med selskabsstatistikken for området for årene 1980-82. Fra indkomst- og formuestatistikken blev de selvstændiges overskud/underskud af virksomhed opgjort for årene 1976-80. Og endelig blev indkomsterne fra selskabsskattestatistikken for indkomstårene 1977-80 tabelleret. For qt-erhvervet, landtransport m.v., blev der suppleret med oplysninger fra statistikken for offentlige finanser.

Det viste sig hurtigt, hvad naturligtvis ikke kan undre, at der var betydelige fortolkningsproblemer mellem de nævnte opgørelser indbyrdes og mellem dem og nationalregnskabsstørrelsen bruttorestindkomst. I sidste ende blev i alt væsentligt ind-

---

<sup>48</sup>Se fx Finn Lauritzen (19/10 1983): Indkomstskatter og selskabsskatter i ADAM, notat, Budgetdepartementet.

komststatistikens tal lagt til grund dog suppleret med håndfaste a priori antagelser for erhvervene a, e, ng, ne og qf; erhvervene h og o blev betragtet som særtilfælde.<sup>49</sup>

Tabel 1: Fordelingsnøgle for bruttorestindkomst

Erhverv	Selvstændige	Selskaber	Rest
a	1.0		
e		1.0	
ng		1.0	
ne			1.0
nf	.1	.9	
nn	.1	.9	
nb	.15	.85	
nm	.2	.8	
nt	.0	1.0	
nk	.1	.9	
nq	.3	.7	
b	.5	.5	
qh	.3	.7	
qs	.05	.95	
qt	.2	.7	.1
qf		1.0	
qq	.5	.5	
h			1.0
o			1.0

Ud fra de to første søjler i tabel 1 dannes de siden anvendte indkomstbegreber Yrp og Yrs, restindkomst til personer henholdsvis selskaber. En svaghed forbundet med, som anført, at lægge indkomststatistikens tal til grund er, at disse er opgjort efter fradrag for afskrivninger, hvilket der ikke systematisk er korrigeret for; nøglen må derfor siges at være "født med" en undervurdering af Yrp.

<sup>49</sup>Jf. notat NF 29/5 1985. Om ADAMs erhvervsopdeling se fx Arbejdsnotat nr. 23, afsnit 7.

Ud fra 3. søjle dannes størrelsen Yrok, restindkomst til offentlig sektor og offentlige virksomheder. Herefter har vi identiteten

$$Yr = Yrp + Yrs + Yrok + Yrh + Yfqi$$

Nøglen i tabel 1 kan umiddelbart kun anvendes for de år, der er dækket af det ny nationalregnskab, d.v.s. fra og med 1966. Ved opstillingen af ADAM, september 1979 var der imidlertid opstillet lange serier for en række variabler, og også for faktorindkomst og lønsum for de da benyttede 6 erhverv, jf. kapitel 2, punkt 1.2. Dette materiale var blevet justeret ved overgangen til december 1982 versionen og kunne umiddelbart benyttes her til tilbageskrivning af de sammenvejede serier.<sup>50</sup> Ved en aggregering af erhvervene i tabel 1 til de 6 erhverv for årene fra 1966 og frem udledes fordelingsnøglen i tabel 2; (for q-erhvervet fordeles restindkomst ekskl. Yfqi).

Tabel 2: Fordelingsnøgle for bruttoestindkomst før 1966

Erhverv	Selvstændige	Selskaber	Rest
a	1.00		
n	.15	.70	.15
b	.50	.50	
q	.30	.67	.03
h			1.00
o			1.00

Bag hele øvelsen lå naturligvis en forestilling om, at kun Yrp og måske noget af Yrh skulle indgå i Yd. Dette faldt dog til jorden, og tilbage blev at bruttofaktorindkomsten blev korrigeret med størrelsen

$$\begin{aligned} Yrof &= Yrne + 0.1 Yrqt + Yrqf + Yro \\ &= Yrok + Yrqf \end{aligned}$$

---

<sup>50</sup>Se fx variabelen Yfag, jf. Arbejdsnotat nr. 23, bilag 3.

Denne størrelse er før 1966 fastlagt efter samme princip som i tabel 2 (nærmere bestemt som  $.15 \cdot (Yfn1g - Ywn1g) + .09 \cdot (Yfqq - Ywqq - Yfqi) + Yfog - Ywog$ ).

Har opdelingen af restindkomsten ikke fået stor betydning for forbrugsbestemmelsen, har den dog gjort god nytte i ADAMs skattefunktion.<sup>51</sup>

Afskrivningsudtrykket i Yd5 er modificeret i forhold til udtrykket i Yd3, hvor det stod som  $(fIpm2 \cdot pipm + fIvb \cdot pipb + Iov)$ , jf. kapitel 2, ligning 8. Dels er udtrykket tilføjet faktoren 0.9 som en konsekvens af den lidt snævre afgrænsning af bruttorestindkomsten, jf. ovenfor. Dels er Iov udgået; denne størrelse, som definatorisk er lig med Yro, indgår imidlertid nu i udtrykket Yrof.

#### 4.A.2. Overførsels- og renteindkomst

I disponibel indkomst indgår størrelsen Tyn, indkomstoverførsler til husholdninger i alt, netto. Denne størrelse blev ved overgangen til ny nationalregnskabsopgørelse heraf, jf. kapitel 2, punkt 2.5, anset for den, der svarede bedst til den hidtil anvendte serie. Nettoficeringen vedrører overførsler som tilbagebetales, bl.a. fædreandelen af børnebidragene fra det offentlige. (I bagklogskabens lys er denne en ganske betydningsløs, men besværlig korrektion.) Variablen Typri dækker imputerede pensionsbidrag i offentlig sektors lønsum, i praksis svarende til udbetalte tjenestemandspensioner. Posten uddrages for at undgå dobbeltregning; betragtes optjeningen af pensionsretten som en parallel til de private pensionsordninger, bør korrektionen undlades.

Rentestørrelsen Tipp1 er en tilnærmelse af den ikke-finansielle sektors nettorentindtægter med fradrag af forrentningen af opsparede pensions- og forsikringsmidler.

$$\text{Tipp1} = \text{Tipn} - (\text{Tinn} - \text{Tono}(-1)) - \text{Tii} + \text{Yfqi}$$

<sup>51</sup>Se fx Arbejdsnotat nr. 23, afsnit 16 og bilag 1.



Tipn er den private sektors nettorenteindtægter, der bestemmes residualt af restriktionen

$$\text{Tipn} + \text{Tion} - \text{Tien} = 0,$$

hvor Tion er den offentlige sektors nettorenteindtægt og Tien er nettorenteudgiften til udlandet. Tion kan uddrages af nationalregnskabet fra og med 1971 og Tien fra og med 1966. Serierne er ført tilbage, først til 1953 i forbindelse med opstillingen af ADAM, december 1982 - for Tien dog først med ADAM, marts 1984, siden til 1948 i forbindelse med opstillingen af ADAM, april 1986. Hertil er anvendt gammel databank samt ældre udgaver af nationalregnskabet.<sup>52</sup> Variablen Typri, nævnt ovenfor, er tilsvarende ført tilbage til 1953 med offentlig sektors bruttofaktorkomst som indikator.

(Tinn-Tono(-1)) er Nationalbankens del af Tipn. Tinn er Nationalbankens nettorenteindtægt. Tono er den del af overskudet, der tilfalder staten, og som med et års lag indgår i Tion.

Tii er et udtryk for renteindtægter i forsikrings- og pensionskassesektoren. Det består af sektorens nettorenteindtægt med tillæg af de imputerede renter af forsikringsmæssige reserver. Disse imputerede renter føres som udgift for sektoren og indtægt for den private sektor. Der er dog ikke tale om udbetalinger, men om en forøgelse af de forsikringsmæssige reserver, og disse renter betragtes her som ikke-disponibel indkomst. Serierne herfor kommer fra nationalregnskabet for de institutionelle sektorer fra 1971 og frem. Tii er ført tilbage proportionalt med summen af Tilm og Tikn. Yfqi, imputerede finansielle tjenester (en negativ størrelse), står her som en tilnærmelse til pengeinstitutternes nettorenteindtægter. Serien for disse forelå endnu ikke i nationalregnskabet for de institutionelle sektorer, da Yd5 blev opstillet (men er siden tilføjet databanken som Tibn). Den væsentligste mangel ved at bruge Yfqi er, at udbyttet på bankaktier ikke indgår. Denne overfør-

---

<sup>52</sup>Nærmere bestemt Statistiske Efterretninger, Statistiske Undersøgelser nr. 7 og Statistiske Meddelelser 4. række, 160. bind, 2. hæfte.

sel til den ikke-finansielle private sektor er i årene op til 1984 ca. 1 mldr. kroner.

I skatteudtrykket finder der et fradrag sted af Sdr, provenuet fra realrentebeskatningen, der hovedsagelig hviler på rentestørrelser, der ikke indgår i Tipp1.

#### 4.B. APPENDIKS. Sammenligning af de to indkomstudtryk Yd5 og Yd6

Defineres Yd6x som Yd6 bortset fra, at rest- og renteindkomst indgår uden lag, fås fra (16) og (17), at

$$\begin{aligned} Yd6x &= Yw + Yrp + Yrs + Yrh + Tyn - Typri + Tipp1 \\ &\quad - (Sd - Sdr + Saso + Sagb) \\ &\quad - .9 \cdot (pipb \cdot fIpvb + pipm \cdot fIpm2) \end{aligned}$$

Ved sammenligning med ligningen for Yd5 i afsnit 2 ses at

$$Yd6x = Yd5 - Yfqi + Yrqf ,$$

eftersom

$$Yw + Yrp + Yrs + Yrh + Yfqi = Yf - Yrok,$$

og

$$Yrof - Yrok = Yrqf.$$

Indkomstudtrykket Yd6 er således bredere end Yd5, idet Yrqf indgår. Yfqi indgik to gange i Yd5, dels som en del af Yf dels i Tipp1. Denne fejl er altså rettet i april 1986 versionens udtryk for disponibel indkomst.

#### 4.C. APPENDIKS. Den marginale skattesats

Skattesatsen, tsa0u, der indgår i realrenteudtrykket i forbrugsfunktionen i april 1986 versionen af ADAM, er bestemt som

$$\begin{aligned} tsa0u &= tsa0 = tss0 / (1 - bys10) && , 1971-87 \\ &= .40 && , 1970 \\ &= (1.1 / (1 - .25)) \cdot (Sdp) / (Yat + Yrp) && , 1959-69 \\ &= (1.1 / (1 - .25)) \cdot (Sd / Yf) \cdot k && , 1948-58 \end{aligned}$$

Denne skattesats er en approksimation til en marginal skattesats, idet  $tss_0$  er den gennemsnitlige indkomstskattesats og  $bys_{10}$  er andelen af skattepligtig personlig indkomst på laveste indkomstrin (d.v.s. hvor skattesatsen er nul). Før 1970 må data for  $t_{sa0u}$  dannes på anden vis. For 1959-69 benyttes  $Sdp/(Yat+Yrp)$  som udtryk for den gennemsnitlige personlige indkomstskattesats;  $Sdp$  er andre personlige indkomstskatter,  $Yat$  er A-indkomst og B-skattepligtige indkomtoverførsler, og  $Yrp$  er restindkomst til personer; .25 er et skøn for  $bys_{10}$  før 1970 og 1.1 er en korrektionsfaktor, som svarer til forholdet mellem  $tss_0$  og  $(Sk+Sdp)/(Yat+Yrp)$  1970-73 ( $Sk$  er kildeskatter ialt, og  $Sk = 0$  før 1970). Før 1959 bruges  $Sd/Yf$  som en proxy for den gennemsnitlige indkomstskattesats, hvor  $Sd$  er direkte skatter i alt og  $Yf$  er bruttofaktoringkomst i alt;  $k$  er en korrektionsfaktor, som er lig forholdet mellem  $Sdp/(Yat+Yrp)$  og  $Sd/Yf$  i 1959. Årsagen til at  $t_{sa0u}$  (1970) er sat lig .40 er, at serien ellers ville få et meget stort spring dette år. Denne korrektion kan fortolkes på den måde, at agenterne reagerede trægt på den meget voldsomme stigning i marginalsattesatsen der kom i forbindelse med indførelsen af kildeskattesystemet i 1970.

#### 4.D. APPENDIKS. Beholdninger af og ydelser fra varige goder

I det følgende redegøres for konstruktion af beholdninger og ydelsesudtryk for køretøjer (først og fremmest biler) og øvrige varige goder. "Perpetual inventory"-metoden anvendes:<sup>53</sup> Givet tidsprofilen for de "sande" økonomiske afskrivninger, kan beholdningen af varige goder bestemmes ud fra fortidige køb af varige goder.

Værdien af et varigt gode på købstidspunktet (tidspunkt 0, primo periode 1) er kapitalværdien af de (forventede) fremtidige ydelser, som godet afkaster:

<sup>53</sup>Denne metode benyttes også i Lars Rhode og Jørgen Elmeskov (1981): Formuens størrelse, sammensætning og fordeling i Danmark ultimo 1977, notat, Det Økonomiske Råds Sekretariat, hvor metoden er mere grundigt beskrevet.

$$K(0,T) = \sum_{i=1}^T y(i)/(1+r)^i,$$

hvor  $y(i)$  er ydelsen i periode  $i$ ,  $r$  den konstante kalkulationsrentefod og  $T$  levetiden for godet. (Det antages, at scrapværdien er 0). Ydelserne i en given periode henregnes til slutningen af perioden, køb foretages primo perioden. Tidspunkt  $t$  er ultimo periode  $t$ . Ultimo periode  $t$ , hvor godet har "alderen"  $t$ , er dets værdi lig nutidsværdien af de resterende ydelser:

$$(1) \quad K(t,T) = \sum_{i=t+1}^T y(i)/(1+r)^{i-t}$$

De "sande" afskrivninger i periode  $t$  er lig nedgangen i nutidsværdi af fremtidige ydelser:

$$D(t-1,t) = K(t-1,T) - K(t,T).$$

Summen af afskrivninger i godets levetid er lig nutidsværdien af alle fremtidige ydelser på købstidspunktet:

$$\begin{aligned} \sum_{t=1}^T D(t-1,t) &= \sum_{t=1}^T [K(t-1,T) - K(t,T)] \\ &= K(0,T) - K(T,T) = K(0,T). \end{aligned}$$

Det forudsættes nu, at udgiften til køb af et varigt gode,  $I(0)$ , er lig nutidsværdien af de forventede fremtidige ydelser fra godet:

$$I(0) = K(0,T).$$

Værdien på tidspunkt  $t$  af det på tidspunkt 0 indkøbte gode kan herefter skrives:

$$K(t,T) = I(0) \cdot K(t,T)/K(0,T) = I(0) \cdot w(t),$$

hvor

$$(2) \quad w(t) = K(t,T)/K(0,T)$$

er forholdet mellem aktuel og oprindelig kapitalværdi for godet.

Beholdningen ultimo periode  $t$  af en bestemt type af varige goder med levetiden  $T$ ,  $B(t, T)$ , kan nu beregnes ud fra de sidste  $T-1$  perioders køb af godet, idet  $w(t)$  bruges som vægte:

$$B(t, T) = \sum_{i=0}^{T-1} w(i+1) \cdot I(t-i) \quad , \quad (w(T) = 0),$$

hvor  $I(t-i)$  er købet af den pågældende type af varige goder i periode  $t-i$ .

Ydelserne i periode  $t$  fra beholdningen af de varige goder beregnes som produktsummen af afskrivningsraterne svarende til de "sande" økonomiske afskrivninger og de sidste  $T$  perioders køb af goder:

$$Y(t) = \sum_{i=0}^{T-1} v(i) \cdot I(t-i)$$

hvor

$$v(i) = w(i) - w(i+1) \quad , \quad i = 0, 1, \dots, T-1 \quad (w(0) = 1).$$

Da  $w(0) = 1$  og  $w(T) = 0$  er det klart, at  $v(0) + v(1) + \dots + v(T-1) = 1$ .

For at bestemme vægtene må vi gøre nogle forudsætninger om levetid, kalkulationsrente samt tidsprofil for ydelserne.

Da kvaliteten af "bruttoydelserne" fra biler og mange andre varige goder aftager med alderen (p.g.a. forældelse og nedslidning), og da udgifterne til og besværet med reparation og vedligeholdelse vokser med alderen lige som evt. andre driftsomkostninger, er det rimeligt at forudsætte, at ("netto")-ydelserne aftager med alderen.<sup>54</sup>

Ydelserne antages at aftage med en konstant kvote,  $b$ , pr. periode:

$$y(t) = y(t-1) \cdot (1-b)$$

<sup>54</sup>I den norske kvartalsmodel antages derimod, at ydelserne inden for levetiden er uafhængige af alderen, jf. E. Biørn og M. Jensen (1983): Varige goder i et komplett system av konsumeterspørgselsfunktioner, Rapport 83/16, Statistisk Sentralbyrå.

Dvs.

$$y(t) = y_0 \cdot (1-b)^t,$$

hvor  $y_0$  er konstant. Eller

$$y(t) = y_0 / (1+a)^t,$$

hvor  $a = b/(1-b)$ .

Det giver følgende formel for vægtene, jf. (1) og (2):

$$\begin{aligned} w(t) &= \left[ y_0 \cdot \sum_{i=t+1}^T (1+a)^{-i} \cdot (1+r)^{-(i-t)} \right] \\ &\quad / \left[ y_0 \cdot \sum_{i=1}^T (1+a)^{-i} \cdot (1+r)^{-i} \right] \\ &= (1+a)^{-t} \cdot \left[ \sum_{i=1}^{T-t} (1+a)^{-i} \cdot (1+r)^{-i} \right] / \left[ \sum_{i=1}^T (1+a)^{-i} \cdot (1+r)^{-i} \right] \end{aligned}$$

Summationerne i tæller og nævner svarer til nutidsværdien af 1 kr. i hhv.  $T-t$  og  $T$  terminer, hvor rentefoden er lig  $r+a+r \cdot a$ .  
Altså fås:

$$(3) \quad w(t) = (1+a)^{-t} \cdot [1 - (1+r+a+r \cdot a)^{-(T-t)}] / [1 - (1+r+a+r \cdot a)^{-T}].$$

Tabel 1 viser værdierne for  $w(t)$  og  $v(t)$ , når  $b = .30$  (dvs.  $a = .30/.70$ ) og  $T = 6$ ;  $b = .15$  og  $T = 10$ ;  $b = .15$  og  $T = 15$ . Kalkulationsrenten er i alle tilfælde sat lig 2% (ændringer i  $r$  påvirker ikke vægtene meget). Vægtene  $v(t)$  for  $b = .30$  og  $T = 6$  svarer omtrent til dem, der anvendes i ydelsesudtrykket for biler  $fCb2$  i ADAM.

I tabel 2 og 3 er vist de på grundlag af vægtene i tabel 1 beregnede beholdninger og ydelser for hhv. "biler"  $fCb$  og "øvrige varige goder"  $fCv$ .<sup>55</sup>

<sup>55</sup>Beholdninger og ydelser for øvrige varige varer er beregnet på grundlag af det samlede køb,  $fCv$ , men burde være beregnet på grundlag af danskeres køb,  $fCv \cdot .05fEt$  ( $fEt$  er turistindtægter).



Bilydelsesudtrykket svarende til  $b = .30$  og  $T = 6$ , YfCb3006, svarer omtrent til ADAMs fCb2. En afskrivningsrate på 30% for biler synes dog meget høj, og en levetid på 6 år meget lav. I Rhode og Elmeskov (1981), op.cit., argumenteres for en afskrivningsrate på 15% og en levetid på 15 år.<sup>56</sup>

Der er dog to ting, der taler imod så lang en levetid. For det første omfatter fCb, "anskaffelse af køretøjer", ikke alene køb af nye biler m.v., men også avancer på brugtvognssalg. For det andet er det af tekniske grunde ikke rart at have for lange lag i ADAM. Dette er baggrunden for valget af en forholdsvis kort levetid (og stor afskrivningsrate) i ADAM.

Den meget inhomogene gruppe af "øvrige varige goder" omfatter bl.a. møbler, køkkenudstyr, briller, radio- og TV-apparater, både, smykker og tasker.<sup>57</sup> Teoretisk burde forbruget af denne varegruppe repræsenteres ved et ydelsesudtryk og værdien af beholdningen burde indgå i formueudtrykket. Men da købet af øvrige varige goder, fCv, svinger langt mindre fra år til år end bilkøbet, er behovet for at repræsentere fCv ved et fordelt lag mindre. Derfor er hidtil valgt den enkleste løsning, nemlig at lade købet af øvrige varige varer repræsentere forbruget. Hvis forbruget af øvrige varige varer repræsenteres ved et ydelsesudtryk, har det konsekvenser for strukturen i det dynamiske lineære udgiftssystem.<sup>58</sup>

Alternativt til ovennævnte metode til beregning af beholdninger og ydelser kunne man beregne beholdningen ultimo året som 1 minus afskrivningsraten gange beholdningen ultimo foregående år plus årets køb; og ydelsen kunne antages proportional med ultimobeholdningerne. Fordelen ved denne metode er, at man teknisk undgår lange lag i modellen. Men ulempen er, at ydelserne alene afhænger af beholdningens størrelse (ikke af

<sup>56</sup>I den norske kvartalsmodel skønnes den gennemsnitlige levetid for biler at være 13 år og for øvrige varige goder 14 år, jf. Biørn og Jensen (1983), op.cit. Der regnes med lineære afskrivninger, så afskrivningsraten er den reciprokke af levetiden.

<sup>57</sup>Rhode og Elmeskov (1981), op.cit., antager en levetid på 10 år for denne brogede varegruppe.

<sup>58</sup>Dette er beskrevet i notat EH 16/3 1987.



dens alderssammensætning), og at levetiden i princippet bliver uendelig.

#### 4.E. APPENDIKS. Data for nominel rente og restløbetid for obligationer

Til beregning af fastforrentede realkreditobligationers gennemsnitlige nominelle (pålydende) rente, iwbn, og restløbetid, nwbr, bruges fire størrelser fra Realkreditrådets beretning og regnskab:

- (1) Renter af cirkulerende obligationer
- (2) Cirkulerende masse af fastforrentede obligationer ultimo regnskabsåret (restgæld på udestående lån)
- (3) Afdrag ved udtrækning (ordinære afdrag)
- (4) Cirkulerende masse af indeksobligationer ultimo regnskabsåret

I relation til beretningen for 1986 findes (1) i tabel 10 og (2), (3) og (4) i bilag 4.5. Der benyttes tal for "samtlige" realkreditinstitutter, d.v.s. for Byggeriets Realkreditfond, Kreditforeningen Danmark, Nykredit, Industriens Realkreditfond og Dansk Landbrugs Realkreditfond. Regnskabsåret går fra 1.12. foregående kalenderår til 30.11. Tabel 1 viser data 1983-86.

Tabel 1. Data til beregning af iwbn og nwbr (mill.kr.)

	(1)	(2)	(3)	(4)
1982		365308		4351
1983	36372	396273	10081	11280
1984	40278	438603	11283	18496
1985	44695	501223	12272	25638
1986	54924	560925	15718	36136

Den gennemsnitlige nominelle rente beregnes ved at sætte samlede rentebetalinger, (1), minus renter af indeksobligationer, Tindex, i f.t. restgælden på fastforrentede udestående lån medio året:

$$i_{wbn} = [ (1) - Tindex ] / [ ((2) + (2)-1)/2 ]$$

hvor renter af indeksobligationer beregnes som

$$Tindex = i_{index} \cdot \text{indeksfaktor} \cdot [(4) + (4)-1]/2$$

hvor  $i_{index}$  er nominel rente på indeksobligationer, som er lig 2.5%.

Den gennemsnitlige restløbetid beregnes ved at benytte, at forholdet mellem ydelse,  $y$ , og afdrag,  $a$ , for et annuitetslån med restløbetid  $nwbr$  er<sup>59</sup>

$$y/a = (1+i_{wbn})^{nwbr+1} \Leftrightarrow nwbr = \log(y/a)/\log(1+i_{wbn}) - 1$$

Idet  $y/a$  er lig 1 plus forholdet mellem rentebetalinger og ordinære afdrag, fås

$$nwbr = \log( 1 + [(1)-Tindex]/(3) ) / \log( 1 + i_{wbn} ) - 1$$

Tabel 2 viser værdierne for indekxfaktoren, Tindex,  $i_{wbn}$  og  $nwbr$  1983-86.

Tabel 2. Data for gennemsnitlig nominel rente og restløbetid

	indeksfaktor <sup>1</sup>	Tindex	$i_{wbn}$	$nwbr$
1983	1.30	254	.0949	15.79
1984	1.32	491	.0953	15.59
1985	1.34	739	.0935	16.03
1986	1.41	1089	.1013	14.41

1) Indeksfaktor, kreditor, restgæld/obligationer pr. 30/6, jf. Officiel kursliste, Københavns Fondsbørs.

<sup>59</sup>Jf. Niels Blomgren-Hansen og Jan E. Knøsgaard (1977): Boligmarkedet i den pengepolitiske transmissionsmekanisme, Danmarks Nationalbank (bilag 1).

Tal for iwbn og nwbr fra 1955-83 er taget fra Nationalbankens databank (NATAN-banken).<sup>60</sup> Ved beregning af kursen på obligationsbeholdninger hos private og i A-sektoren er der taget hensyn til, at en del af disse beholdninger består af statsobligationer med en væsentlig kortere restløbetid end realkreditobligationer. Restløbetiden, nwpb, for disse sammensatte obligationsbeholdninger antages at være den samme som for realkreditobligationer frem til 1975. Derefter antages den at falde lineært fra 19 år i 1976 til 10 år i 1985 (mens realkreditobligationernes restløbetid falder fra 19.7 til 16.0 i samme periode). Dette er naturligvis udtryk for et meget groft skøn, men det har været overvejet at udnytte databanksystemet for de finansielle variabler til at beregne en bedre serie for nwpb.

#### 4.F. APPENDIKS. Finansielle formuedata

Data for obligationer til kursværdi og for den private ikke-finansielle sektors finansielle nettostilling til kursværdi er konstrueret ud fra den finansielle sektormodels databank (FINDAN-banken) og Nationalbankens databank (NATAN-banken). Data fra FINDAN-banken er anvendt for den periode, hvor de foreligger (fra begyndelsen af 1970'erne og frem), og kædes sammen med NATAN-variabler, således at tidsserierne kan føres tilbage til 1955 (NATAN-bankens serier dækker perioden 1955-83).

Datakonstruktionen er grundigt beskrevet andetsteds.<sup>61</sup> Her skitseres blot de væsentligste principper og problemer i forbindelse med datakonstruktionen.

Der er flere problemer forbundet med at føre FINDAN-tidsserier tilbage i tiden ved hjælp af NATAN-data:

---

<sup>60</sup> jf. notat EH 4/11 1986, (s.3).

<sup>61</sup> Jf. notat EH 4/11 1986.

- 1) NATAN-beholdninger er vejede gennemsnitsbeholdninger, mens FINDAN-beholdninger er opgjort ultimo.
- 2) Sektorafgrænsningen i NATAN er ikke den samme som i FINDAN
- 3) I NATAN-banken undervurderes væksten i obligationsaktiver og -passiver som følge af, at nettotilgangen til kursværdi ikke er tillagt fordelte emissionskurstab.<sup>62</sup>

#### 4.F.1. Obligationsaktiver og -passiver til kursværdi

Obligationsserierne i FINDAN- og NATAN-bankerne er dannet på principielt samme måde, d.v.s. som akkumuleret nettotilgang til kursværdi ud fra obligationsbeholdningen til kursværdi på et givet tidspunkt. Fix-punktet for FINDANs obligationsserier er 1980, mens det for NATANs er 1955. Der er dog som nævnt den væsentlige forskel, at "nettotilgang til kursværdi" i NATAN opgøres som bruttotilgang til kursværdi minus afgang til pari, mens der i FINDAN desuden tillægges fordelte emissionskurstab.

Bortset fra problemerne med de fordelte emissionskurstab, ultimo- vs. gennemsnitstal og sektorafgrænsning skulle den absolute årlige ændring i obligationsserierne altså være den samme i de to banker.

Idet der så vidt muligt korrigeres for disse problemer, dannes obligationsserierne Wzbkr, Wpbkz og Wwbk ud fra ligningerne (24)-(26) i punkt 4.1 med udgangspunkt i FINDANs beholdninger til kursværdi ultimo 1980. FINDAN-data for akkumuleret nettotilgang til kursværdi benyttes for de år, hvor de foreligger, mens NATAN-data benyttes for tidligere år. Ved datakonstruktionen er der blevet ganget en korrektionsfaktor på første led på højresiden i (24)-(26), således at det sikres, at NATANs fixpunkt for beholdningerne i 1955 rammes når ligningerne bruges til at "bakke bagud" i tid. Det kan forsvares at anvende en korrektionsfaktor, da den simple metode der ligger i (24)-(26), hvor kursreguleringen foretages ved hjælp af en repræsentativ

---

<sup>62</sup>Jf. Anders Møller Christensen (19/11 1984): Data for obligationsmarkedet - nogle principielle aspekter, notat, Danmarks Nationalbank.

obligation, indebærer meget betydelige fejl selv i løbet af ganske få perioder.<sup>63</sup> Korrektionsfaktoren er lig 1 fra 1980 og frem.

#### 4.F.2. Den private sektors finansielle nettostilling

Serien for den private ikke-finansielle sektors finansielle nettostilling er dannet på følgende måde:

- 1) Der er foretaget en afgrænsning af den private ikke-finansielle sektor, jf. punkt 4.1.
- 2) Serien for ændringen i den finansielle nettostilling i FINDAN-banken fra 1974 og frem er kædet sammen med den tilsvarende serie i NATAN-banken for 1956-73.
- 3) Denne serie er korrigeret for ændring i kursværdi af de obligationsbeholdninger, der indgår i den private ikke-finansielle sektors balance.
- 4) Idet der tages udgangspunkt i den finansielle nettostilling ultimo 1980 i FINDAN-banken, fås de øvrige års finansielle nettostilling ved hjælp af serien for den kursværdikorrigerede ændring i den finansielle nettostilling. Der er dog foretaget en korrektion, således at NATAN-bankens 1955-værdi for den finansielle nettostilling rammes. Korrektionen, som er proportional med den absolutte bruttoændring i aktiver og passiver er foretaget for årene 1956-73.
- 5) Endelig er 40% af A-sektorens obligationsbeholdning trukket fra alle år, da pensionsudbetalinger beskattes.

#### 4.G. APPENDIKS. Estimationsresultat for relationen for samlet forbrug i ADAM, maj 1987

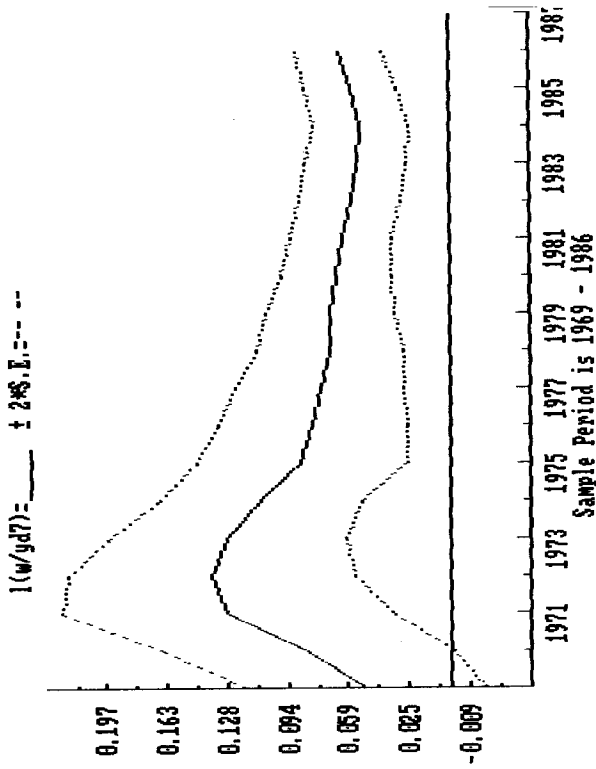
I omstående figurer 1-4 er vist residualer i de to estimationstrin samt residualkorrelogram og RLS-estimer fra kointegrationsregressionen.

---

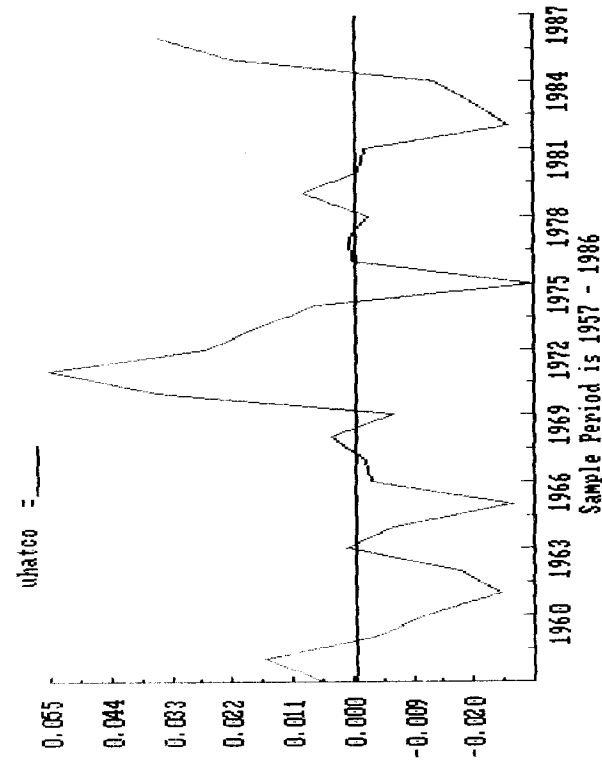
<sup>63</sup>Jf. notat GA 4/6 1986.

## APPENDIX 2: The co-integrating regression (2)

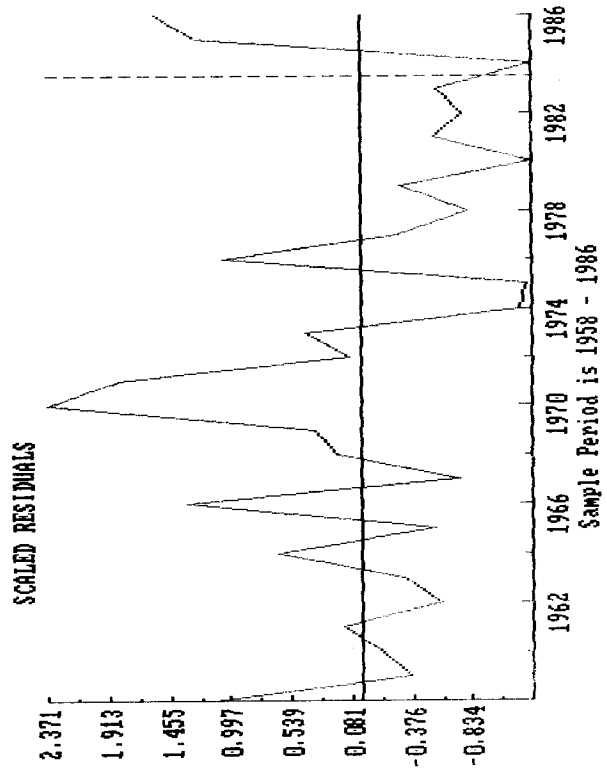
Figur 3. RLS estimator af den kointegrerende parameter i (31).



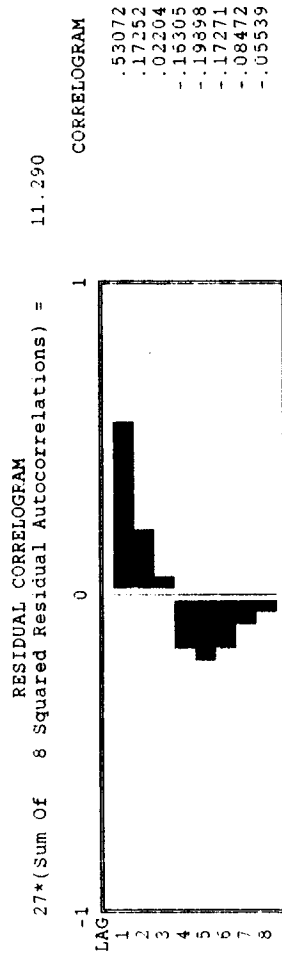
Figur 1. Residualer i kointegrationsrelationen (31).



Figur 4. Skalerede residualer i fejlkorrrektionsligningen (32).



Figur 2. Residual-korrelogram for (31).



## 5. ALLOKERING AF SAMLET PRIVAT FORBRUG PÅ KOMPONENTER

Det samlede private forbrug, bortset fra forbruget af boligbenyttelse fordeles i ADAM ud på otte forbrugskomponenter i et dynamisk lineært udgiftssystem. Der er altså alene tale om et allokeringssystem, der tager det samlede forbrug for givet.

I dette kapitel redegøres for teorien bag udgiftssystemet, der i sin grundstruktur består af et antal efterspørgselsfunktioner med priser og samlet forbrugsudgift (eller budget) som forklarende variabler.

Problemstillingen kan skitseres som følger. Der skal estimeres et sæt af  $n$  efterspørgselsfunktioner  $x = x(y, p)$ , hvor vektorerne  $x = (x_1, \dots, x_n)'$  og  $p = (p_1, \dots, p_n)'$  angiver hhv. mængde og pris for  $n$  forbrugsvarer, og  $y$  er det samlede budget. Hvis der estimeres uden nogen restriktioner, skal der bestemmes  $n^2$  uafhængige prisvirkninger og  $n$  uafhængige budgetvirkninger, ialt  $n^2 + n$  uafhængige parametre. Det kan ikke lade sig gøre p.g.a. mangel på observationer og betydelig multikollinearitet mellem priserne (og desuden ville budgetrestriktionen ikke generelt være opfyldt). Det er derfor nødvendigt at indføre nogle restriktioner, som begrænser antallet af uafhængige parametre.

I afsnit 5.1 redegøres for de generelle restriktioner, der følger af den traditionelle neoklassiske forbrugsteori. Der indføres derefter i afsnit 5.2 yderligere nogle specielle restriktioner, som følger af at antage, at nyttefunktionen er additiv.

Det dynamiske lineære udgiftssystem (DLU), som tager udgangspunkt i en additiv nyttefunktion for en repræsentativ forbruger, er en generalisering af det statiske lineære udgiftssystem (SLU). En del af DLU's egenskaber kan udledes ved hjælp af de formler der gælder for SLU. I afsnit 5.3 redegøres derfor kort for SLU, mens DLU behandles mere grundigt i afsnit 5.4. I afsnit 5.5 indføres ekstra forklarende variabler ud over priser og budget. DLU på estimerbar form beskrives i afsnit 5.6. Estimationsmetoden diskuteres i afsnit 5.7. I afsnit 5.8 beskrives det dynamiske lineære udgiftssystem i ADAM m.h.t. spe-

cifikation, estimationsresultater og egenskaber på kort og langt sigt.

De væsentligste kilder til kapitlet er

Louis Philips (1974): Applied Consumption Analysis, North-Holland Publishing Company, Amsterdam.

Peter Trier (1983): Empirisk anvendelse af nytteteori i beskrivelse af aggregeret forbrugeradfærd, stor opgave ved det statsvidenskabelige studium.

Desuden danner følgende arbejdsrapporter baggrund for kapitlet:

Leif Hasager (24/1 1978): Graddage og frostdøgn.

Leif Hasager (22/2 1978): Graddagene slår til igen.

Leif Hasager (28/3 1978): Graddage - rettelse.

Hans Djurhuus (28/5 1980): Kort om specifikation af forbrugsfunktioner.

Hans Djurhuus (21/10 1980, revideret 13/5 1981): Det dynamiske lineære udgiftssystem.

Peter Trier (16/6 1981): Det dynamiske lineære udgiftssystem - nogle resultater.

Ellen Andersen (18/9 1981): Flere forklaringsvariable i DLU.

Ellen Andersen (23/9 1981): Flere regressorer i DLU - en omformulering.

Peter Trier (30/11 1981): Et hierarkisk forbrugssystem.

Peter Trier (10/3 1983): Forbrugsfunktionerne i ADAM, december 1982.

Peter Trier (17/11 1983): Nogle forsøg med ekstra forklarende variable i DLU.

Peter Trier (19/3 1984): Forbrugsfunktionerne i ADAM, marts 1984.



### 5.1. Neoklassisk forbrugsteori

Det antages at forbrugerens præferencer kan repræsenteres ved en kontinuert, monoton, strengt kvasikonkav og differentiable nyttefunktion  $u = u(x)$ . Maksimering af  $u$  givet budgetrestriktionen  $p'x = y$  fører til 1. ordens betingelserne

$$(1) \quad \begin{aligned} u_x &= Lp \\ p'x &= y \end{aligned}$$

hvor  $u_x = (du/dx_1, \dots, du/dx_n)' = [du/dx_i]$  og  $L$  er lagrange-multiplikatoren, der kan fortolkes som budgettets grænsenyttelighed  $(du/dy)$ .<sup>1</sup> Løsningen til (1) giver  $n$  efterspørgselsfunktioner og bestemmelse af  $L$

$$(2) \quad \begin{aligned} x &= x(y, p) \\ L &= L(y, p) \end{aligned}$$

Efter totaldifferentiering af (1) og (2) og en del omskrivninger kan Slutsky-ligningerne udledes:<sup>2</sup>

$$(3) \quad X_p = LU^{-1} - LL_y^{-1}x_yx_y' - x_yx' \quad ,$$

hvor

$$\begin{aligned} X_p &= [dx_i/dp_j] \quad , \quad U = [d^2u/(dx_i dx_j)] \quad , \\ L_y &= dL/dy \quad \text{og} \quad x_y = [dx_i/dy] \end{aligned}$$

Det sidste led i (3) er matricen af indkomsteffekter, mens de to første led er matricen af substitutionseffekter (i det følgende kaldet  $K$ ). Substitutionseffekten, der svarer til effekten af en prisændring når indkomsteffekten er kompenseret (svarer

<sup>1</sup>Som symbol for partiel differentiering anvendes  $d$  i stedet for det sædvanlige symbol p.g.a. tekstbehandlingsprogrammets begrænsede tegnsæt.

<sup>2</sup>Jf. Philips (1974), op. cit. (s. 47-49).

til at bevæge sig på samme indifferenskurve), kan altså opdeles i to komponenter:

- 1) Den specifikke substitutionseffekt  $LU^{ij}$  (hvor  $u^{ij}$  er  $(i,j)$ 'te element i  $U^{-1}$ ), som afhænger specifikt af, hvordan  $x_i$  og  $x_j$  indgår i nyttefunktionen;
- 2) Den generelle substitutionseffekt  $-LL_y^{-1}(dx_i/dy)(dx_j/dy)$ , som det er muligt at neutralisere ved en generel budgetkompensation, således at budgettets grænsenytte er konstant ( $dL = 0$ ). Kun  $L$  og budgetafledede indgår i udtrykket for denne effekt, som derfor afspejler varernes generelle "konkurrence" om budgettet. Den specifikke substitutionseffekt er altså effekten af en prisændring ved uændret grænsenytte af budgettet, d.v.s. når prisændringen er blevet kompenseret, således at  $L$  er uændret.

Efterspørgselsfunktionerne (2) opfylder fire generelle restriktioner:

- 1) Budgetrestriktionen. Hvis det samlede budget øges, vil hele stigningen blive anvendt til køb af forbrugsvarer.
- 2) Homogenitet af nulte grad i priser og indkomst, hvilket p.g.a. Eulers sætning implicerer, at summen af alle priselasticiteter for en given vare  $i$  er lig med varens indkomstelasticitet med modsat fortegn.
- 3) Slutsky-symmetri: Matricen af substitutionseffekter,  $LU^{-1} - LL_y^{-1}x_yx_y' = K$  er symmetrisk, d.v.s.  $dx_i/dp_j + x_j dx_i/dy = dx_j/dp_i + x_i dx_j/dy$  eller  $k_{ij} = k_{ji}$ , hvor  $k_{ij}$  er det  $(i,j)$ 'te element i  $K$ .
- 4) Den direkte substitutionseffekt er negativ:  $k_{ii} = dx_i/dp_i + x_i dx_i/dy < 0$ .

De to første restriktioner følger direkte af, at efterspørgselsfunktionerne er udledt ved betinget nyttemaksimering. Den tredje restriktion er indlysende, idet matricerne  $U$  og  $x_yx_y'$  er symmetriske. Den fjerde restriktion er opfyldt, fordi matricen

af substitutionseffekter er negativ semidefinit p.g.a. at nyttefunktionen er kvasi-konkav.<sup>1</sup>

Disse generelle restriktioner bevirker, at de nævnte  $n^2+n$  uafhængige parametre godt og vel halveres: Symmetribetingelsen reducerer antallet af uafhængige priseffekter med  $n(n-1)/2$ , budgetrestriktionen reducerer antallet af uafhængige budgeteffekter med 1. Homogenitet implicerer en reduktion i antallet af uafhængige effekter på  $n$ . Det samlede antal uafhængige parametre reduceres altså til  $(n^2+n)/2 - 1$ .

## 5.2. Additive nyttefunktioner

En additiv nyttefunktion kan skrives

$$(4) \quad u = f_1(x_1) + f_2(x_2) + \dots + f_n(x_n) \quad ,$$

hvor  $f_i$  betegner den funktion, der bestemmer nytten af vare  $i$ . Nyttens af forbrug af en vare  $i$  er altså uafhængig af forbruget af enhver anden vare. Additivitet er en meget stærk restriktion. Den kan bedst forsvares, når (som det er tilfældet i ADAM) meget aggregerede varegrupper bruges som argumenter, idet disse varegrupper formelt opfattes som enkeltvarer.

Enhver monotont voksende transformation  $F(u)$  repræsenterer også de underliggende præferencer. En præferenceordning repræsenteret ved en nyttefunktion  $u = f(x_1, \dots, x_n)$  siges derfor at være additiv, hvis der eksisterer en differentiabel funktion  $F$ ,  $F' > 0$ , og  $n$  funktioner  $f_i(x_i)$ , således at

$$(5) \quad F(f(x_1, \dots, x_n)) = \sum_{i=1}^n f_i(x_i) \quad ,$$

d.v.s. hvis et medlem af den ordinale klasse af nyttefunktioner, der repræsenterer præferenceordningen, er additiv. Additivitet er grundlæggende et kardinalt begreb, da de egenska-

---

<sup>1</sup>Jf. Philips (1974), op. cit. (s. 52-53).

ber der gælder for nyttefunktionen (4) kun bevares ved lineære transformationer. Det gælder fx egenskaben

$$(6) \quad d^2 u / dx_i dx_j = 0 \quad , \quad i \neq j \quad .$$

Nyttefunktionen (4) implicerer p.g.a. (6), at Hessematricen  $U$ , og dermed den inverse  $U^{-1}$ , er diagonal. Den specifikke substitutionseffekt mellem to varer  $i$  og  $j$  ( $i \neq j$ ) er derfor nul, jf. (3). Krydssubstitutionseffekten består således alene af den generelle substitutionseffekt:

$$(7) \quad k_{ij} = -L(dL/dy)^{-1}(dx_i/dy)(dx_j/dy) \quad , \quad i \neq j$$

Hvis alle varer er normale goder ( $dx_i/dy > 0$  for alle  $i$ ), vil  $k_{ij} > 0$  ( $i \neq j$ ), da  $L > 0$  og  $dL/dy < 0$  (jf. fx (15) nedenfor). Det vil sige at varerne er Hicks-substitutter.

Fra Slutsky-ligningerne (3) fås nu følgende formler for pris effekterne

$$(8) \quad \frac{dx_i}{dp_i} = L(d^2 u / dx_i^2)^{-1} - LL_y^{-1}(dx_i/dy)^2 - x_i dx_i/dy$$

$$(9) \quad \frac{dx_i}{dp_j} = -LL_y^{-1}(dx_i/dy)(dx_j/dy) - x_j dx_i/dy \quad , \quad i \neq j$$

Disse ligninger kan nu let omskrives til elasticitetsformlerne<sup>4</sup>

$$(10) \quad e_{ii} = e_i/v - e_i w_i (1+e_i/v) \quad , \quad i = 1, \dots, n$$

---

<sup>4</sup>Ved udledningen af (10) fra (8) benyttes at den  $i$ 'te 1. ordens betingelse  $du/dx_i = p_i$  differentieret m.h.t.  $y$  giver  $(d^2 u / dx_i^2) dx_i / dy = p_i dL/dy$

$$(11) \quad e_{ij} = -e_i w_j (1 + e_j / v) \quad , \quad i \neq j$$

hvor

$$e_{ij} = (dx_i / dp_j)(p_j / x_i) \quad , \quad v = (dL/dy)(y/L)$$

$$e_i = (dx_i / dy)(y / x_i) \quad , \quad w_i = p_i x_i / y$$

Såvel egen- som krydspriselasticiteter afhænger altså alene af budgetandele ( $w_i$ ), indkomstelasticiteter ( $e_i$ ) og elasticiteter af  $L$  (budgettets grænsenytt) m.h.t.  $y$ .

Hvis der er mange varer, vil budgetandelene være små, hvorfor (10) og (11) kan approksimeres med hhv.  $e_{ii} \approx e_i / v$  og  $e_{ij} \approx 0$ . Approksimationerne viser sig i praksis at være ret gode ved blot 8-10 forskellige varer. Det betyder, at hvis data rummer en betydelig mængde information om stærke krydspriselasticiteter eller et forskelligt forhold mellem egenpris- og budgetelasticitet for forskellige varer, kan disse effekter slet ikke måles ved at estimere efterspørgselsfunktioner, som er udledt fra en additiv nyttefunktion (og derfor er fejlspecificerede).

Antagelsen om additivitet kan dog forsvares med, at varer der er meget budgetelastiske ofte også er meget egenpriselastiske, samt at hvis der er tale om meget aggregerede varegrupper, er substitutionsmulighederne små.

### 5.3. Det statiske lineære udgiftssystem

I den statiske udgave af det lineære udgiftssystem antages den repræsentative forbruger at have følgende additive Stone-Geary nyttefunktion:

$$(12) \quad u = \sum_{i=1}^n \beta_i \cdot \log(x_i - \mu_i) \quad , \quad 0 < \beta_i < 1 \quad ,$$

hvor  $x_i$  er forbrug af vare  $i$ ,  $i = 1, \dots, n$ . Førsteordensbetingelserne for maximum af (12) givet budgetrestriktionen

$$(13) \quad \sum_{i=1}^n p_i x_i = y \quad ,$$

hvor  $y$  er det samlede budget, er

$$(14) \quad \beta_i = L p_i (x_i - \mu_i) \quad , \quad i = 1, \dots, n$$

Herfra fås, at

$$(15) \quad \sum \beta_i = L \sum p_i (x_i - \mu_i) = L(y - \sum p_i \mu_i)$$

Elimineres  $L$  ("budgettets grænsenyttelighed") ved hjælp af (15), fås fra 1. ordens betingelserne (14) efterspørgselsfunktionerne

$$(16) \quad x_i = \mu_i + (\beta_i / \sum \beta_j)(y - \sum p_j \mu_j) / p_i \quad , \quad i = 1, \dots, n$$

eller udgiftsfunktionerne

$$(17) \quad p_i x_i = p_i \mu_i + (\beta_i / \sum \beta_j)(y - \sum p_j \mu_j) \quad , \quad i = 1, \dots, n$$

Systemet (17) er lineært i budget og priser. Det kan vises at funktionen (12) og voksende transformationer heraf er den mest generelle klasse af nyttefunktioner, der fører til et system af udgiftsfunktioner med denne egenskab.<sup>4</sup>

Idet parameteren  $\mu_i$  fortolkes som minimumsforbruget af vare  $i$ , kan systemet (17) fortolkes således: Forbrugeren sørger altid for at dække minimumsudgiften,  $p_i \mu_i$ , til hver vare  $i$  (det forudsættes at  $x_i > \mu_i$ , hvilket er nødvendigt for at (12) er veldefineret; det resterende eller "overskydende" budget,  $y - \sum p_j \mu_j$ , deles ud på de enkelte varer  $i$  et forhold bestemt af  $\beta_i$ 'erne. (Det skal i relation til denne fortolkning bemærkes, at der ikke er nogen restriktioner, der sikrer, at alle  $\mu_i$  bliver positive i empiriske anvendelser.)

---

<sup>4</sup>Jf. Philips (1974), op.cit. (s. 126).

Nyttefunktionen (12) er kvasi-homotetisk, da Engel-kurverne er rette linier (der ikke nødvendigvis går gennem origo). Den "frie" budgetandel for vare  $i$ , defineret som overskudsudgiften for vare  $i$  i forhold til det samlede overskudsbudget, er således konstant (og lig med den marginale budgetandel):

$$(18) \quad q_i = (p_i x_i - p_i \mu_i) / (y - \sum p_j \mu_j) = \beta_i / \sum \beta_j$$

Antallet af uafhængige parametre er i (17) reduceret til  $2n-1$ .

Nyttefunktionen (12) er en generalisering af den homotetiske Cobb-Douglas nyttefunktion, der efter en logaritmisk transformation kan skrives som (12) med  $\mu_i = 0$ ,  $i = 1, \dots, n$ . Cobb-Douglas nyttefunktionen fører til efterspørgselsrelationerne.

$$x_i = (\beta_i / \sum \beta_j) y / p_i, \quad i = 1, \dots, n,$$

hvoraf ses at Engel-kurverne er rette linier gennem origo, egenpriselasticiteterne er lig  $-1$  og alle krydspriselasticiteter er lig  $0$ . Disse stærke restriktioner er entydigt empirisk falsificerede.

I forhold til Cobb-Douglas nyttefunktionen betyder indførelsen af de  $n$  parametre  $\mu_i$  i Stone-Geary nyttefunktionen en helt afgørende lempelse af restriktionerne, idet en homotetisk funktion generaliseres til en kvasi-homotetisk. Set fra punktet  $(\mu_1, \dots, \mu_n)$  opfører Stone-Geary funktionen sig som en Cobb-Douglas funktion set fra origo og er således en Cobb-Douglas funktion i det overskydende forbrug.

#### Elasticitetsudtryk

Fra (16) beregnes indkomstelasticiteterne

$$(19) \quad e_i \equiv (dx_i / dy) y / x_i = q_i y / (p_i x_i) > 0, \quad i = 1, \dots, n$$

hvor  $q_i$ , den frie budgetandel, er defineret i (18). Idet vi fra (15) har at

$$v \equiv (dL/dy)y/L = -y/(y - \sum p_i \mu_i)$$

kan de ikke-kompenserede priselasticiteter beregnes ved hjælp af (10) og (11). Egenpriselasticiteterne er

$$(20) \quad e_{i i} = -1 + (1 - q_i) \mu_i / x_i < 0$$

For  $\mu_i > 0$  gælder at  $-1 < e_{i i} < 0$ . Krydspriselasticiteterne er

$$(21) \quad e_{i j} = -q_i p_j \mu_j / p_i x_i$$

For  $\mu_j > 0$  er  $e_{i j} < 0$ . Idet Hessematricen  $U$  er diagonal (nyttefunktionen er additiv) og

$$du/dx_i = \beta_i / (x_i - \mu_i) \quad \text{og} \quad d^2 u / dx_i^2 = -\beta_i / (x_i - \mu_i)^2$$

fås fra (3) følgende udtryk for de kompenserede egenpriseffekter

$$(22) \quad k_{i i} = L(d^2 u / dx_i^2)^{-1} - LL_y^{-1} (dx_i / dy)^2 \\ = -(1 - q_i) (x_i - \mu_i) / p_i < 0$$

Fra (7) beregnes de kompenserede krydspriseffekter

$$(23) \quad k_{i j} = q_i (x_j - \mu_j) / p_i > 0$$

De til  $k_{i i}$  og  $k_{i j}$  svarende kompenserede priselasticiteter er

$$(24) \quad h_{i i} \equiv k_{i i} p_i / x_i = -(1 - q_i) (1 - \mu_i / x_i) \quad , \quad e_{i i} < h_{i i} < 0$$

$$(25) \quad h_{i j} \equiv k_{i j} p_j / x_i = q_i p_j (x_j - \mu_j) / (p_i x_i) > 0$$



#### 5.4. Det dynamiske lineære udgiftssystem

I den statiske model ovenfor forudsættes, at forbrugeren inden for den definerede periodeenhed fuldstændig tilpasser sig til enhver ændring i de eksogene variabler (priser og budget). Forstyrres den initiale ligevægt ved en ændring i  $p$  eller  $y$ , vil den nye ligevægt realiseres øjeblikkeligt. Der kan imidlertid anføres adskillige argumenter for, at tilpasningen i virkeligheden vil ske gradvist, således at ligevægten først realiseres efter nogle perioders forløb. Hvis der, som det normalt er tilfældet, forekommer yderligere eksogene stød i tilpasningsperioden, vil en langsigts-ligevægt måske aldrig realiseres; forbrugeren befinder sig under konstant tilpasning til skiftende omstændigheder.

Trægheder i tilpasningen kan for det første skyldes eksistensen af varige goder. I foregående afsnit har vi i realiteten forudsat, at alle varer er ikke-varige. Vi har antaget, at en vare, som købes i en periode, vil være fuldstændig forbrugt i løbet af perioden, hvorfor vi i praksis ikke har behøvet at skelne mellem periodens køb og forbrug eller bekymre os om beholdninger.

Et afgørende træk ved varige goder er, at anskaffelserne via beholdningernes varighed binder beslutningerne flere perioder frem. Eller set fra den anden side påvirkes indeværende periodes beslutninger af fortidige perioders anskaffelser. Et eksempel: En forbruger har i forrige periode anskaffet en ny bil, der kan levere den ydelse, som er optimal ved de givne priser og budgettet. I indeværende periode oplever han en uventet større indkomst- (budget-) forøgelse, hvorefter den optimale bilydelse øges. Det er rimeligt at forvente, at han vil vente noget med at anskaffe en ny og større bil, fordi han vil pådrage sig en række omkostninger ved øjeblikkelig tilpasning.<sup>6</sup>

---

<sup>6</sup>Et vigtigt aspekt er, at markederne for brugte varige goder ofte er lidet udviklede, så der kan være store omkostninger forbundet med at benytte dem. Et andet vigtigt aspekt er, at de varige goder ikke er delelige. Forbrugeren kan ikke reagere på sin indkomstfremgang ved at anskaffe et lille stykke bil mere. I

En anden hovedårsag til trægheder i tilpasningen er vane-dannelse. Forbrugeren kan have oparbejdet nogle forbrugsvaner, således at der er psykologiske omkostninger forbundet med øjeblikkelig tilpasning.

Både for varige goder og (ikke-varige) goder, som er vane-dannende, er det altså rimeligt at antage, at nytten af goderne afhænger af fortidige køb, således at forbrugeren præferencer mellem forskellige varebundter ændres over tiden. Det er denne endogenisering af præferencerne via beholdnings- og vanedannel-seseffekter, der benyttes i det dynamiske lineære udgiftssy-stem.

Der kan nævnes andre årsager til tilpasningstrægheder og ændring af præferencer over tiden, fx at forbrugeren over tiden erhverver ny information om varernes kvalitet. Sådanne "eks-terne" påvirkninger ses der bort fra her.

Phlips har opstillet en dynamisk version af det lineære ud-giftssystem ved at benytte samme metode, hvormed Houthakker og Taylor har dynamiseret det kvadratiske udgiftssystem.<sup>1, 2</sup>

For hver vare defineres en tilstandsvariabel på tidspunkt  $t$  i kontinuert tid,  $s_i(t)$ , ved

$$(26) \quad s_i(t) = \int_{-\infty}^t x_i(z) \cdot \exp[\delta_i(z-t)] dz \quad i = 1, \dots, n$$

$x_i(t)$  betegner købet af vare  $i$ .  $s_i(t)$  er således de akkumule-rede fortidige køb af vare  $i$  nedskrevet med den konstante afskrivningsrate  $\delta_i$ . Hvis vare  $i$  er et "rent" varigt gode, d.v.s. et varigt gode som ikke er vanedannende, betegner  $s_i(t)$  den fysiske beholdning på tidspunkt  $t$ , men er der tale om et rent ikke-varigt gode, betegner tilstandsvariablen den psyko-

---

den efterfølgende analyse forudsættes isidertid i realiteten delelighed, hvilket kan forsvares på makro-plan.

<sup>1</sup>L. Phlips (1972): A Dynamic Version of the Linear Expenditure Model, Review of Economics and Stati-stics, vol. 64 (s.450-58); samt (1974), op.cit. (kapitel 7).

<sup>2</sup>H.S. Houthakker og L.D. Taylor (1970): Consumer Demand in the United States, 2nd ed., Harvard Univer-sity Press, Cambridge, Mass. (kapitel 5).

logiske beholdning af opbyggede vaner for forbrug af varen. Opmærksomheden henledes på, at der godt kan være knyttet vane-dannelse også til forbruget af varige goder. Tilstandsvariablen vil da være en kombination af fysisk og psykologisk beholdning, mens der naturligvis kun kan være knyttet vanedannelse og ikke fysisk beholdningsopbygning til forbruget af rene ikke-varige goder. Pointen med tilstandsvariablen er, at vanedannelses- og beholdningseffekter kan formaliseres på samme måde. Ligning (26) er løsningen til 1. ordens differentiaalligningen

$$(27) \quad \dot{s}_i(t) = x_i(t) - \delta_i s_i(t),$$

hvor

$$\dot{s}_i(t) = \frac{ds_i(t)}{dt}, \quad i = 1, \dots, n$$

Ændringen i beholdningen er således lig med køb minus afskrivninger på beholdningen. For rent varige goder er den forbrugte ydelse af beholdningen lig med afskrivningerne, som kun vil være lig købet, hvis der ikke sker ændringer i beholdningen ( $\dot{s}_i(t) = 0$ ). For rent vanedannende goder er forbruget lig med købet, idet afskrivninger på vanebeholdningen ikke er forbrug.

Phlips omdefinerer herefter minimumsforbrugene i den statiske Stone-Geary nyttefunktion (12) i kontinuert tid til

$$(28) \quad \mu_i = \theta_i + \alpha_i s_i(t), \quad i = 1, \dots, n$$

hvor  $\theta_i$  og  $\alpha_i$  er parametre. Indsat i (12) fremkommer den dynamiske Stone-Geary nyttefunktion

$$(29) \quad u = \sum \beta_i \cdot \log(x_i(t) - \theta_i - \alpha_i s_i(t)) \\ 0 < \beta_i, \quad x_i(t) > \theta_i + \alpha_i s_i(t)$$

At det for rent varige goder er købet og ikke forbruget, som indgår i nyttefunktionen, skyldes tilstedeværelsen af beholdningen i nyttefunktionen. Af (29) fås (idet vi fra nu af underforstår, at alle variabler er dateret i kontinuert tid)

$$(30) \quad \frac{d^2 u}{dx_i^2} = - \frac{\beta_i}{(x_i - \theta_i - \alpha_i s_i)^2} \quad i = 1, \dots, n$$

Grænsenyttten er altså aftagende (for  $\beta_i > 0$ ). Grænsenyttten af vare  $i$  afhænger af tilstandsvariablen  $s_i$ :

$$(31) \quad \frac{d^2 u}{dx_i ds_i} = \frac{\beta_i \alpha_i}{(x_i - \theta_i - \alpha_i s_i)^2} \quad i = 1, \dots, n$$

Hvis vare  $i$  er et rent varigt gode, vil en større beholdning dæmpe den marginale nytte af et køb, hvorfor  $\alpha_i < 0$ . Hvis der er tale om et rent vanedannende gode, vil en større vanebeholdning øge den marginale nytte af et køb, så i dette tilfælde vil  $\alpha_i > 0$ . Som følge af at nyttefunktionen er additiv, er  $d^2 u / (dx_i dx_j) = 0$  og  $d^2 u / (dx_i ds_j) = 0$  for alle  $i, j$  med  $i \neq j$ . Denne egenskab kan fortolkes som behovenes uafhængighed.

De kortsigtede efterspørgselsfunktioner udledes ved at maksimere (29) givet budgetrestriktionen (13), idet tilstandsvariableerne  $s_i$  betragtes som givne. Førsteordensbetingelserne er

$$(32) \quad \beta_i = L p_i (x_i - \theta_i - \alpha_i s_i), \quad i = 1, \dots, n$$

$$(33) \quad \sum \beta_i = L(y - \sum p_i (\theta_i + \alpha_i s_i))$$

Heraf fås efterspørgselsfunktionerne

$$(34) \quad x_i = (\theta_i + \alpha_i s_i) + (\beta_i / \sum \beta_j) (y - \sum p_j (\theta_j + \alpha_j s_j)) / p_i$$

og udgiftsfunktionerne

$$(35) \quad p_i x_i = (\theta_i + \alpha_i s_i) p_i + (\beta_i / \sum \beta_j) (y - \sum p_j (\theta_j + \alpha_j s_j))$$

Ligningerne (32)-(35) svarer helt til (14)-(17), og (35) kan fortolkes analogt med (17). Philips viser, at (29) (og voksende transformationer heraf) er den eneste klasse af nyttefunktioner, der fører til et system af udgiftsfunktioner, som er

lineære i budget og priser og som indeholder tilstandsvariable.'

Da det i kontinuert tid gælder at

$$ds_i(t)/dy(t) = 0 \quad \text{og} \quad ds_i(t)/dp_j(t) = 0 \quad \text{for alle } i, j$$

er formlerne for indkomst- og priselastiteter på kort sigt i DLU identiske med dem, der gælder i SLU, bortset fra at  $\mu_i$  skal erstattes af  $\theta_i + \alpha_i s_i$ . Med denne modifikation gælder formlerne (18)-(25) altså også for det korte sigt i DLU.

Hvordan en ændret beholdning af vare  $i$  påvirker forbruget kan let udledes fra (34):

$$dx_i/ds_i = \alpha_i (1 - \beta_i / \Sigma \beta_j)$$

Det ses, at  $dx_i/ds_i$  har samme fortegn som  $\alpha_i$ : negativt for varige goder og positivt for vanedannende goder. Når  $s_i$  øges, ændres minimumsforbruget af vare  $i$  umiddelbart med effekten  $\alpha_i$ , men det påvirker overskudsbudgettet, således at der er en modgående effekt på  $x_i$  hvis størrelse afhænger af varens marginale budgetandel.

Steady state eller langsigtsligevegt er karakteriseret ved, at præferencerne og forbrugsallokeringen er konstant, d.v.s. at  $\dot{x}_i = \dot{s}_i = 0$ . Fra (27) fås derfor at  $s_i = x_i / \delta_i$ . Bruges dette til at eliminere  $s_i$  fra (34) fås

$$(36) \quad x_i = \frac{\delta_i \theta_i}{\delta_i - \alpha_i} + \frac{\delta_i \beta_i}{(\delta_i - \alpha_i) p_i \Sigma \beta_j} [y - \Sigma p_j (\theta_j + (\alpha_j / \delta_j) x_j)]$$

Dette indsættes i budgetrestriktionen (13), som herefter implikerer at

$$(37) \quad (y - \Sigma p_j (\theta_j + (\alpha_j / \delta_j) x_j)) / \Sigma \beta_j = (y - \Sigma p_i \frac{\delta_i \theta_i}{\delta_i - \alpha_i}) / \Sigma \frac{\delta_i \beta_i}{\delta_i - \alpha_i}$$

Indsættes (37) i (36) elimineres  $x_j$  ( $j \neq i$ ) og vi har følgende udtryk for langsigts efterspørgselsfunktionerne:

---

<sup>9</sup>Jf. Philips (1974), op.cit. (s.183-85).

$$(38) \quad x_i^* = \mu_i^* + \beta_i^* (y - \sum p_j \mu_j^*) / p_i \quad ,$$

hvor

$$(39) \quad \mu_i^* = \frac{\delta_i \theta_i}{\delta_i - \alpha_i} \quad \text{og} \quad \beta_i^* = \frac{\delta_i \beta_i / (\delta_i - \alpha_i)}{\sum \delta_j \beta_j / (\delta_j - \alpha_j)}$$

Bemærk at  $\sum \beta_i^* = 1$ . Efterspørgselsfunktionerne (38) kan altså betragtes som udledt fra langsigts nyttefunktionen

$$u = \sum \beta_i^* \cdot \log(x_i - \mu_i^*)$$

Indkomst- og priselastisiteter m.v. på langt sigt i DLU kan således udregnes ved hjælp af formlerne (18)-(25), der gælder i SLU, når blot  $\beta_i$  og  $\mu_i$  erstattes af hhv.  $\beta_i^*$  og  $\mu_i^*$ , og  $x_i$  erstattes af den langsigtede ligevægtsværdi  $x_i^*$  fra (38).

I empiriske anvendelser, jf. senere, kan man altså benytte de estimerede kortsigts-parametre  $\alpha_i$ ,  $\beta_i$ ,  $\delta_i$  og  $\theta_i$  til at beregne langsigts-parametrene  $\beta_i^*$  og  $\mu_i^*$ , som kan bruges til at beregne langsigts-elasticiteter ved hjælp af (18)-(25). Men da data i estimationsperioden generelt ikke repræsenterer en langsigts ligevægt, må  $x_i$  her erstattes af  $x_i^*$  fra (38). De beregnede langsigts-elasticiteter i en given periode fortolkes som de elasticiteter, der gælder i en langsigts-ligevægt med periodens priser og budget.

Det bemærkes, at  $\mu_i^* > \theta_i$  når  $\alpha_i > 0$ , d.v.s. for vanedannende varer, mens  $\mu_i^* < \theta_i$  for  $\alpha_i < 0$ , jf. (39). Det ses endvidere, at  $\mu_i^*$  og  $\beta_i^*$  er negative hvis  $\alpha_i > \delta_i$ , d.v.s. hvis virkningen af vanedannelse dominerer afskrivningseffekten.

Indbygget i DLU er en antagelse om, at den faktiske beholdning for hver vare,  $s_i$ , partielt tilpasses den ønskede beholdning på langt sigt,  $s_i^*$ , d.v.s.

$$\dot{s}_i = c_i (s_i^* - s_i) \quad ,$$

hvor  $c_i$  er tilpasningsparameteren. At der i DLU implicit gøres denne antagelse om partiel tilpasning kan vises på følgende måde. I langsigts-ligevægt gælder som nævnt, at  $s_i^* = x_i^* / \delta_i$ .

Indsættes heri første ordens betingelsen (32) med  $x_i$  og  $s_i$  erstattet af  $x_i^*$  og  $s_i^*$  fås

$$s_i^* = (\theta_i + \beta_i / (L p_i)) / (\delta_i - \alpha_i)$$

Indsættes dette og  $\dot{s}_i = x_i - \delta_i s_i$  i forrige ligning fås

$$x_i = c_i \theta_i / (\delta_i - \alpha_i) + (\delta_i - c_i) s_i + c_i \beta_i / ((\delta_i - \alpha_i) L p_i) ,$$

som er identisk med (32) for  $c_i = \delta_i - \alpha_i$ . Givet estimater af  $\alpha$ 'er og  $\delta$ 'er har vi altså også estimater for tilpasningskoefficienterne. Relationen  $c_i = \delta_i - \alpha_i$  er let at fortolke. Jo større afskrivningsrate,  $\delta_i$ , jo hurtigere afskrives varige goder og vaner m.h.t. ikke-varige goder, og jo hurtigere er tilpasningen derfor til ligevægtsbeholdningen  $s_i^*$ . Jo større betydning vaner har i forbrugsbestemmelsen, d.v.s. jo større  $\alpha_i$ , jo mindre tilpasningskoefficient. For varige goder kan  $\alpha_i$  være negativ; hvis beholdningen her har kraftig dæmpende virkning på nytten af yderligere køb ( $\alpha_i$  er numerisk stor) er tilpasningen alt andet lige hurtig.

### 5.5. Ekstra forklarende variabler i DLU

Ud over budget, priser og tilstandsvariabler kan der indføres ekstra forklarende variabler i DLU. Ekstra forklarende variabler bør indføres i nyttefunktionen for at sikre, at efterspørgselsfunktionerne stadig overholder de generelle betingelser. For at bevare linearitetsegenskaberne er det nødvendigt at indføre de ekstra forklarende variabler i minimumsforbrugene lineært:

$$(40) \quad \theta_i = \theta_i' + \epsilon_i f_i \quad \text{eller} \quad \mu_i = \theta_i' + \alpha_i s_i + \epsilon_i f_i \quad , \quad i = 1, \dots, n$$

som indsat i nyttefunktionen giver

$$(41) \quad u = \sum \beta_i \cdot \log(x_i - \theta_i' - \alpha_i s_i - \epsilon_i f_i)$$

$\theta_i'$  er den konstante del af minimumsforbruget af vare  $i$ ,  $f_i$  er en ekstra variabel, som påvirker minimumsforbruget af vare  $i$ , og  $\epsilon_i$  er en parameter, der angiver fortegnet og styrken heraf (evt. lig med 0). Maksimering af (41) givet budgetrestriktionen giver første ordens betingelserne (i kontinuert tid)

$$(42) \quad x_i = \theta_i' + \alpha_i s_i + \beta_i (1/Lp_i) + \epsilon_i f_i \quad i = 1, \dots, n$$

hvor

$$L = \frac{\sum \beta_j}{y - \sum p_j (\theta_j' + \alpha_j s_j + \epsilon_j f_j)}$$

Bemærk, at i fuld overensstemmelse med antagelsen om additivitet er den marginale nytte af  $x_i$  upåvirket af  $f_j$  ( $d^2u/(dx_i df_j) = 0$  for  $i \neq j$ ).  $f_j$  influerer kun  $x_i$  på en generel måde gennem  $L$ .

Formlerne for indkomst- og priselasticiteter på kort sigt i DLU med ekstra forklarende variabler er identiske med (18)-(25), der gælder i SLU, bortset fra at  $\mu_i$  skal erstattes af  $\theta_i' + \alpha_i s_i + \epsilon_i f_i$ . I stedet for at bestemme  $\mu_i$  som  $\theta_i' + \alpha_i s_i + \epsilon_i f_i$ , kan man benytte ligning (18), der kan omskrives til

$$\mu_i = x_i - (\beta_i / \sum \beta_j) (y - \sum p_j \mu_j) / p_i$$

eller ved anvendelse af udtrykket for  $L$  i (42)

$$\mu_i = x_i - \beta_i / (Lp_i).$$

Fordelen ved at benytte denne ligning til bestemmelse af  $\mu_i$  i empiriske anvendelser er, at alle størrelser på højresiden er observerbare, jf. nedenfor, mens dette ikke gælder beholdningsvariablerne  $s_i$ .

Effekten på kort sigt af ændringer i de ekstra forklarende variabler kan udledes ved at differentiere (42):<sup>10</sup>

<sup>10</sup>Det forudsættes, at variabelen  $f_i$  ikke er bestemmende for minimumsforbruget af andre varer end vare  $i$ . Hvis  $f_i = f_j$ , således at variabelen  $f_i$  påvirker både  $\theta_i$  og  $\theta_j$ , er  $dx_i/df_i$  lig summen af effekterne i (43) og (44).



$$(43) \quad dx_i / df_i = \epsilon_i (1 - \beta_i / \Sigma \beta_j) \quad i = 1, \dots, n$$

$$(44) \quad dx_i / df_j = -\epsilon_j (\beta_i / \Sigma \beta_k) (p_j / p_i) \quad \forall i, j ; i \neq j$$

Fortolkningen af (43) er, at en ændring i  $f_i$  umiddelbart påvirker  $x_i$  gennem en ændring af minimumsforbruget af vare  $i$  (effekten  $\epsilon_i$ ), hvilket imidlertid samtidig indebærer, at overskudsbudgettet ( $y$  minus værdien af minimumsforbrugene) ændres og påvirker  $x_i$  med den marginale budgetandel  $\beta_i / \Sigma \beta_j$ . Ligning (44) viser, at en ændring i  $f_j$  alene påvirker  $x_i$  ( $i \neq j$ ) gennem effekten på overskudsbudgettet.

Hvis den del af købet af vare  $i$ , som kan henføres til effekten af den ekstra forklarende variabel, ikke påvirker beholdningsopbygningen, skal (27) omformuleres til

$$(45) \quad \dot{s}_i = x_i - \delta_i s_i - [\epsilon_i f_i]$$

Vi vil nu anvende samme metode som i foregående afsnit til at udlede nogle langsigts-egenskaber for DLU med ekstra forklarende variabler. Hertil benyttes definitionen (45), men forskellen i f.t. at benytte (27) indrammes hele tiden i kantet parentes.

Langsigts-ligevægt er karakteriseret ved at  $\dot{x}_i = \dot{s}_i = \dot{f}_i = 0$ . Fra (45) fås derfor at

$$(46) \quad s_i = (x_i - [\epsilon_i f_i]) / \delta_i \quad ,$$

som indsat i (42) giver

$$(47) \quad x_i = \frac{\delta_i \theta_i}{\delta_i - \alpha_i} - \left[ \frac{\alpha_i \epsilon_i}{\delta_i - \alpha_i} f_i \right] \\ + \frac{\delta_i \beta_i}{(\delta_i - \alpha_i) p_i \Sigma \beta_j} (y - \Sigma p_j (\theta_j + \frac{\alpha_j}{\delta_j} (x_j - [\epsilon_j f_j])))$$

hvor  $\theta_i = \theta_i' + \epsilon_i f_i$  hvis der indgår en ekstra forklarende variabel  $f_i$  i minimumsforbruget for vare  $i$ , og  $\theta_i = \theta_i'$  hvis der ikke gør. Hvis  $f_i$  indgår og hvis det forudsættes at  $f_i$  ikke påvirker beholdningsopbygningen, skal de i kantede parenteser

indrammede udtryk medtages. Ligning (47) kan nu indsættes i budgetrestriktionen, som herefter kan anvendes til at eliminere den sidste parentes på højresiden i (47), hvorefter fås følgende udtryk for langsigts-efterspørgselsfunktionerne:

$$(48) \quad x_i^0 = \mu_i^0 + \beta_i^0 (y - \sum p_j \mu_j^0) / p_i$$

hvor

$$(49) \quad \mu_i^0 = \frac{\delta_i \theta_i}{\delta_i - \alpha_i} - \left[ \frac{\alpha_i \epsilon_i}{\delta_i - \alpha_i} f_i \right] \quad \text{og} \quad \beta_i^0 = \frac{\delta_i \beta_i / (\delta_i - \alpha_i)}{\sum \delta_j \beta_j / (\delta_j - \alpha_j)}$$

Det ses at  $\beta_i^0$  i (49) er lig  $\beta_i^*$  i (39) og at  $\sum \beta_i^0 = 1$ . Man kan skelne mellem tre specialtilfælde af (48)-(49).

- 1) Ingen ekstra forklarende variabler :  $\epsilon_i = 0$  for alle  $i$ . I så fald er  $\theta_i$  konstant (lig  $\theta_i'$ ), og (48)-(49) er identisk med (38)-(39), således at dette svarer til tilfældet beskrevet i forrige afsnit.
- 2) En ekstra forklarende variabel  $f_i$  indgår i minimumsforbruget for vare  $i$  ( $\epsilon_i \neq 0$ ) og påvirker også beholdningsopbygningen. I dette tilfælde er  $\theta_i = \theta_i' + \epsilon_i f_i$  og de kantede parenteser i (49) skal ignoreres, d.v.s.  $\mu_i^0 = (\delta_i / (\delta_i - \alpha_i)) (\theta_i' + \epsilon_i f_i)$ .
- 3) En ekstra variabel  $f_i$  indgår i minimumsforbruget for vare  $i$ , men påvirker ikke beholdningsopbygningen. I dette tilfælde er  $\theta_i = \theta_i' + \epsilon_i f_i$  og de kantede parenteser i (49) skal medtages, d.v.s.

$$\begin{aligned} \mu_i^0 &= (\delta_i / (\delta_i - \alpha_i)) (\theta_i' + \epsilon_i f_i) - (\alpha_i / (\delta_i - \alpha_i)) \epsilon_i f_i \\ &= (\delta_i / (\delta_i - \alpha_i)) \theta_i' + \epsilon_i f_i . \end{aligned}$$

Det ses, at  $f_i$  her påvirker minimumsforbruget ens på kort og langt sigt, hvilket skyldes, at  $f_i$  ikke påvirker beholdningsopbygningen.

Generelt vil minimumsforbruget for nogle varer afhænge af ekstra forklarende variabler, hvoraf nogle påvirker beholdningsopbygningen og andre ikke gør, mens minimumsforbruget for andre varer ikke afhænger af ekstra variabler. Det er trivielt

at indbygge, at minimumsforbruget af en vare kan afhænge af flere ekstra forklarende variabler.

DLU's egenskaber er uændrede efter indførelsen af de ekstra variabler, når blot minimumsforbrugene omdefineres som angivet i (40) og beholdningsopbygningen korrigeres når tilfælde 3 er relevant. Langsigts-nyttefunktionen vil via langsigts-minimumsforbrugene variere med de konkrete værdier af  $f_i$ 'erne, og udover konstante priser og budget kræves nu også konstante  $f_i$ 'er for, at langsigts-ligevægten kan realiseres.

Formlerne for indkomst- og priselasticiteter m.v. på langt sigt i DLU med ekstra forklarende variabler er altså identiske med (18)-(25), der gælder i SLU, bortset fra at  $\beta_i$  og  $\mu_i$  skal erstattes af hhv.  $\beta_i^0$  og  $\mu_i^0$ , og  $x_i$  skal erstattes af  $x_i^0$  fra (48), jf. foregående afsnit. Effekten på langt sigt af ændringer i de ekstra variabler kan udledes ved at differentiere (48). For alle  $i$  gælder:

$$(50) \quad \frac{dx_i}{df_i} = \left( \frac{\delta_i \epsilon_i}{\delta_i - \alpha_i} - \left[ \frac{\alpha_i \epsilon_i}{\delta_i - \alpha_i} \right] \right) (1 - \beta_i^0) = \begin{cases} \frac{\delta_i \epsilon_i}{\delta_i - \alpha_i} (1 - \beta_i^0) & \text{j. tilfælde 2} \\ \epsilon_i (1 - \beta_i^0) & \text{j. tilfælde 3} \end{cases}$$

For alle  $i$  og  $j$  med  $i \neq j$  gælder:

$$(51) \quad \frac{dx_i}{df_j} = -\beta_i^0 \frac{p_j}{p_i} \left( \frac{\delta_j \epsilon_j}{\delta_j - \alpha_j} - \left[ \frac{\alpha_j \epsilon_j}{\delta_j - \alpha_j} \right] \right) = \begin{cases} -\beta_i^0 \frac{p_j}{p_i} \frac{\delta_j \epsilon_j}{\delta_j - \alpha_j} & \text{j. tilfælde 2} \\ -\beta_i^0 \frac{p_j}{p_i} \epsilon_j & \text{j. tilfælde 3} \end{cases}$$

Disse langsigts-effekter ligner meget kortsigts-effekterne i (43) og (44).

### 5.6. DLU på estimerbar form

Systemet af efterspørgselsfunktioner (42) kan ikke estimeres. Vi må først foretage en approksimation til (42) i diskret tid og eliminere de ikke-observerbare tilstandsvariabler.

Vi benytter her samme metode som Philips, men indfører desuden de ekstra forklarende variabler  $f_i$ .<sup>11</sup>

I diskret tid approksimeres tilstandsvariablen, der er relevant for beslutningerne i periode  $t$ , med gennemsnittet af beholdningen primo og ultimo perioden

$$(52) \quad \bar{s}_{i,t} = \frac{1}{2}(s_{i,t} + s_{i,t-1}) \quad i = 1, \dots, n$$

Denne approksimation har den fordel, at den tillader afskrivninger på den aktuelle periodes køb. Det gælder derimod ikke hvis man alternativt approksimerer tilstandsvariablen med beholdningen primo periode  $t$ ,  $s_{i,t-1}$ . Den dynamiske definitions-ligning (27) approksimeres i diskret tid med<sup>12</sup>

$$(53) \quad s_{i,t} - s_{i,t-1} = x_{i,t} - \delta_i \bar{s}_{i,t}$$

Hvis den del af købet, som kan henføres til effekten af den ekstra forklarende variabel, ikke påvirker beholdningsopbygningen, skal (53) erstattes af

$$(54) \quad s_{i,t} - s_{i,t-1} = x_{i,t} - \delta_i \bar{s}_{i,t} - [\epsilon_i f_{i,t}]$$

som er den diskrete udgave af (45). I diskret tid approksimeres første ordens betingelserne (42) med<sup>13</sup>

$$(55) \quad x_{i,t} = \theta_i' + \alpha_i \bar{s}_{i,t} + \beta_i (1/L_t p_{i,t}) + \epsilon_i f_{i,t} \quad , \quad i = 1, \dots, n$$

hvor

$$L_t = \sum \beta_j / (y_t - \sum p_{j,t} (\theta_j' + \alpha_j \bar{s}_{j,t} + \epsilon_j f_{j,t}))$$

<sup>11</sup>Jf. Philips (1974), op.cit. (kapitel 7, afsnit 5).

<sup>12</sup>I kontinuert tid gælder at  $0 < \delta_i < 1$ . Med specifikationen (52) og (53) i diskret tid gælder at  $0 < \delta_i \leq 2$ . Hvis  $\delta_i = 2$  er  $s_{i,t} = \frac{1}{2}x_{i,t}$  svarende til fuld afskrivning. Approksimationen til diskret tid tillader jo kun afskrivninger på halvdelen af den aktuelle periodes køb.

<sup>13</sup>Idet vi antager, at  $f_i$  er en strømvariabel. Hvis  $f_i$  er en beholdningsvariabel, er beholdningen, der er relevant for beslutningerne i den diskrete periode  $t$ , primobeholdningen  $f_{i,t-1}$  eller endnu bedre  $\frac{1}{2}(f_{i,t} + f_{i,t-1})$ . I udledningerne betragter vi  $f_i$  som strømvariabel, men beholdningstilfældet kan let inkorporeres.

Nu løses (52), (54) og (55) m.h.t.  $x_{it}$ , således at de ikke-observerbare tilstandsvariabler  $\bar{s}_{it}$  elimineres. I udledningerne benyttes altså (54) men forskellen i f.t. at benytte (53) indrammes som ovenfor i kantet parentes. Fra (52) og (54) fås

$$\begin{aligned} (56) \quad 2(\bar{s}_{it} - \bar{s}_{it-1}) &= (s_{it} + s_{it-1}) - (s_{it-1} + s_{it-2}) \\ &= (s_{it} - s_{it-1}) + (s_{it-1} - s_{it-2}) \\ &= x_{it} + x_{it-1} - \delta_i (\bar{s}_{it} + \bar{s}_{it-1}) - [\epsilon_i (f_{it} + f_{it-1})] \end{aligned}$$

Fra (55) fås

$$\begin{aligned} 2(x_{it} - x_{it-1}) &= 2\alpha_i (\bar{s}_{it} - \bar{s}_{it-1}) \\ &\quad + 2\beta_i (1/L_t p_{it} - 1/L_{t-1} p_{it-1}) \\ &\quad + 2\epsilon_i (f_{it} - f_{it-1}) \end{aligned}$$

(56) indsættes heri

$$\begin{aligned} 2(x_{it} - x_{it-1}) &= \alpha_i (x_{it} + x_{it-1}) - \alpha_i \delta_i (\bar{s}_{it} + \bar{s}_{it-1}) \\ &\quad - [\alpha_i \epsilon_i (f_{it} + f_{it-1})] \\ &\quad + 2\beta_i (1/L_t p_{it} - 1/L_{t-1} p_{it-1}) \\ &\quad + 2\epsilon_i (f_{it} - f_{it-1}) \end{aligned}$$

Fra (55) fås også

$$- \alpha_i \delta_i \bar{s}_{it} = \delta_i \theta_i' + \delta_i \beta_i (1/L_t p_{it}) + \delta_i \epsilon_i f_{it} - \delta_i x_{it}$$

som indsat i forrige udtryk giver

$$\begin{aligned} 2(x_{it} - x_{it-1}) &= \alpha_i (x_{it} + x_{it-1}) + 2\delta_i \theta_i' \\ &\quad + \delta_i \beta_i (1/L_t p_{it} + 1/L_{t-1} p_{it-1}) \\ &\quad + \alpha_i \epsilon_i (f_{it} + f_{it-1}) \\ &\quad - \delta_i (x_{it} + x_{it-1}) - [\delta_i \epsilon_i (f_{it} + f_{it-1})] \\ &\quad + 2\beta_i (1/L_t p_{it} - 1/L_{t-1} p_{it-1}) \\ &\quad + 2\epsilon_i (f_{it} - f_{it-1}) \end{aligned}$$

Løses for  $x_{it}$  fås

$$(57) \quad x_{i t} = K_{i 0} + K_{i 1} x_{i t-1} + K_{i 2} \frac{1}{L_t p_{i t}} + K_{i 3} \frac{1}{L_{t-1} p_{i t-1}} \\ + K_{i 4} f_{i t} + K_{i 5} f_{i t-1}$$

hvor

$$K_{i 0} = \frac{2\delta_i \theta_i'}{2-\alpha_i + \delta_i}, \quad K_{i 1} = \frac{2+\alpha_i - \delta_i}{2-\alpha_i + \delta_i}$$

$$(58) \quad K_{i 2} = \frac{\beta_i (\delta_i + 2)}{2-\alpha_i + \delta_i}, \quad K_{i 3} = \frac{\beta_i (\delta_i - 2)}{2-\alpha_i + \delta_i}$$

$$K_{i 4} = \epsilon_i \frac{(\delta_i + 2) - [\alpha_i]}{2-\alpha_i + \delta_i}, \quad K_{i 5} = \epsilon_i \frac{(\delta_i - 2) - [\alpha_i]}{2-\alpha_i + \delta_i}$$

Tilstandsvariablerne er nu elimineret, og der indgår i stedet laggede værdier af  $x_{i t}$ ,  $p_{i t}$ ,  $L_t$  og  $f_{i t}$ .

Systemet (57) kan estimeres. I afsnit 7 nedenfor redegøres der for estimationsmetode og for, hvordan problemet med de ikke-observerbare  $L_t$  og  $L_{t-1}$  i (57) kan løses.

Man kan skelne mellem tre specialtilfælde af (57).

1) Ingen ekstra variabler:  $\epsilon_i = 0$  for alle  $i$ . Det betyder at  $K_{i 4} = K_{i 5} = 0$ , jf. (58), således at de to sidste led i (57) udgår. De fire strukturelle parametre i hver ligning kan identificeres ud fra de fire estimerede parametre  $K_{i 0}$ - $K_{i 3}$  ved hjælp af de fire første ligninger i (58):

$$(59) \quad \delta_i = \frac{2(K_{i 2} + K_{i 3})}{K_{i 2} - K_{i 3}}, \quad \alpha_i = \delta_i - \frac{2(1 - K_{i 1})}{1 + K_{i 1}}$$

$$\beta_i = \frac{K_{i 2} - K_{i 3}}{1 + K_{i 1}}, \quad \theta_i' = \frac{K_{i 0} (K_{i 2} - K_{i 3})}{(1 + K_{i 1})(K_{i 2} + K_{i 3})}$$

2) En ekstra variabel  $f_i$  indgår ( $\epsilon_i \neq 0$ ) og påvirker også be- holdningsopbygningen. I første ordens betingelserne (57) er  $K_{i 4}$  og  $K_{i 5}$  her bestemt som angivet i (58) uden de kantede parenteser.  $K_{i 0}$ - $K_{i 3}$  er bestemt som i tilfælde 1.

Ved at indføre en ekstra parameter,  $\epsilon_i$ , i nyttefunk- tionen, har vi fået yderligere to parametre,  $K_{i 4}$  og  $K_{i 5}$ , i den reducerede form (57). (At  $f_{i t-1}$  indgår i (57) skyldes antagelsen om partiel tilpasning). Det indebærer imidlertid,

at der er seks reducerede parametre til bestemmelse af fem strukturelle parametre, som derved ikke uden videre alle kan identificeres entydigt. Det ses, at  $\epsilon_i$  kan bestemmes ved

$$(60) \quad \epsilon_i = \frac{K_{i4} - K_{i5}}{1 + K_{i1}}$$

og at de øvrige parametre må opfylde (59). Imidlertid kan  $\delta_i$  også bestemmes ved

$$(61) \quad \delta_i = \frac{2(K_{i4} + K_{i5})}{K_{i4} - K_{i5}}$$

hvorfor der må være følgende bånd på de reducerede parametre, hvis  $\delta_i$  skal være entydigt bestemt:<sup>14</sup>

$$(62) \quad K_{i5} = K_{i3} K_{i4} / K_{i2}$$

Hvis efterspørgselsfunktionerne estimeres under restriktionen (62) kan alle strukturelle parametre identificeres.

3) En ekstra variabel  $f_i$  indgår ( $\epsilon_i \neq 0$ ) men påvirker ikke beholdningsopbygningen.  $K_{i4}$  og  $K_{i5}$  er i dette tilfælde givet som i (58) inklusive de kantede parenteser, d.v.s.

$$(63) \quad K_{i4} = \epsilon_i, \quad K_{i5} = -\epsilon_i (2 + \alpha_i - \delta_i) / (2 - \alpha_i + \delta_i)$$

Båndet på de reducerede parametre, som sikrer entydig identifikation af de strukturelle, er i dette tilfælde

$$(64) \quad K_{i5} = -K_{i1} K_{i4}$$

---

<sup>14</sup>Det ses fra (59) at  $\alpha_i$  er entydigt bestemt, når  $\delta_i$  er det;  $\alpha_i$  og  $\delta_i$  er (ud over  $\epsilon_i$ ) de eneste strukturelle parametre, der indgår i  $K_{i4}$  og  $K_{i5}$ .

Indsættes (63) og (64) i (57) fås

$$x_{it} = K_{i0} + K_{i1}(x_{it-1} - \epsilon_i f_{it-1}) + K_{i2} \frac{1}{L_t p_{it}} \\ + K_{i3} \frac{1}{L_{it-1} p_{it-1}} + \epsilon_i f_{it}$$

Det fremgår, at ikke hele  $x_{it-1}$  påvirker på  $x_{it}$ . Kun den for  $f_{it-1}$  "rensede" værdi af  $x_{it-1}$ ,  $x_{it-1} - \epsilon_i f_{it-1}$ , påvirker  $x_{it}$  i overensstemmelse med, at den del af  $x_{it-1}$ , der kan henføres til  $f_{it-1}$ , ikke påvirker beholdningen  $\bar{s}_{it}$  og derfor heller ikke  $x_{it}$ .

### 5.7. Estimationsmetode

Vi indfører nu et additivt stokastisk restled,  $v_{it}$ , i hver af de  $n$  efterspørgselsfunktioner i (57) og antager, at der for alle  $i, j$  og  $t$  gælder

$$E(v_{it}) = 0$$

$$E(v_{it}, v_{jt}) = \sigma_{ij}^2$$

$$E(v_{it}, v_{jt+r}) = 0 \quad \text{for } r \neq 0$$

For  $i = j$  indebærer den anden forudsætning, at residualvariansen kan være forskellig i forskellige ligninger, og at der for hver enkelt ligning antages homoskedasticitet. For  $i \neq j$  indebærer forudsætningen, at kovariansen mellem restleddene i to forskellige ligninger kan være forskellig fra nul, og at kovariansen er den samme i hver periode. Den tredje forudsætning betyder, at alle kovarianser mellem restled fra forskellige perioder er nul, uanset om det er restled fra samme ligning ( $i = j$ ) eller fra to forskellige ligninger ( $i \neq j$ ).

Som nævnt kan man ikke uden videre estimere efterspørgselsfunktionerne (57), da  $L_t$  og  $L_{t-1}$  indgår. Analytisk kan man eliminere  $L_t$  ved at indsætte de  $n$  første ordens betingelser i den sidste første ordens betingelse, nemlig budgetrestriktionen

$$\sum p_{it} x_{it} = y_t,$$

hvorved fås følgende udtryk for  $L_t$



(65)  $L_t$ 

$$= \frac{\sum K_i z}{y_t - \sum p_i t (K_{i0} + K_{i1} x_{i,t-1} + (1/L_{t-1}) K_{i3} / p_{i,t-1} + K_{i4} f_{i,t} + K_{i5} f_{i,t-1})}$$

Indsættes dette udtryk for  $L_t$  i (57) fås nogle efterspørgselsfunktioner, der p.g.a. stærkt komplicerede ikke-lineariteter i parametrene ikke kan estimeres direkte. Philips vælger istedet som foreslået af Houthakker og Taylor i forbindelse med det dynamiske kvadratiske udgiftssystem at estimere (57) ved iteration over  $L_t$ .<sup>15</sup> Essensen er at iterere sig frem til en værdi af  $L_t$ , som sikrer, at (57) opfylder budgetrestriktionen og derfor kan betragtes som efterspørgselsfunktioner. Så vil  $\sum p_{i,t} v_{i,t} = 0$ , og  $v_{i,t}$  vil ikke indgå i udtrykket for  $L_t$ .

Da  $L_t$  er en invers funktion af  $y_t$ , er det rimeligt fx at sætte  $L_t = 1/y_t$  initialt, indsætte dette i (57), der estimeres, beregne en ny værdi af  $L_t$  ved at indsætte de estimerede parametre i (65), indsætte denne i (57), der påny estimeres, o.s.v. indtil processen konvergerer. Da  $L_t$  afhænger af  $L_{t-1}$ , må der vælges en værdi af  $L_0$  ( $L$  i perioden før den første observation);  $L_0$  kan i mangel af bedre sættes til 1 i alle iterationer. Det svarer til at dividere den ukendte  $L_0$  med sig selv eller at foretage en lineært voksende transformation af nyttefunktionen, hvilket hverken ødelægger dens kardinale egenskaber eller fortolkningen af parametrene.<sup>16</sup> Der er ingen garanti for, at proceduren vil konvergere. Hvis DLU er tilstrækkelig fejlspecificeret, kan store residualer "hobe sig op" i  $L_t$ , der kan antage helt urimelige værdier og hindre konvergens.

Spørgsmålet er nu, med hvilken metode (57) skal estimeres i de enkelte iterationer. Problemet er, at budgetrestriktionen skal være overholdt i hver periode, når  $L_t$  er konvergeret, hvilket implicerer, at der lægges et bånd på residualerne i

<sup>15</sup> Philips (1974), op.cit. og Houthakker og Taylor (1970), op.cit. (kapitel 5).

<sup>16</sup> Se Philips (1974), op. cit. (s. 22), for en formel præsentation. Kun fortegnet på  $L$  (positivt) er invariant under transformationer af nyttefunktionen.

hver periode, idet  $\sum_i p_{it} v_{it} = 0$ . Phlips anbefaler, at estimere samtlige  $n$  ligninger (57) med Zellners metode "seemingly unrelated regression" (SUR).<sup>17</sup> Herved tages der hensyn til, at restleddene i de forskellige ligninger,  $v_{it}$  og  $v_{jt}$ , er korrelerede, men metoden tager ikke højde for det præcise lineære bånd mellem de stokastiske led,  $\sum_i p_{it} v_{it} = 0$ , som implicerer singularitet af den teoretiske kovariansmatrix for det samlede system. En forudsætning for, at Zellners estimator har de sædvanlige pæne egenskaber er derfor ikke opfyldt, og dens præcise egenskaber, er i dette tilfælde ukendte. Imidlertid har ingen endnu været i stand til at udlede en estimator for Phlips' specifikation af DLU med helt veldefinerede egenskaber. Det er naturligvis muligt at opstille systemets likelihood funktion på basis af nogle fordelingsantagelser, men udledning af dens maksimum er en uhyre vanskelig opgave.

Hvis det ignoreres at den teoretiske kovariansmatrix for det samlede system er singular, er SUR asymptotisk efficient i.f.t. at estimere de enkelte ligninger hver for sig ved mindste kvadraters metode.

Efficiensgevinsten er imidlertid mindre, jo mere sættet af regressorer er korreleret tværs over ligningerne. Hvis det er præcis de samme regressorer, der indgår i alle ligninger, reduceres SUR til sædvanlig mindste kvadraters metode, selv om restleddene er korrelerede. I DLU er regressorerne  $1/L_t p_{it}$  og  $1/L_t p_{jt}$  og de tilsvarende laggede ofte stærkt korrelerede, hvorfor gevinsten ved at benytte SUR i f.t. enkeltligningsestimation a priori må forventes at være ret tvivlsom, særlig for små estimationsperioder. I estimationerne er begge metoder derfor anvendt. Når ligningerne er estimeret hver for sig er anvendt OLS bortset fra, at ikke-lineær mindste kvadraters metode er anvendt for de ligninger, hvori der indgår ekstra forklarende variabler, således at de i afsnit 6 beskrevne parameterrestriktioner sikres opfyldt. Konkret er anvendt LSQ-orden i Wisconsin-TSP både ved SUR og enkeltligningsestimation.

---

<sup>17</sup>Se fx J. Johnston (1984): *Econometric Methods*, third edition, McGraw-Hill, New York (s. 337 f).

De præcise egenskaber for den estimator, der benyttes, er altså ukendte. Alligevel anvendes standardafvigelser udregnet på sædvanlig vis til at bedømme signifikans af parametre m.v.

### 5.8. Det dynamiske lineære udgiftssystem i ADAM

Fra og med december 1982 versionen af ADAM har DLU været anvendt til at allokere et samlet budget på otte forbrugskomponenter. I december 1982 versionen blev DLU uden ekstra forklarende variabler anvendt, mens nogle få ekstra variabler er inddraget i de følgende modelversioner. Det samlede budget har i alle modelversioner været privat forbrug i alt undtagen boligydelse, Cp4xh, og forbrugskomponenterne har været fCf, fCn, fCi, fCe, fCgbk, fCv, fCs og fCt, dog således at den del af turistindtægterne, Et, der vedrører den enkelte forbrugskomponent, er trukket fra.

Som nævnt i kapitel 2 blev en revideret forbrugsopdeling taget i anvendelse ved overgangen til december 1982 versionen.<sup>10</sup> Dette førte til mindre ændringer i afgrænsningen af ADAMs komponenter:

---

<sup>10</sup>Se fx Nationalregnskabsstatistik 1986, tabel 7.1; se også Nationalregnskabsnotat nr. 4, tekstafsnit 5 og bilag 8.

Navn	Indhold	Løbenumre i NR.
Cf	fødevarer	001-015
Cn	nydelsesmidler	120-140
Ci	øvrige ikke-varige varer	210,220,451,510,713,730,812,823
Ce	brændsel m.v.	321-324
Cg	benzin og olie til køretøjer	622
Cb	køretøjer	610
Cv	øvrige varige varer	410,420,431,440,520,711,712,821,822
Ch	bolig (husleje)	311,312
Ck	kollektiv transport m.v.	630,640
Cs	øvrige tjenester	432,452,460,530,540,550,621,623,714,720,740,750,811,831,832,850,860
Cp	samlet privat forbrug	
Ct	turistrejser	

Det bemærkes, at reparationsposten Cr, der blev oprettet til september 1979 versionen, gled ud igen. Dels havde den vist sig at give flere problemer end den løste, jf. kapitel 2, punkt 1.4, dels var en af dens bestanddele udgået som selvstændig post i nationalregnskabet. De tilbageblevne reparationsposter er ført til Cs.

Årsagen til at forbrug af boligydelse, fCh, ikke bestemmes i DLU er, at dette forbrug har været rationeret i en stor del af estimationsperioden. Hvis det antages om den overordnede nyttefunktion, at fCh er svagt separabel fra de øvrige komponenter, kan disse bestemmes ved maksimering af en nyttefunktion, hvor kun de indgår som argumenter, givet budgettet Cp4xh.

Da den aggregerede forbrugsadfærd rationaliseres ved den abstrakte repræsentative forbrugers adfærd, er det i regressionserne relevant at måle forbrugskomponenter og budget pr. capita. Til regressionsformål anvendes derfor som budget Cp4xh/U,

hvor  $U$  er befolkningstallet, og som forbrugskomponenter den andel af forbruget af komponent  $j$ , som i gennemsnit foretages af hver indbygger:

$$C\langle j \rangle^u = (C\langle j \rangle - a_j \cdot Et) / U \quad , \quad \sum a_j = 1$$

$$fC\langle j \rangle^u = C\langle j \rangle^u / pc\langle j \rangle \quad ,$$

hvor  $j = f, n, i, e, gbk, v, s, t$ ; og  $a_j$  er den konstante andel af  $Et$ , som henføres til  $C\langle j \rangle$ . Enheden for  $C\langle j \rangle^u$  er mill. kr. pr. 1000 indbyggere, d.v.s. 1000 kr. pr. indbygger. For at lette notationen udelades nogle steder i det følgende toptegnet  $^u$ , men variablerne er fortsat defineret eksklusive turistindtægternes andel og pr. capita.

### 5.8.1. Vareaggregeringen

Når vi bestemmer efterspørgslen efter de nævnte otte aggregerede forbrugskomponenter ved hjælp af DLU, kan det fortolkes således, at den abstrakte repræsentative forbruger antages at være udstyret med en Stone-Geary nyttefunktion defineret på disse aggregater. Formelt opfattes et aggregat altså som en enkelt vare. Antagelsen om en additiv nyttefunktion er kun rimelig, hvis vareaggregeringen er foretaget på en sådan måde, at ingen af aggregaterne er specifikke substitutter eller komplementære. Hvis nogle varegrupper er specifikt komplementære/substituerende med hinanden kan problemet løses ved at aggregere dem. Aggregeringen af de tre forbrugskomponenter  $fCg$ ,  $fCb2$  og  $fCk$  (hhv. privat forbrug af benzin og olie til køretøjer, ydelsesforbrug af køretøjer og kollektiv transport) til  $fCgbk$  (privat forbrug af transport) kan netop ses i dette lys ( $fCb2$  er defineret som et fordelt lag af  $fCb$ , jf. afsnit 4.2). Det har tidligere været forsøgt at estimere DLU, hvor disse tre komponenter indgik hver for sig. Det gav imidlertid meget ringe estimationsresultater, hvilket kan forklares med, at  $fCg$  og  $fCb2$  er specifikt komplementære, mens  $fCk$  er specifikt substitut til  $fCg$  og  $fCb2$ . Af de øvrige forbrugskomponenter kunne man måske argumentere for, at  $fCf$  og  $fCn$  (fødevarer

hhv. nydelsesmidler) er specifikt komplementære. Desuden kan den grundlæggende aggregering fra nationalregnskabet's 64 indenlandske forbrugskomponenter til ADAMs 10 kritiseres. For eksempel kan autoforsikring, som er den del af fCs, opfattes som specifikt komplementær til biltransport. Disse aggregeringsproblemer synes dog a priori ret små i det samlede billede; de fundamentale behovskategorier er udskilt fra hinanden. Hertil kommer det lige så vigtige forhold, at varerne også er aggregeret efter deres varighed. Adskillige af komponenterne i fCi, øvrige ikke-varige varer, har ganske vist en varighed på over et år, men det afgørende er, at varerne i fCv, øvrige varige varer, gennemgående har en markant længere levetid.

### 5.8.2. Ekstra forklarende variabler

Erfaringerne fra arbejdet med forbrugsfunktionerne i ADAM viser, at der for et par af de forbrugskomponenter, der bestemmes i DLU, er vigtige forklarende variabler ud over priser og budget.

Som det fremgår af kapitel 2 har klimaet, konkret målt ved antal frostdøgn i året, fros, naturligt nok en signifikant effekt på forbruget af brændsel, fCe. (Et i en tidligere fase gjort forsøg på at bruge graddage som indikator i stedet for frostdøgn faldt negativt ud.)<sup>19</sup> Hvis vinteren er særlig kold et år, er det som påpeget af Ellen Andersen ikke rimeligt at forestille sig, at det heraf affødte ekstra brændselsforbrug giver sig udslag i en øget psykologisk vanebeholdning, der igen medfører et ekstra brændselsforbrug det følgende år.<sup>20</sup> Variationer i vaneopbygningen må i stedet henføres alene til de variationer i brændselsforbruget, som ikke kan henføres til klimatiske ændringer. Når fros indgår som ekstra forklarende variabel i efterspørgselsfunktionen for fCe i DLU, skal denne derfor specificeres som i tilfælde 3, jf. de foregående afsnit.

<sup>19</sup>Jf. notater LH 24/1, 22/2 og 28/3 1978.

<sup>20</sup>Jf. notat EA 18/9 1981.

Desuden har renten betydning for anskaffelsen af øvrige varige varer,  $fCv$ , ligesom den har betydning for anskaffelsen af køretøjer, jf. afsnit 4.5, da forbrugerne ofte finansierer anskaffelsen af varige goder ved afbetaling eller lån i pengeinstitutter. Det er klart, at beholdningsopbygning foranlediget af renteændringer påvirker de følgende perioders anskaffelsesbeslutninger, hvorfor efterspørgselsfunktionen for  $fCv$  med et renteudtryk som ekstra forklarende variabel skal specificeres som tilfælde 2, jf. de foregående afsnit. Det økonomisk relevante renteudtryk er en forventet skattekorrigeret realrente, d.v.s. en forventet nominalrente netto for skat minus den forventede inflationsrate. Pengeinstitutternes gennemsnitlige udlånsrente,  $iku$ , er anvendt som nominalrente. Det bør være en forventet nominalrente, der indgår, da lån i pengeinstitutter oftest indgås til en variabel rente.

Når det antages, at antallet af frostdøgn indgår som et argument i nyttefunktionen, er fortolkningen klar nok: præferencerne varierer med klimaet. Derimod er det mere problematisk at antage, at præferencerne afhænger af realrenten, der er en pris på kredit. Der er naturligvis ikke noget i vejen for, at realrenten kan være argument i efterspørgselsfunktionerne, men i så fald er det måske problematisk at rationalisere dem ved en bagvedliggende nyttefunktion.<sup>11</sup> Det ville kræve, at vi i stedet opfattede de reale renteomkostninger direkte som en del af den pris forbrugerne må betale for det varige gode, d.v.s. korrigerede prisen og tilsvarende forbruget i løbende priser herfor, men den fremgangsmåde har mange andre oplagte ulemper.

Et forhold i sammenhæng hermed er, at to af nytteteoriens fire generelle restriktioner overtrædes, hvis en forventet realrente indgår som argument i nogle af efterspørgselsfunktionerne. Hvis fx alle priser og budgettet stiger med samme faktor, og nominalrenten er uændret, vil den forventede realrente falde (hvis der er adaptive inflationsforventninger) og anskaffelsen af de varige goder stige og efterspørgslen efter

---

<sup>11</sup>Fremgangsmåden har jo intet at gøre med en egentlig intertemporal model.

alle andre varer derfor falde, således at homogenitetsbetingelsen overtrædes. Set med standardteoriens øjne er der hermed pengeillusion i forbrugsallokeringen, men det er blot en konsekvens af hypotesen om, at ændrede priserfaringer kan ændre realrenteforventningerne. Ligeledes overtrædes symmetribetingelsen.

Hvis man imidlertid i stedet for realrenten lader nominalrenten indgå som ekstra forklarende variabel i  $fCv$ -relationen, opstår disse problemer ikke. Disse teoretiske problemer er naturligvis ikke afgørende for om det er en real- eller nominalrente, der skal indgå. Et mere afgørende argument for at lade forventet nominalrente i stedet for realrente indgå er, at estimationsforsøg med bilkøbsfunktionen, jf. afsnit 4.5, har vist, at man her opnår langt de bedste resultater med en forventet nominalrente, som hverken er korrigeret for skat eller for inflationsforventninger; og det er naturligt at lade det samme renteudtryk indgå i bestemmelsen af  $fCv$  og  $fCb$ . I de estimationsresultater, der præsenteres nedenfor, er anvendt pengeinstitutternes udlånsrente lagget en kvart periode som udtryk for forventet nominalrente:

$$iku(-1/4) = .75 \cdot iku + .25 \cdot iku(-1)$$

I relation til fortolkningen af vanedannelses- og beholdningseffekter og effekter af ekstra forklarende variabler i DLU er det vigtigt at erindre, at der er tale om et allokeringssystem, hvor det samlede forbrug/budget er givet. Hvis en ændring i en ekstra forklarende variabel medfører en stigning i forbruget af vare  $j$ , vil forbruget af de øvrige varer falde tilsvarende, således at det samlede forbrug er uændret. Hvis købet af et varigt (ikke-varigt) gode er stort i en periode, opbygges en fysisk (psykologisk) beholdning, som virker dæmpende (øgende) på købet af godet i de følgende perioder; men dette giver sig ikke udslag i, at det samlede køb af forbrugsgoder falder (øges) - der købes i stedet flere (færre) goder af anden art. Man kan stille spørgsmålstegn ved rimeligheden af denne egenskab i forbrugssystemet, navnlig i relation til varige



goder. Hvis fx den oprindelige stigning i købet af varige goder i stor udstrækning blev lånefinansieret (og evt. skyldtes et fald i den ekstra forklarende variabel udlånsrenten) ville det måske være mere rimeligt at antage, at (den finansielle) opsparing blev mindsket den første periode og steg igen i de følgende perioder som følge af den fysiske beholdningsopbygning. Dette er altså et argument for, at DLU måske ikke er så velegnet til at beskrive købet af varige goder. Det kan således forklare, at man i ADAM-sammenhæng har måttet lade et afskrivningsudtryk for bilforbruget indgå i DLU i stedet for bilkøbet. En tilsvarende konstruktion har ikke været nødvendig for øvrige varige goder, som er repræsenteret ved købet i DLU i ADAM. Beholdningseffekter af bilkøb og køb af øvrige varige goder har altså vidt forskellige konsekvenser i ADAM, idet førstnævnte påvirker det samlede køb af forbrugsgoder. Denne asymmetri kan forekomme svært at begrunde teoretisk, men den har nok ikke så stor betydning i praksis, da købet af øvrige varige goder ikke svinger nær så meget som bilkøbet.

### 5.8.3. Estimationsresultater

Som beskrevet i afsnit 5.7 estimeres DLU ved at man itererer sig frem til en værdi af  $L_t$ , som sikrer, at første ordens betingelserne (57) overholder budgetrestriktionen og dermed kan betragtes som efterspørgselsfunktioner. Som konvergenzkriterium er valgt, at budgetrestriktionen i alle år i estimationsperioden skal være overholdt med 1/4 promilles nøjagtighed:

$$|(y_t - \sum_j p_{jt} \hat{x}_{jt})/y_t| < .00025 \text{ for alle } t,$$

hvor  $\hat{\phantom{x}}$  betegner estimeret værdi. Hvis konvergens ikke opnås efter maksimalt 50 iterationer standses proceduren.

Som nævnt i afsnit 7 kan det diskuteres, hvilken estimationsmetode der bør anvendes i de enkelte trin i estimationsproceduren. De ligninger, der er lagt ind i ADAM, er estimeret enkeltvis ved mindste kvadraters metode.

I det følgende redegøres for estimationsresultaterne for den version af DLU, der blev lagt ind i oktober 1984 versionen af ADAM, og som indgår uændret i april 1986 og maj 1987 versionerne.

Tabel 1 viser estimationsresultaterne for de otte ligninger; de estimerede parametre  $K_{j0} - K_{j5}$  med standardafvigelse angivet i parentes under parameterestimerne, regressionens standardafvigelse,  $s$ , standardafvigelsen divideret med middelværdien for  $fC\langle j \rangle^u$  anført i procent,  $s\%$ , determinationskoefficienten,  $R^2$ , og Durbin-Watson teststørrelsen for første ordens autokorrelation, DW. DW er medtaget i tabellen, selv om den undervurderer forekomsten af første ordens autokorrelation som følge af, at der i DLU estimeres på laggede endogene variable. Ligningerne for  $fCe$  og  $fCv$  med ekstra forklarende variable er estimeret uden konstantled, da dette bliver insignifikant. De øvrige relationer, hvor der ikke indgår ekstra variable, er estimeret med et konstantled uanset om det er signifikant eller ej. Det ses af tabel 1, at alle parametre er signifikante bortset fra konstantleddene i relationerne for  $fCgbk$  og  $fCs$ , og rente-koefficienten,  $K_{v4}$ , i  $fCv$ -relationen. Standardafvigelsen synes rimeligt lav i de fleste relationer.

Som man kunne vente er standardafvigelsen dog ret stor i  $fCv$ -relationen. Den er også stor i relationerne for  $fCe$  og  $fCt$ . For  $fCe$ -relationens vedkommende kan det forklares med, at antal frostdøgn er en ret grov indikator for vejrets indflydelse på brændselsforbruget. Den store standardafvigelse i relationen for  $fCt$ , turistudgifter, kan forklares med, at disse i nationalregnskabet opgøres som private borgeres køb af udenlandsk valuta, og at op mod halvdelen af komponenten modsvarer grænsehandel, hvis determinanter ikke indgår i modellen. Der er tegn på positiv autokorrelation af første orden i relationerne for  $fCn$ ,  $fCgbk$  og navnlig  $fCv$ . Den høje grad af autokorrelation og den store standardafvigelse i  $fCv$ -relationen skyldes til dels, at det ikke er en realrente, der indgår som renteuttryk.

Tabel 1. Estimationsresultater for DLU. Estimationsperiode: 1955-80.

Afhængig variabel	Regressionskoefficienter					S	s§	DW	R <sup>2</sup>
	Ki0	Ki1	Ki2	Ki3	Ki4				
fCfu	1.875 (.945)	.616 (.174)	.059 (.021)	-.040 (.021)		.110	1.8	2.14	.890
fCnu	.420 (.118)	.588 (.106)	.045 (.007)	-.020 (.008)		.049	2.0	1.30	.991
fCiu	.504 (.166)	.638 (.083)	.107 (.011)	-.068 (.013)		.070	1.8	1.71	.993
fCeu		.895 (.041)	.016 (.003)	-.010 (.004)	.004 (.001)	.130	3.9	1.99	
fCgbku	.081 (.062)	.811 (.058)	.058 (.007)	-.034 (.010)		.065	1.9	1.48	.997
fCvu		.738 (.110)	.110 (.013)	-.077 (.011)	-3.55 (3.18)	.107	3.7	1.02	
fCsu	-.084 (.188)	.913 (.041)	.071 (.010)	-.052 (.010)		.068	1.3	2.26	.990
fCtu	-.081 (.035)	.957 (.087)	.028 (.007)	-.022 (.008)		.054	5.8	2.54	.985

Anm. Konvergens efter 31 iterationer

Estimationsresultatet for denne relation forbedres noget, hvis en forventet realrente erstatter  $iku(-1/4)$ . Men som nævnt ovenfor ville dette indebære en asymmetri i forhold til bestemmelsen af bilkøbet ( $fCb$ ). Autokorrelationen i  $fCv$ -relationen (og de øvrige relationer) kan desuden skyldes en fejlspecificeret dynamik.

Figur 1 viser residualerne for de otte relationer frem til 1986; residualerne for 1985 og 1986 bygger på foreløbige tal.<sup>11</sup> De ovenfor diskutererede problemer med autokorrelation fremgår tydeligt af figuren. Desuden ses tydelige tegn på heteroskedasticitet i  $fCt$ -relationen.

Med udgangspunkt i de følgende tabeller 2-5 vil vi nu diskutere nogle af de økonomiske fortolkninger og implikationer af estimationsresultatet.

I tabel 2 er de strukturelle parametre vist. Tabel 3 angiver indkomst- og priselasticiteter på kort og langt sigt i 1980;  $e_{ij}$  betegner indkomstelasticitet,  $e_{ij}$  priselasticitet,  $h_{ij}$  kompenseret priselasticitet og toptegn  $^{\circ}$  langsigtselasticitet. Tabel 4 viser elasticiteter m.h.t. de ekstra forklarende variable,  $fros$  og  $iku$ . I tabel 5 er vist udviklingen i den deflaterede værdi af budgettet, budgettets grænsenyttel,  $L$ , på kort og langt sigt og  $L$ 's budgetelasticitet på kort og langt sigt,  $v$  og  $v^{\circ}$ .

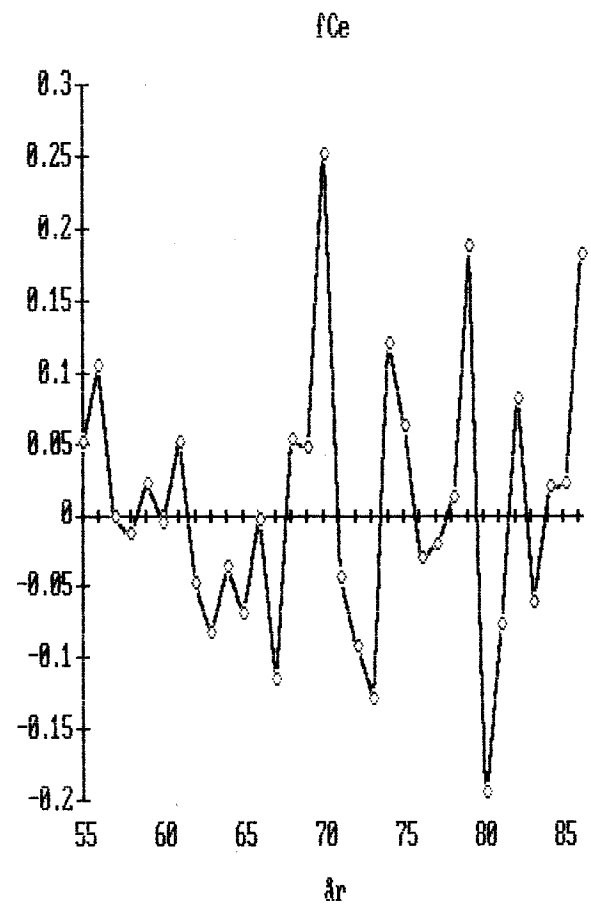
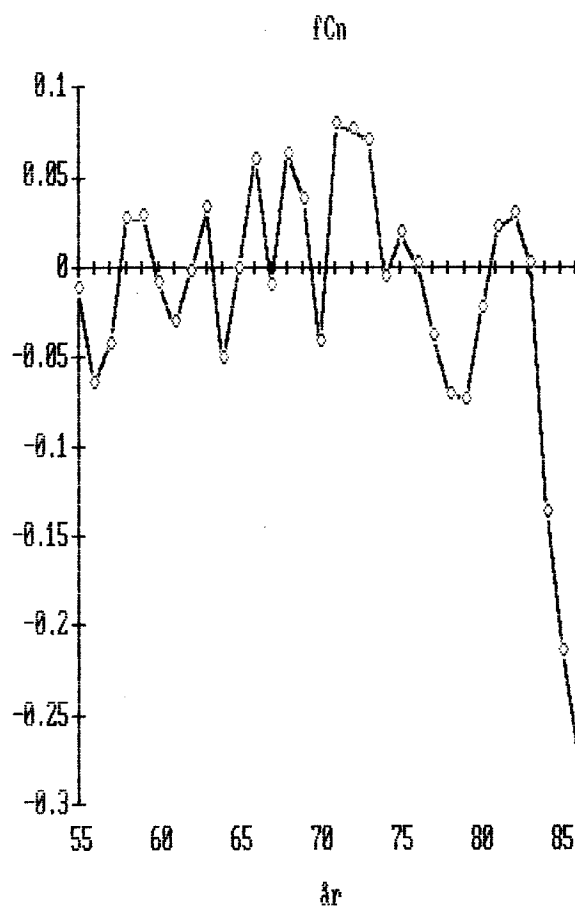
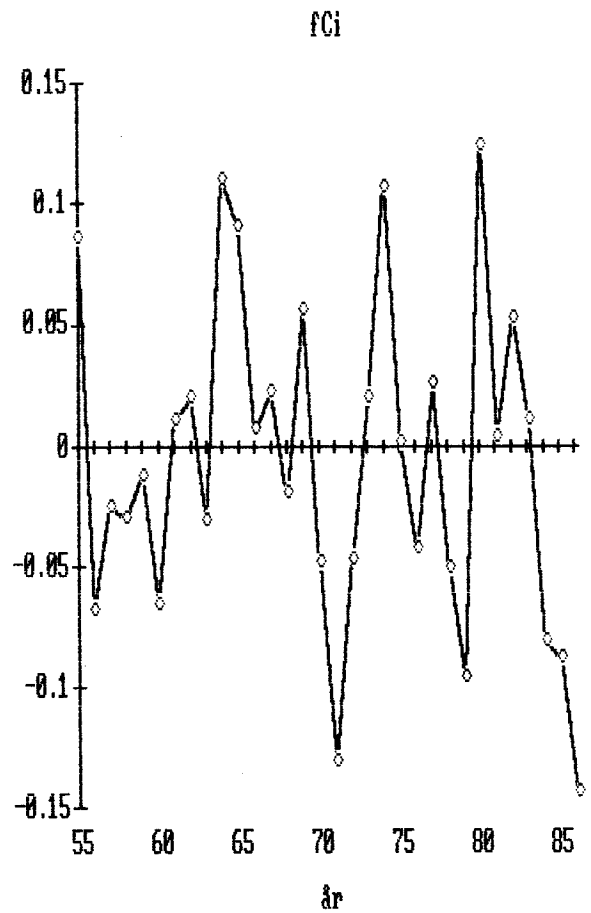
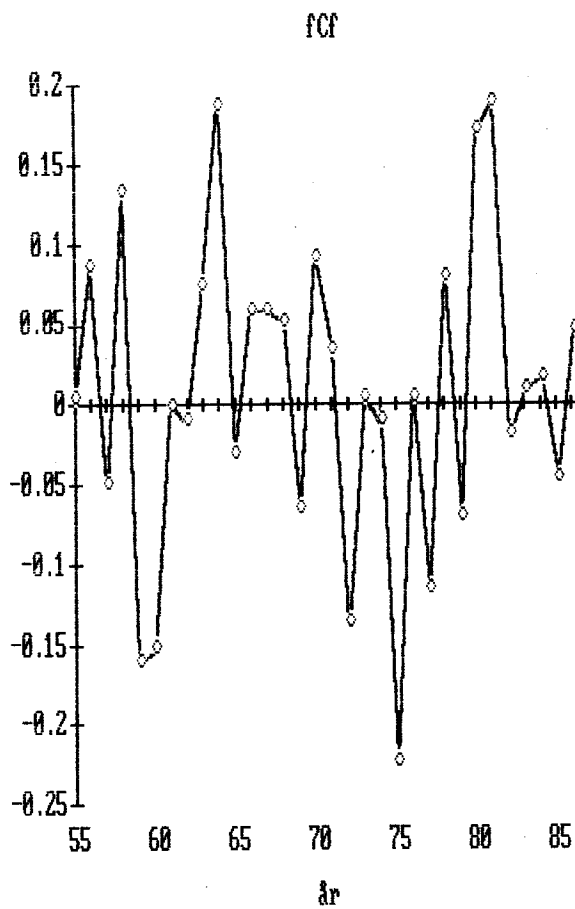
Generelt kan bemærkes, at konvergens opnås efter 31 iterationer, og at  $L$  og  $dL/dy$ , jf. tabel 5, antager rimelige værdier. Desuden er alle  $\beta_i$  og  $\beta_i^{\circ}$  positive, så grænsenyttel af varerne er positiv og aftagende på kort og langt sigt.

Ser vi på de enkelte varer, bemærkes at fødevarer,  $fCf$ , helt urimeligt karakteriseres som et varigt gode, idet  $\alpha_f < 0$ ,  $dfCf/ds_f < 0$  og indkomstelasticiteten er størst på kort sigt. Det virker derimod rimeligt, at minimumsforbruget af fødevarer,  $\theta_f$ , er klart det største, og at (langsigts) indkomst- og egenpriselasticiteterne numerisk er de mindste.

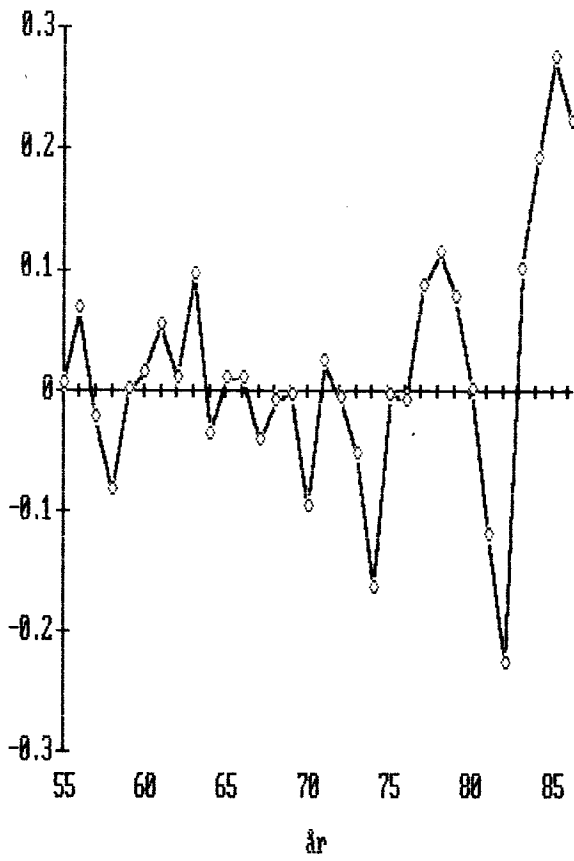
---

<sup>11</sup>Databanken ADANBK fra marts 1988 er anvendt.

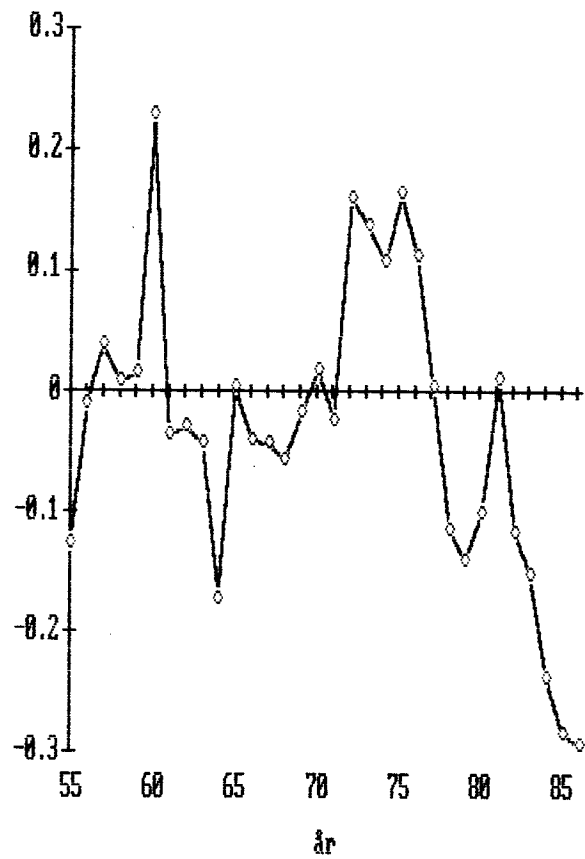
Figur 1. Residualer i de otte relationer i DLU



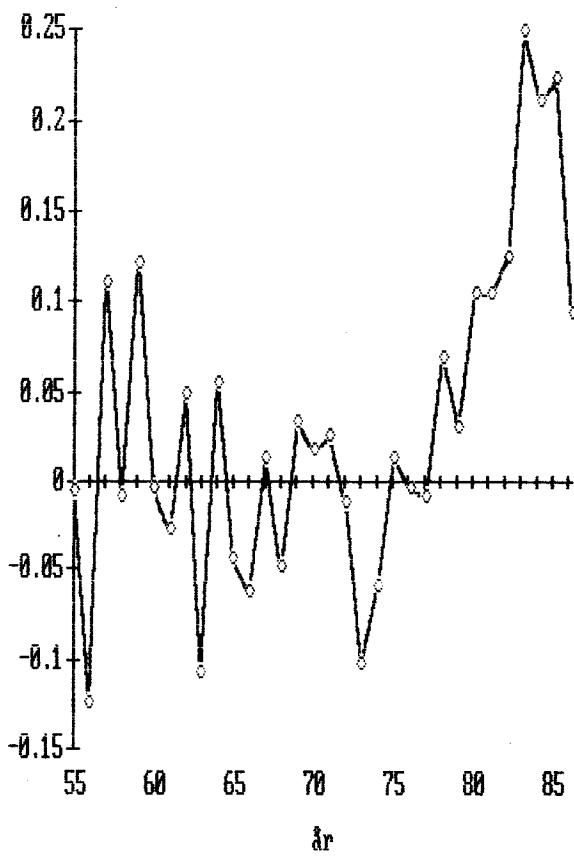
fCb



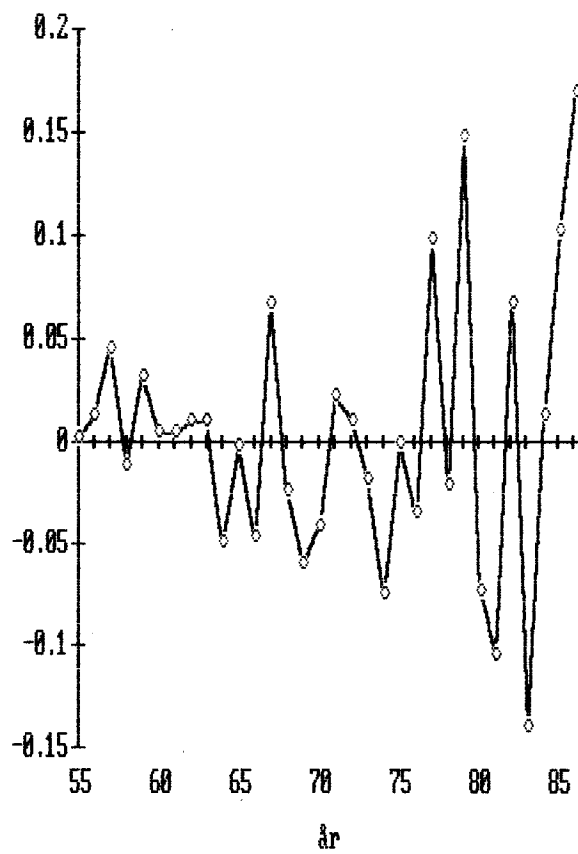
fCv



fCs



fCt



Tabel 2. Strukturelle parametre i DLU.

fC<j>u	$\alpha_j$		$\beta_j^{2)}$		$\epsilon_j$	$\delta_j$	c <sub>i</sub>	dfC<j>u		$\beta_j^o$	u <sub>j</sub> <sup>o</sup>	$\epsilon_j^o$
	$\alpha_j$	$\Sigma\beta_j$	$\theta_j$	$\Sigma\beta_j$				dS <sub>j</sub>	dS <sub>j</sub>			
fCf <sup>u</sup>	-.092	.130	6.068	.382	.475	-.080	.055	4.89				
fCn <sup>u</sup>	.275	.087	.667	.794	.520	.251	.070	1.02				
fCi <sup>u</sup>	.008	.226	1.370	.449	.442	.006	.121	1.39				
fCe <sup>u</sup>	.390	.029	.429 <sup>1)</sup>	.501	.111	.378	.069	.43 <sup>1)</sup>	.004			
fCgbk <sup>u</sup>	.314	.109	.170	.523	.209	.280	.144	.42				
fCv <sup>u</sup>	.056	.229	-.622 <sup>1)</sup>	.357	.302	.043	.143	-.74 <sup>1)</sup>	-4.11			
fCs <sup>u</sup>	.221	.138	-.282	.312	.091	.191	.247	-.97				
fCt <sup>u</sup>	.185	.054	-.364	.229	.043	.175	.150	-1.91				

1) Værdi i 1980

2)  $\Sigma\beta_j = .470$

Tabel 3. Indkomst- og priselasticiteter i 1980

Art sigt symbol indeks	indkomst		egenpris				krydspris for fCvu			
	kort	langt	kort	kort	langt	langt	kort	kort	langt	langt
	e <sub>j</sub>	e <sub>j</sub> <sup>o</sup>	e <sub>j</sub>	h <sub>j</sub>	e <sub>j</sub> <sup>o</sup>	h <sub>j</sub> <sup>o</sup>	e <sub>v</sub>	h <sub>v</sub>	e <sub>v</sub> <sup>o</sup>	h <sub>v</sub> <sup>o</sup>
f	.66	.28	-.39	-.26	-.29	-.23	-.32	.14	-.20	.07
n	.99	.80	-.50	-.41	-.69	-.62	-.11	.09	-.04	.09
i	1.54	.83	-.77	-.54	-.75	-.63	-.10	.24	-.06	.15
e	.31	.73	-.16	-.13	-.84	-.77	-.19	.03	-.02	.08
gbk	.76	1.00	-.42	-.31	-.92	-.78	-.22	.12	-.02	.17
v	2.35	1.47	-1.05	-.82	-1.18	-1.04				
s	.74	1.34	-.42	-.29	-1.12	-.87	-.29	.14	.04	.30
t	1.11	3.08	-.53	-.48	-1.66	-1.51	-.06	.06	.08	.18



Tabel 4. Elasticiteter m.h.t. fros og kvasielasticiteter m.h.t.  $iku(-1/4)$  i 1980

Eksogen	fros		$iku(-1/4)$	
	kort	langt	kort	langt
fCe <sup>u</sup>	.13	.16		
fCv <sup>u</sup>	-.03	-.02	-.82	-1.03
			.16	.10

Tabel 5. Budgettes grænsenytte på kort sigt (L) og langt sigt (L<sup>o</sup>) og elasticiteten heraf m.h.t. budgettet (v hhv. v<sup>o</sup>)

	$Cp4xh/U$ pcp4xh	L	L <sup>o</sup>	v	v <sup>o</sup>
1955	19.67039	.577606	.352769	-4.967194	-1.426401
1956	19.86278	.422876	.329933	-3.830231	-1.405107
1957	19.84143	.363111	.320108	-3.336188	-1.382865
1958	20.59080	.310262	.305102	-2.941501	-1.360058
1959	21.37815	.264704	.284368	-2.655059	-1.341119
1960	22.08472	.237898	.265934	-2.519724	-1.324368
1961	23.63088	.196455	.234070	-2.296161	-1.286341
1962	24.84902	.170471	.208792	-2.217519	-1.277041
1963	24.76499	.167093	.199746	-2.287329	-1.285645
1964	26.47362	.142047	.177746	-2.144087	-1.261484
1965	27.43790	.127248	.160594	-2.101140	-1.246821
1966	28.62348	.112744	.144179	-2.053996	-1.235034
1967	29.00748	.104389	.131917	-2.060428	-1.224265
1968	29.36229	.093569	.122103	-2.094410	-1.219885
1969	30.84825	.087556	.111059	-2.031053	-1.211335
1970	31.66371	.079934	.101247	-2.018694	-1.202241
1971	31.07872	.077644	.094862	-2.075530	-1.192509
1972	31.25301	.072547	.087706	-2.105002	-1.196568
1973	32.18647	.062109	.076367	-2.079345	-1.202119
1974	31.06130	.057386	.067299	-2.155290	-1.188455
1975	31.59568	.050801	.060520	-2.120436	-1.187755
1976	33.95645	.041362	.051721	-2.013828	-1.184024
1977	34.27723	.037447	.046489	-2.030169	-1.185051
1978	34.46400	.034562	.042251	-2.056768	-1.183224
1979	34.88237	.031271	.037183	-2.084721	-1.165531
1980	33.65739	.030820	.034336	-2.206206	-1.155655
1981	32.38610	.029692	.031620	-2.306542	-1.154909
1982	32.58634	.026074	.028362	-2.442731	-1.147850
1983	33.12617	.023525	.023525	-2.183072	-1.146250
1984	34.27364	.020722	.023925	-2.112341	-1.146703
1985	36.36353	.017950	.021516	-2.029109	-1.143630
1986	38.04455	.016308	.019943	-1.985426	-1.141616

For nydelsesmidler,  $fC_n$ , synes afskrivningsraten,  $\delta_n$ , på vanebeholdningen alt for stor. Det virker heller ikke rimeligt, at indkomstelasticiteten er større på kort end på langt sigt, hvilket kendetegner varige goder;  $\alpha_n$  og  $dfC_n/ds_n$  er dog positive og store, hvilket kendetegner ikke-varige goder. Som man kunne forvente er indkomst- og egenpriselasticiteterne (numerisk) ret små.

Øvrige ikke-varige varer,  $fC_i$ , karakteriseres næsten som et varigt gode, idet indkomstelasticiteten er størst på kort sigt;  $\alpha_i$  og  $dfC_i/ds_i$  er dog positive, men de er meget små. Disse resultater er ikke overraskende, da mange af de varer, der indgår i  $fC_i$ , som nævnt har en levetid på mere end et år. Som for  $fC_f$  og  $fC_n$  er tilpasningsparameteren,  $c_i (= \delta_i - \alpha_i)$ , stor, hvilket indikerer en hurtig tilpasning til den ønskede beholdning.

For brændsel,  $fC_e$ , er tilpasningsparameteren meget lille, indkomstelasticiteterne på kort og langt sigt og egenpriselasticiteten på kort sigt er (numerisk) meget små, mens priselasticiteten på langt sigt er numerisk stor. Disse forhold er alle rimelige. Det er således klart, at priselasticiteten er (numerisk) væsentlig større på langt sigt, da energibesparende foranstaltninger tager tid. Klimaets indflydelse er klart signifikant. Elasticiteten m.h.t. frost er .13 på kort sigt. Forskellen i antal frostdøgn mellem en meget streng og en normal vinter er ca. 35%, hvilket i 1980 ville aflede et ekstra brændselsforbrug på ca. 770 mill. kr. i 1980 priser.

Det samlede transportforbrug,  $fC_{gbk}$ , har indkomst- og priselasticiteter af mellemstørrelse.

Øvrige varige varer,  $fC_v$ , karakteriseres urimeligt som et ikke-varigt gode ud fra  $\alpha_v$  og  $dfC_v/ds_v$ , som er positive. Sammenlignet med  $fC_i$  er beholdningseffekten for lille. Indkomstelasticiteten er dog væsentligt større på kort end på langt sigt, hvilket kendetegner varige goder. Egenpriselasticiteten er numerisk den største på kort sigt, og den næststørste på langt sigt. Der er meget stærk positiv autokorrelation, hvilket som nævnt til dels skyldes at renteuttrykket ikke er en realrente. En anden forklaring kan være, at der ikke tages hensyn

til den særegne dynamik, som gennem perioden har knyttet sig til fremkomsten af nye varige goder (indtrængningskurver). At renteeffekten ikke er signifikant skyldes også at inflationsforventningerne ikke er trukket fra  $iku(-1/4)$ . En stigning på 1 procentpoint i  $iku(-1/4)$  betyder et fald i  $fCv^u$  på .8% på kort sigt og 1% på langt sigt, jf. tabel 4.

Øvrige tjenester,  $fCs$ , og navnlig turistrejser m.v.,  $fCt$ , er blandt de mest budget- og egenprisfølsomme på langt sigt.

Som det fremgår af ligning (11) er de ikke-kompenserede krydspriselasticiteter  $e_{ij} = (dx_i / dp_j)(p_j / x_i)$  proportionale med indkomstelasticiteten for vare  $i$ . Øvrige varige varer,  $fCv^u$ , har på kort sigt den største indkomstelasticitet (mens turistrejser,  $fCt$ , har den største langsigts indkomstelasticitet). De ikke-kompenserede krydspriselasticiteter for  $fCv^u$  er derfor numerisk større end for de andre forbrugskomponenter på kort sigt. I de sidste fire søjler i tabel 3 er vist ikke-kompenserede og kompenserede krydspriselasticiteter for  $fCv^u$  på kort og langt sigt i 1980. Den ikke-kompenserede krydspriselasticitet for  $fCv^u$  på kort sigt er numerisk størst m.h.t. pcf, hvilket afspejler at  $\mu_f = \theta_f + \alpha_f s_f$  er stor, jf. (21). Generelt ses, at alle ikke-kompenserede krydspriselasticiteter er negative, bortset fra  $e_{vs}^o$  og  $e_{vt}^o$  som er positive fordi "langsigts-minimumsforbrugene"  $\mu_s^o$  og  $\mu_t^o$  er negative, jf. tabel 2 og ligning (21).

I tabellen er kun angivet krydspriselasticiteter for  $fCv^u$ , men det ses af (11), at der om krydspriselasticiteterne for de andre varer gælder, at

$$e_{kj} = e_{ij} \cdot e_k / e_i \quad , \quad k \neq j \quad , \quad i \neq j$$

og tilsvarende for langsigts-elasticiteterne. Langsigts krydspriselasticiteterne for  $fCt^u$  er altså godt og vel dobbelt så store som for  $fCv^u$ . Det bemærkes at krydspriselasticiteterne m.h.t. pcv på langt sigt,  $e_{jv}^o$  ( $j \neq v$ ), er positive lige som  $e_{js}^o$  ( $j \neq s$ ) og  $e_{jt}^o$  ( $j \neq t$ ) er det, da  $\mu_v^o$  er negativ lige som  $\mu_s^o$  og  $\mu_t^o$ .

I tabel 4 er vist nogle krydspriselasticiteter m.h.t. fros og  $iku(-1/4)$ . Elasticiteten for  $fCv^u$  m.h.t. fros er således  $-.03$  på kort sigt og  $-.02$  på langt sigt, mens kvasielasticiteten for  $fCi^u$  m.h.t.  $iku(-1/4)$  er  $.16$  på kort sigt og  $.10$  på langt sigt.

Tabel 5 viser den værdi  $L$  ("budgettets grænsenytt") havde i sidste iterationstrin. Det ses at  $L$  generelt aftager når det reale budget  $Cp4xh/(pcp4xh \cdot U)$  vokser. Man kan ikke tillægge den absolutte værdi af  $L$  nogen betydning, idet  $L$  ikke er invariant ved monotone transformationer af nyttefunktionen. Budgetelasticiteten for  $L$ ,  $v = (dL/dy)(y/L)$ , er imidlertid invariant ved lineære transformationer. Det ses, at  $v$  og især  $v^0$  aftager når det reale budget vokser.

Sammenlignes krydspriselasticiteterne for  $fCv^u$ ,  $e_{vj}$  og  $e_{vj}^0$  i tabel 3 med egenpriselasticiteterne for  $fCv^u$ , ses at sidstnævnte numerisk er klart størst. Krydspriselasticiteterne for de andre forbrugskomponenter er som nævnt i de fleste tilfælde væsentlig mindre end for  $fCv^u$ . Desuden ses, at egenpriselasticiteterne  $e_{jj}$  ( $e_{jj}^0$ ) er omtrent proportionale med indkomstelasticiteterne  $e_j$  ( $e_j^0$ ), idet proportionalitetsfaktoren er den reciprokke af  $v$  ( $v^0$ ) fra tabel 5 i 1980. Dette bekræfter at  $e_{jj} \approx e_j/v$  og  $e_{jk} \approx 0$  er en ret god approksimation, jf. afsnit 2. De estimerede elasticiteter bekræfter altså, at antagelsen om en additiv nyttefunktion, som nævnt i afsnit 2, indebærer en stærk båndlæggelse af priseffekterne. Det er imidlertid meget vanskeligt at udskifte DLU med en anden model, som tillader estimation af mere raffinerede priseffekter, med mindre man er villig til at droppe den dynamiske specifikation og acceptere en ren statisk model.

Estimeres DLU ved systemestimation (SUR) i hver iteration i stedet for enkeltligningsestimation fås stort set de samme estimationsresultater.<sup>11</sup> De største ændringer sker i  $fCf$ -relationen, hvor  $\alpha_f$  bliver positiv, og for renteparameteren  $Kv_4$  i

<sup>11</sup>Konvergens opnås ikke helt i dette tilfælde, idet summen af de estimerede udgifters relative afvigelse fra budgetrestriktionen er lidt større end 3 promille efter 50 iterationer.

fCv-relationen, der numerisk falder til omkring det halve af værdien i tabel 1. Generelt fås lidt mindre  $R^2$  og lidt større residualkvadratsum, men til gengæld lidt mindre autokorrelation.

For at undersøge stabiliteten af de estimerede parametre er modellen estimeret på perioden 1955-84. Herved inddrages de sidste fire år med endelige nationalregnskabstal, der er kommet til siden DLU blev estimeret til oktober 1984 versionen af ADAM. På grund af estimationsproceduren, som indebærer at de enkelte ligninger ikke estimeres uafhængigt af hinanden, kan man ikke foretage egentlige stabilitetstest for de enkelte ligninger hver for sig. Som en grov indikator for, hvor problemerne er størst, er alligevel beregnet Chow-teststørrelserne

$$F_j = \frac{(SSR_j(84) - SSR_j(80))/4}{SSR_j(80)/22},$$

hvor  $SSR_j(80)$  og  $SSR_j(84)$  er residualkvadratsummen for forbrugskomponent  $j$  for perioden 1955-80 hhv. 1955-84. Resultatet er vist i tabel 6.

Tabel 6. Chow-teststørrelser

j	f	n	i	e	gbk	v	s	t
$F_j$	.66	3.70	.42	.32	5.79	1.24	3.29	2.29

Den kritiske værdi  $F(4,22)$  på et 5% niveau er 2.82. Der er således tegn på, at stabilitetsproblemerne er størst i relationerne for  $fC_{gbk}^u$ ,  $fC_n^u$ ,  $fC_s^u$  og  $fC_t^u$ . Det samme indtryk får man ved at betragte diagrammerne med estimerede residualer i figur 1, som også indikerer, at problemerne nok ikke bliver mindre hvis 1985 og 1986 inddrages i estimationsperioden. Det skal nævnes at estimationen for perioden 1955-84 (med enkeltligningsestimation i hver iteration) indebærer, at  $fC_s$ -relationen bliver dynamisk ustabil, idet  $\delta_s$  bliver lidt mindre end  $\alpha_s$ , således at tilpasningsparameteren  $c_s$  bliver negativ. Den således estimerede model er altså ikke brugbar. Estimeres deri-

mod med SUR i hver iteration bliver modellen dynamisk stabil også for perioden 1955-84. Men  $c_s$  bliver meget lille, så det tyder på at der er grundlæggende stabilitetsproblemer for fCs-relationen, som der tidligere har været det for fCt-relationen.<sup>11</sup>

Som alternativ til DLU er SLU forsøgt estimeret, men med et meget ringe resultat. Først og fremmest lider alle relationer her af meget stærk autokorrelation, hvilket klart peger på, at der er behov for en dynamisk specifikation som i DLU.

---

<sup>11</sup>Jf. Trier (1983), op.cit. (kapitel 7).

## 6. BOLIGEFTERSØRGSEL OG BOLIGINVESTERINGER

Frem til og med oktober 1984 versionen var boliginvesteringerne eksogene i ADAM. I april 1986 og maj 1987 versionerne af ADAM er boliginvesteringerne endogene.<sup>1</sup> Dette skal ses på baggrund af, at ADAM i disse versioner blev udvidet med en finansiel sektormodel, og at boliginvesteringerne p.g.a. deres høje rentefølsomhed og deres påvirkning af realkreditmarkedet udgør et vigtigt transformationsled mellem den finansielle og den reale sektor.

Boligmodellen, der har samme struktur i de to modelversioner, er af samme type som en model opstillet i Nationalbanken.<sup>2</sup> Nettoinvesteringerne i boliger bestemmes i to trin. Først bestemmes den kontante salgspris for enfamiliehuse, phk, ud fra udbud og efterspørgsel efter boliger; dernæst bestemmes nettoinvesteringerne af forholdet mellem salgspris for eksisterende huse og enhedsomkostninger forbundet med opførelse af nye huse.

På kort sigt er boligudbudet givet ved den faste primobeholdning af boliger (d.v.s. udbudskurven er lodret), og boligefterspørgslen, som afhænger af bl.a. indkomst og rente, bestemmer boligprisen. På langt sigt kan boliger reproduceres til en fast pris, der er bestemt af byggeomkostningerne (d.v.s. udbudskurven er vandret), og boligefterspørgslen bestemmer boligbeholdningen. Den dynamiske tilpasningsmekanisme i modellen kan beskrives på følgende måde.

En permanent stigning i den disponible indkomst eller et permanent rentefald fører til en permanent stigning i boligefterspørgslen. Effekten heraf er første år, at boligprisen vokser, hvilket fører til større boliginvesteringer og dermed større boligbeholdning (-udbud) ultimo året. Det større boligudbud har en negativ effekt på boligprisen næste år. Tilpas-

<sup>1</sup>Modelleringen af boliginvesteringerne har taget udgangspunkt i anbefalingerne fra et arbejdsudvalg under Udvalget vedrørende en dansk konjunkturmodel, jf. kapitel 1 og Rapport fra modelgruppen nr. 5.

<sup>2</sup>Jf. Niels Blongren-Hansen og Jan E. Knøsgaard (1978): Boligmarkedet i den pengepolitiske transmissionsmekanisme, Nationaløkonomisk Tidsskrift, Bind 116, nr. 1.

ningen fortsætter, således at boligbeholdningen gradvis tilpasser sig den større efterspørgsel og boligprisen reduceres og falder tilbage mod det oprindelige niveau i takt med stigningen i boligudbudet.

I det følgende gives en nærmere beskrivelse af boligmodellen i maj 1987 versionen af ADAM, men forskellene i forhold til april 1986 versionen nævnes også.

I afsnit 6.1 og 6.2 beskrives relationerne til bestemmelse af hhv. boligpris og nettoinvesteringer. I afsnit 6.3 beskrives den samlede boligmodel og dens egenskaber. Sammenhængen mellem boligmodel og forbrugssystem diskuteres i afsnit 6.4. Følgende arbejdsrapporter udgør baggrunden for kapitlet:

Eskil Heinesen (15/8 1985): Boligprisrelation og boliginvesteringsrelation I.

Ellen Andersen (31/10 1985): Om boligbeholdningens størrelse

Ellen Andersen (januar 1986): En dansk boligmodel med rationeringseffekter.

Ellen Andersen (5/2 1986): Boligbeholdning og nationalregnskab.

Eskil Heinesen og Kristian Sparre Andersen (11/2 1986): Boligprisrelation og boliginvesteringsrelation II.

Ellen Andersen (14/5 1986): Boligbeholdningen - sidste udkald.

Ellen Andersen (22/5 1986): Beregning af ejerboligens ydelsespris.

Ellen Andersen (juni 1986): A Model for the Danish Housing Market Under Rationing.

Eskil Heinesen (11/8 1986): Boliginvesteringsmodel i ADAM, april 1986.

Ellen Andersen (26/8 1986): Samspelet mellem opfattelsen af boligmarkedet og definition og modellering af makroforbruget.

Kristian Sparre Andersen og Eskil Heinesen (24/3 1987): Boligprisrelation og boliginvesteringsrelation III.

Eskil Heinesen og Carsten Krabbe Nielsen (18/11 1987): Privat forbrug og boliginvesteringer i ADAM, maj 1987.



### 6.1. Boligefterspørgsel og boligprisrelation

Det antages at beholdningsefterspørgslen efter boliger har formen:

$$(1) \quad L(\text{Khd}) = a_0 + a_1 \cdot L(\text{phk}/\text{pcp4xh}) + a_2 \cdot \text{LYdhdf} + a_3 \cdot \text{uih} \\ + a_4 \cdot \text{Rphpfl} + a_5 \cdot \text{RYdhf} ,$$

hvor  $L$  og  $R$  betegner hhv. naturlig logaritme og relativ ændring;  $\text{Khd}$  er beholdningsefterspørgslen efter boliger,  $\text{phk}$  er kontantprisen for enfamiliehuse,  $\text{pcp4xh}$  er prisen for samlet privat forbrug bortset fra boligforbrug,  $\text{LYdhdf}$  er logaritmen til forventet disponibel realindkomst ( $\text{Ydh}/\text{pcp4xh}$ ),  $\text{Ydh}$  er disponibel indkomst,  $\text{uih}$  er  $\text{usercost}$ ,  $\text{Rphpfl}$  er forventet relativ ændring for den prioriterede salgspris for enfamiliehuse og  $\text{RYdhf}$  er forventet relativ ændring for nominel disponibel indkomst pr. capita ( $\text{Ydh}/U$ ).

Den disponible indkomst,  $\text{Ydh}$ , der påvirker boligefterspørgslen i maj 1987 versionen af ADAM, er lidt bredere end  $\text{Yd5}-\text{Yfqi}$ , der blev anvendt i april 1986 versionen, idet brutto-restindkomst i finansiel virksomhed,  $\text{Yrqf}$ , er medtaget:

$$\text{Ydh} = \text{Yw} - \text{Typri} + \text{Tyn} - (\text{Sd} - \text{Sds} - \text{Sdr} + \text{Sagb} + \text{Saso}) \\ + \text{Ydr7} + \text{Yrh} + \text{Tippl} \\ = \text{Yd5} - \text{Yfqi} + \text{Yrqf}$$

$\text{Ydh}$  svarer altså til  $\text{Yd7}$ , der indgår i bestemmelsen af privat forbrug, jf. kapitel 4, afsnit 4, punkt 1, bortset fra at disponibel restindkomst,  $\text{Ydr7}$ , indgår uden lag og at restindkomst i boligbenyttelse,  $\text{Yrh}$ , og nettorenteindtægter,  $\text{Tippl}$ , er medtaget. Grunden til at  $\text{Ydr7}$  indgår uden lag her er, at der i forvejen er forholdsvis lange lag i indkomstforventningerne i boligefterspørgslen, jf. nedenfor. Grunden til at  $\text{Yrh}$  og  $\text{Tippl}$  indgår i  $\text{Ydh}$  er naturligvis, at formuen ikke er bestemmende for boligefterspørgslen. Det har været forsøgt at inddrage formuen, men uden held. At forventet nominel indkomststigning påvirker boligefterspørgslen og dermed -prisen positivt skyldes, at (de nominelt faste) rente- og afdragsydelse på lån til ejerboliger

vil forventes at udgøre en desto mindre del af en ejer-husholdnings budget i fremtidige perioder, jo større vækst i disponibel nominel indkomst pr. capita der forventes.

Indkomst- og prisforventningerne er dannet ud fra hypotesen om forventningstilpasning, jf. nedenfor.

At det er de prioriterede huspriser (i modsætning til kontantpriserne), der bør anvendes i prisforventningsudtrykket, kan der argumenteres for på følgende måde: Ved køb af en bolig anskaffes både et aktiv (boligen) og et passiv (en obligationsgæld, der svarer til boligprisen, hvis alternativet til køb af bolig er investering i obligationer). Det vil sige at den forventede udvikling i både boligens kontantpris og obligationskursen er relevante for, om boligkøbet er fordelagtigt. Hvis den nominelle (pålydende) rente på boliglån kun ændrer sig langsomt, så er stigningen i den prioriterede pris imidlertid et omtrentligt udtryk for den samlede gevinst ved køb af bolig med dertil knyttet låneoptagelse. Ved at anvende prioriterede priser i forventningsudtrykket undgår man altså at skulle tage eksplicit hensyn til renteforventninger.<sup>3</sup>

Udtrykket for usercost, uih, er givet ved

$$(2) \quad uih = (1-tsa0u1) \cdot iw bz + (tsa0u1 \cdot tsdl \cdot 1.34 \cdot phv/phk)(-1/2),$$

hvor første led er obligationsrenten netto for skat og andet led er den reelle lejeværdiprocent ganget med skattesatsen (og lagget et halvt år); tsa0u1 er skattesatsen,<sup>4</sup> tsdl er lejeværdiprocenten, phv er vurderingsprisen for huse, der danner grundlag for beregning af lejeværdi og 1.34 er forholdet mellem vurderingsprisen, der lå til grund for lejeværdiberegningen i 1980, og kontantprisen samme år. Data for phv og tsdl samt beregning af faktoren 1.34 er beskrevet i appendiks A. For de se-

<sup>3</sup>Jf. Michael Møller (1983): Det danske boligmarked, Institut for Finansiering, Handelshøjskolen i København (s. 251).

<sup>4</sup>tsa0u1 er lig tsa0u fra april 1986 versionen af ADAM bortset fra at værdien i 1970 er lig .34; tsa0u er beskrevet i kapitel 4, appendiks C.

neste år er phv i princippet kontantprisen pr. 1. april året før, hvorfor følgende relation er lagt ind i ADAM:

$$\text{phv} = (.75 \cdot \text{phk}(-1) + .25 \cdot \text{phk}(-2)) \cdot \text{kphv} ,$$

hvor kphv er en korrektionsfaktor, der skulle være nogenlunde konstant de sidste år.

Der er et potentielt destabiliserende simultanitetsproblem, idet en stigning i phk får uih til at falde, hvilket yderligere øger phk o.s.v. Problemet er uden betydning i praksis, men kan helt undgås ved at lagge sidste led i uih yderligere.

Differensen mellem uih og Rphpf1 afspejler de samlede user-costs. Når uih og Rphpf1 indgår som to separate variabler skyldes det at den estimerede koefficient til uih bliver omtrent dobbelt så stor numerisk som koefficienten til Rphpf1, jf. nedenfor. En fortolkning heraf er, at kapitalgevinsterne er mindre likvide og mere usikre.

Udbudet af boliger antages at være lig primobeholdningen,  $\text{Kh}(-1)$ . Ligevægt på boligmarkedet kræver, at beholdningsefterspørgslen er lig primobeholdningen af boliger:<sup>5</sup>

$$(3) \quad \text{Khd} = \text{Kh}(-1)$$

Indsættes (3) i (1) fås den boligpris,  $\text{phk}^*$ , der skaber ligevægt mellem udbud og efterspørgsel efter boliger:

$$(4) \quad \begin{aligned} \text{L}(\text{phk}^*) &= \text{L}(\text{pcp4xh}) - (a_0/a_1) + (1/a_1) \cdot \text{L}(\text{Kh}(-1)) \\ &\quad - (a_2/a_1) \cdot \text{LYdhdf} - (a_3/a_1) \cdot \text{uih} \\ &\quad - (a_4/a_1) \cdot \text{Rphpf1} - (a_5/a_1) \cdot \text{RYdhf} \end{aligned}$$

Hvis det antages, at den observerede boligpris, phk, er lig med ligevægtsprisen,  $\text{phk}^*$ , d.v.s. at phk er tilstrækkelig fleksibel til at skabe ligevægt på boligmarkedet inden for et år, kan

<sup>5</sup>Datakonstruktion for boligbeholdning, nettoinvesteringer og afskrivninger på boliger er beskevet i appendiks A.

ligning (4) - med  $L(\text{pcp4xh})$  trukket fra på begge sider - estimeres.

Hvis det derimod antages, at boligprisen tilpasser sig trægt til ligevægtsprisen, fås en anden estimationsligning. Givet følgende partielle pristilpasningsrelation:<sup>6</sup>

$$(5) \quad DL(\text{phk}) \equiv L(\text{phk}) - L(\text{phk}(-1)) = k \cdot (L(\text{phk}^*) - L(\text{phk}(-1))),$$

hvor  $0 < k \leq 1$ , fås fra (4) estimationsligningen

$$(6) \quad DL(\text{phk}) = -k \cdot (a_0/a_1) + k \cdot (1/a_1) \cdot L(\text{Kh}(-1)) \\ - k \cdot (a_2/a_1) \cdot \text{LYdhdf} - k \cdot (a_3/a_1) \cdot \text{uih} \\ - k \cdot (a_4/a_1) \cdot \text{Rphpf1} - k \cdot (a_5/a_1) \cdot \text{RYdhf} \\ + k \cdot (L(\text{pcp4xh}) - L(\text{phk}(-1)))$$

Det ses, at (4) er et specialtilfælde af (6) med  $k$  lig 1. Estimeres uligevægtsrelationen (6) fås et estimat for tilpasningsparameteren  $k$  på ca. 1, hvilket indicerer, at uligevægtsspecifikationen ikke har mening - ejerboligprisen er fleksibel og skaber ligevægt på boligmarkedet inden for et år. Relation (4) er derfor grundlaget for estimationerne af boligprisligningerne til april 1986 og maj 1987 versionerne af ADAM. Estimationsresultatet for boligprisligningen i ADAM, maj 1987 er

$$(7) \quad L(\text{phk}/\text{pcp4xh}) = -25.76 - 1.3725 \cdot L(\text{Kh}(-1)) + 3.586 \cdot \text{LYdhdf} \\ (1.35) \quad (.1109) \quad (.225) \\ - 4.720 \cdot \text{uih} + 2.140 \cdot \text{Rphpf1} + 1.065 \cdot \text{RYdhf} \\ (.329) \quad (.061) \quad (.104) \\ + .0962 \cdot \text{d72n} \\ (.0095) \\ n = 1967-83 \quad s = .0101 \quad DW = 2.15 \quad R^2 = .995$$

<sup>6</sup>Denne specifikation anvendes i B.G.Hickman og R.M.Coen (1976): An Annual Growth Model of the U.S. Economy, North Holland, Amsterdam.

De adaptive indkomst- og prisforventninger er dannet ud fra følgende formler:

$$LYdhdf = .25 \cdot L(Ydh/pcp4xh) + .75 \cdot LYdhdf(-1)$$

$$RYdhf = .6 \cdot R(Ydh/U)(-1) + .4 \cdot RYdhf(-1)$$

$$Rphpf1 = .4 \cdot Rphp(-1) + .6 \cdot Rphpf1(-1)$$

med

$$LYdhdf(1954) = L(Ydh/pcp4xh)(1954),$$

$$RYdhf(1955) = R(Ydh/U)(1955) \text{ og}$$

$$Rphpf1(1951) = Rphp(1951).$$

Parametrene i de tre forventningsudtryk er fastlagt under hensyntagen til det samlede estimationsresultat.

Prisstigningsforventningerne,  $Rphpf1$ , er eksogene i ADAM, da endogenisering ved hjælp af ovenstående relation medfører, at boligmodellen bliver ustabil. Problemet er, at en stigning i kontantprisen,  $phk$ , og dermed i den prioriterede pris,  $php$ , medfører, at næste periodes prisstigningsforventninger,  $Rphpf1(+1)$ , vokser, hvorved også  $phk(+1)$  vokser; den estimerede koefficient til  $Rphpf1$  er så stor, at denne destabiliserende forventningstilpasningsmekanisme dominerer den stabiliserende beholdningstilpasningsmekanisme, således at  $phk$  i multiplikatorløbsløb med boligmodellen isoleret svinger med større og større amplitude.<sup>7</sup>

Variablen  $d72n$ , der er lig 1 i 1972, .67 i 1973, .33 i 1974 og ellers 0, er en dummy for stigningen i boligefterspørgslen, der skyldes aftrapningen i 1972-73 af ordningen om refusion af moms på boligbyggeri.

Boligprisrelationen (7) adskiller sig fra relationen i april 1986 versionen af ADAM på følgende punkter: den er estimeret i niveau, hvor april 1986 versionens  $phk$ -relation er estimeret i ændringer; renten netto for skat er erstattet af et usercost-udtryk, som også tager højde for den reelle lejeværdiprocent, jf. ovenfor; og forventningslaggene er ændret lidt. Baggrunden for at boligprisrelationen er omformuleret fra

<sup>7</sup>Jf. notat EH 11/8 1986.

ændringer til niveau er, at modellen med en ændringsrelation tager udgangspunkt i sidste års niveau for boligprisen, mens niveauet for boligprisen i en niveaurelation er knyttet til det estimerede konstantled. Er udgangspunktet for phk således for stort vil modellen, med en ændringsrelation for boligprisen, beregne for store værdier for boligpris og -investeringer periode efter periode.<sup>3</sup>

Med henblik på fortolkning af estimaterne som (semi-) elasticiteter i boligefterspørgslen kan (7) omformuleres til en efterspørgselsrelation ved at erstatte  $Kh(-1)$  med  $Khd$  og isolere denne på venstresiden:

$$(8) \quad L(Khd) = - 18.8 - .72 \cdot L(phk/pcp4xh) + 2.61 \cdot LYdhdf \\ - 3.44 \cdot uih + 1.56 \cdot Rphpf1 + .78 \cdot RYdhf \\ + .070 \cdot d72n$$

Estimationen implicerer altså, at boligefterspørgslens semielasticitet m.h.t. renten (usercost) og navnlig indkomstelasticiteten er meget store (numerisk). Utallige specifikationer har været estimeret, men alle implicerer elasticiteter af tilsvarende størrelse. Den implicitte elasticitet m.h.t. den relative boligpris synes rimelig. De estimerede efterspørgselselasticiteter i april 1986 versionen af ADAM svarer meget nøje til elasticiteterne i (8).

Som nævnt ovenfor er den boligbeholdning, der anvendes i estimationerne den samlede boligmasse, mens "boligprisen" er kontantprisen på enfamiliehuse. Denne pris er en god proxy for prisen på ejerboliger generelt - men selvfølgelig ikke for huslejen i lejerboliger. Huslejen påvirkes ikke (i nær samme grad som phk) af efterspørgselspresset på boligmarkedet, og har udvist langt mindre udsving i estimationsperioden. Derfor svinger phk væsentlig mere end det "sande" boligpris-indeks, som er en funktion af indeksene for ejerboligprisen og huslejen. De estimerede elasticiteter i den implicitte boligefterspørgselsre-

<sup>3</sup>Jf. notat EH 11/8 1986, afsnit 8, punkt 4.

lation (8) er derfor (numerisk) større end de sande elasticiteter i boligefterspørgslen. Man behøver derfor ikke at være så bekymret over estimationsresultatet, som der umiddelbart kunne være grund til at tro. Selv med denne fortolkning er elasticitetsestimaterne dog store.

I ADAM er boligbeholdningens langsigts-elasticiteter da også betydelig mindre (numerisk) end elasticiteterne i (8), hvilket skyldes, at phk kun bestemmer en del af det samlede boligbyggeri, nemlig den del af det private byggeri, der ikke er offentligt støttet, jf. nedenfor.

Denne diskussion afspejler, at ADAMs boligmodel bygger på en række forenkende antagelser. Der skelnes således ikke mellem ejer- og lejerboliger, hvilket specielt indebærer, at en stigning i boligbeholdningen har samme effekt på ejerboligprisen, uanset om der er tale om en stigning i udlejnings- eller ejerboligmassen. En mere raffineret model med et to-delt boligmarked, hvor der er rationering og fast husleje på udlejningsmarkedet og markedsclearing på ejerboligmarkedet, er beskrevet af Ellen Andersen.<sup>9</sup>

Ligning (7) overvurderer phk med over 2% i 1985 og 1986.<sup>10</sup> Residualerne er således klart større i disse to år end i noget år i estimationsperioden. April 1986 versionens phk-ligning klarer sig betydeligt bedre i 1985-86 med fejl på under 1% i forudsigelsen af phk. At den nye ligning klarer sig dårligt i 1985-86 skyldes ikke, at det er en niveaurelation, men derimod inddragelsen af den reelle lejeværdiprocent i usercost-udtrykket. Estimeres således den samme relation som (7) men uden lejeværdiprocent, fås følgende estimationsresultat og fejl i forudsigelsen af phk i 1984-86 på under 1%.

---

<sup>9</sup>Jf. notater EA januar 1986 og EA juni 1986.

<sup>10</sup>Forudsigelsesfejl for 1984-86 er her og i det følgende beregnet på grundlag af databanken ADAMBK fra november 1987.

$$\begin{aligned}
 L(\text{phk}/\text{pcp4xh}) = & -25.6 - 1.44 \cdot L(\text{Kh}(-1)) + 3.64 \cdot \text{LYdhdf} \\
 & \quad (1.4) \quad (.12) \quad \quad (.24) \\
 & - 4.42 \cdot (1 - \text{tsa0u1}) \cdot \text{iwbz} + 2.10 \cdot \text{Rphpf1} \\
 & \quad (.33) \quad \quad \quad (.06) \\
 & + 1.06 \cdot \text{RYdhf} + .065 \cdot \text{d72n} \\
 & \quad (.11) \quad \quad (.011)
 \end{aligned}$$

$$n = 1967-83 \quad s = .0108 \quad R^2 = .994 \quad \text{DW} = 2.07$$

Parameterestimerterne her ligner meget estimerterne i (7), bortset fra at boligefterspørgslens rentefølsomhed er en del mindre. Det er ikke så meget udviklingen i den reelle lejeværdiprocent i de senere år, der er årsag til forudsigelsesproblemet, men i højere grad at den estimerede rentefølsomhed i (7) er for stor.<sup>11</sup>

## 6.2. Boliginvesteringsrelationen

Nettoinvesteringer i boliger,  $fIhn1$ , bestemmes dels af offentligt støttet byggeri, dels af forholdet mellem  $phk$  og enhedsomkostningerne forbundet med opførelse af nye huse; i disse omkostninger indgår dels prisen på boliginvesteringer,  $pih$ , dels grundprisen,  $phgk$ . Relationen, der er ikke-lineær i parametrene, har helt samme form i ADAM, april 1986 og ADAM, maj 1987. I maj 1987 versionen er den blot reestimeret med inddragelse af 1983 i estimationsperioden, hvilket ikke har ændret parametrene meget:

$$\begin{aligned}
 (9) \quad fIhn1 = & -21221 + .444 \cdot (fIhn1(-1) - .451 \cdot \text{nbs}(-1)) \\
 & \quad (4586) \quad (.093) \\
 & + .451 \cdot \text{nbs} + 26242 \cdot (\text{phk} / (.8 \cdot \text{pih} + .2 \cdot \text{phgk})) \\
 & \quad (.139) \quad \quad (5167) \\
 & + 5952 \cdot \text{D76} + 4728 \cdot \text{d19723} \\
 & \quad (1426) \quad \quad (1331)
 \end{aligned}$$

$$n = 1970-83 \quad s = 1319 \quad R^2 = .977 \quad \text{DW} = 1.83$$

hvor  $\text{nbs}$  er antallet af offentligt støttede boliger under opførelse,  $\text{d76}$  og  $\text{d19723}$  er dummy-variabler ( $\text{d76} = 1$  i 1976, ellers 0;  $\text{d19723} = 1$  i 1972-3, ellers 0). Begrundelsen for  $\text{d19723}$  er den

<sup>11</sup>Estimeres (7) således frem til og med 1986 er alle parametre stort set uændrede bortset fra koefficienten til  $\text{uih}$ , der bliver numerisk 14% mindre.



samme som for d72n, jf. afsnit 1, mens d76 skyldes dels den midlertidige momsnedsettelse oktober 1975 - februar 1976, dels den i juni 1975 indførte forlængelse af løbetiderne for særlige realkreditlån i enfamiliehuse påbegyndt inden 1/4 1976. Ligning (9) forklarer ikke-støttet byggeri,  $fIhn1-.451 \cdot nbs$ , med ikke-støttet byggeri i foregående periode og et prisled. De laggede boliginvesteringer indgår, da byggeri tager tid, således at en del af det byggeri, der påbegyndes et år, fuldføres det næste.

Prisledet afspejler, at nybyggeri af boliger øges, hvis salgsprisen på huse vokser relativt til enhedsomkostningerne forbundet med opførelse af nye huse. Salgsprisen vokser, hvis boligefterspørgslen øges, fx p.g.a. en indkomststigning eller et rentefald, jf. (6) og (7).

Den vægtede sum af  $p_{ih}$  og  $p_{hgk}$  er som nævnt et mål for enhedsomkostningerne forbundet med at opføre nye huse;  $p_{hk}$  er et indeks for prisen på eksisterende huse (inkl. grund); jo større  $p_{hk}$  er i f.t. omkostningerne ved at opføre et nyt hus, jo større er incitamentet til at bygge (forholdet mellem de to størrelser kan fortolkes som afspejlende profitmarginen for boligbyggeri).

Grunden til at det laggede antal offentligt støttede boliger under opførelse,  $nbs(-1)$ , indgår er, at forholdet mellem  $p_{hk}$  og byggeomkostninger er årsag til påbegyndelser, som dernæst medfører byggeaktivitet spredt over flere perioder, mens  $nbs$  direkte afspejler byggeaktivitet.<sup>12</sup>

Koefficienten til  $nbs$  kan fortolkes som investeringsomkostningerne i 1980-priser forbundet med at opføre en gennemsnitlig offentligt støttet bolig, hvis byggetiden for offentligt støttet byggeri er 1 år. Estimatet af koefficienten til  $nbs$  har en rimelig størrelse, da den gennemsnitlige investeringsudgift til en ny bolig udgjorde ca. 1/2 mill. kr. i 1980,<sup>13</sup> og da bygge-

<sup>12</sup>Jf. Tyge Vorstrup Rasmussen (6/3 1986): Nogle strøtanker vedr. DS's boligmodel. Notat fra Det Økonomiske Sekretariat.

<sup>13</sup>Antallet af fuldførte boliger i 1980 og 1981 var hhv. 30345 og 21925. Et groft skøn over den gennemsnitlige investeringsudgift til en ny bolig i 1980 er:  $fIhn1(1980)/(30345/2+21925/2) = .55$  mill. kr. Denne beregningsmetode er dog meget usikker. Den giver således ret svingende gennemsnitlige investeringsudgifter

tiden for offentligt støttet byggeri nok er ca. et år i gennemsnit. Det er dog ikke givet at der er en særlig præcis sammenhæng mellem koefficienten til nbs og den gennemsnitlige investeringsudgift til en ny bolig, da en offentligt støttet bolig typisk er mindre end gennemsnittet, og da en del af de offentligt støttede boliger formentlig ville være blevet bygget også uden støtte (størrelsen af den offentlige støtte til en bolig er ikke i alle tilfælde lige omfattende).

Koefficienten til  $fIhn1(-1)$  er nok for stor - navnlig da koefficienten alene skal afspejle påvirkningen fra foregående års ikke-støttede byggeri, jf. (9), som især består af enfamiliehuse o.lign. med relativt korte byggetider. Hvis man kan skaffe data for byggetider, kan koefficienten til den laggede endogene i (9) fastsættes a priori. En anden mulighed er at lade laggede værdier af forholdet mellem phk og byggeomkostninger indgå i stedet for  $fIhn1(-1)$  (og  $nbs(-1)$ ). Dette har været forsøgt men uden held.

Forudsigelsesfejlene (observeret minus forudsagt værdi) er 1.5, -1.5 og .2 mldr. kr. i 1984, 85 og 86.

Estimationsperioden er - som for prisrelationen - forholdsvis kort, hvilket skyldes, at estimationsperioder, som begynder før 1970, giver væsentlig dårligere resultater. En forklaring herpå kan for investeringsrelationens vedkommende være, at det først er fra ca. 1970, at boligmarkedet har fungeret efter de mekanismer modellen beskriver, mens det før var præget af kvantitative reguleringer. En anden forklaring kan være, at forventningsdannelsen eller anden adfærd har ændret sig markant fra 1960'erne til 70'erne. For prisrelationen gælder, at en udvidet estimationsperiode resulterer i en væsentlig større indkomstelasticitet i boligefterspørgslen, hvilket ikke virker troværdigt.

---

når den anvendes på andre år. Et tal omkring 1/2 mill. kr. er dog nok ikke helt galt, da den godkendte anskaffelsessum pr.  $m^2$  for almennyttigt byggeri udgjorde 4-5000 kr. ekskl. grundudgifter i 1980-81 (jf. "Bygge- og boligpolitisk oversigt 1983-85", Boligministeriet). Ifølge tal fra nationalregnskabskontoret var  $m^2$ -prisen for enfamiliehuse ca. 4000 kr. i 1980. Det gennemsnitlige antal  $m^2$  pr. bolig svinger dog ret meget fra år til år, så omregning af disse  $m^2$ -priser til pris pr. bolig er ikke lige til.

Investeringsrelationen (9) har den egenskab, at en midlertidig stigning i fx phk medfører større boliginvesteringer ikke bare i den aktuelle og den efterfølgende periode, men også i de dernæst følgende perioder. Hvis phk stiger midlertidigt, så fIhn1 vokser med 1 mldr.kr. i den aktuelle periode, vil effekten på fIhn1 de følgende perioder - når alene fIhn1-relationen betragtes - være (i mldr.kr.): .444, .197, .088, .039, ..., .444<sup>n</sup>. Den første af disse afledte effekter afspejler direkte argumentet for at inddrage fIhn1 på højresiden, nemlig at byggeri tager tid, således at noget af det byggeri, der igangsættes i den aktuelle periode, fuldføres i den efterfølgende periode. De øvrige afledte effekter kan umiddelbart synes urimelige (ligesom den første effekt kan synes for stor), men de kan fortolkes som kapacitetseffekter: Kapaciteten i sektoren for boligbyggeri afhænger af, hvor stort boligbyggeriet har været de foregående år; og jo større kapaciteten er, jo mere vil der alt andet lige blive bygget.

Denne modellering af kapacitetseffekter er dog noget primitiv, og det er vel problematisk at blande estimatet af betydningen af overhængende byggeri fra den foregående periode sammen med estimation af kapacitetseffekter. Der er estimeret en relation, hvor en stigning i fIhn1 i den aktuelle periode kun fører til en afledt stigning i den efterfølgende periode, men ikke i de dernæst følgende perioder.<sup>14</sup> Estimationsresultatet er meget kønt for estimationsperioden 1970-83, men ligningen bryder sammen i 1985-86, hvor boliginvesteringerne overvurderes betydeligt. Det kan fortolkes således, at der mangler en kapacitetseffekt: Den kraftige stigning i phk de sidste år har ikke ført til den ventede kraftige stigning i nybyggeriet af boliger, fordi kapaciteten har været meget lav efter den meget begrænsede byggeaktivitet 1981-83. Det har derfor været forsøgt at inddrage et kapacitetsudtryk som regressor; dels et fordelt lag af de samlede bygge- og anlægsinvesteringer, fIb, eller boliginvesteringer, fIh, eller beskæftigede i bygge- og anlægs-

---

<sup>14</sup>Jf. notat KSA+EH 24/3 1987.

sektoren,  $Q_{ba}+Q_{bf}$ , dels et udtryk for kapacitetsudnyttelsesgraden beregnet ved hjælp af "peak to peak"-metoden. Sidstnævnte metode gav intet resultat; fordelt lag af  $f_{Ib}$ ,  $f_{Ih}$  eller  $Q_{ba}+Q_{bf}$  gav et kønt estimationsresultat, men de kumulerede effekter af laggede investeringsændringer blev for store i multiplikatorløbsløser.

Som beskrevet ovenfor indgår grundprisen,  $phgk$ , som en del af enhedsomkostningerne ved at opføre et nyt hus. Efterspørgslen efter grunde afhænger i høj grad af de samme faktorer, som bestemmer efterspørgslen efter boliger, bl.a. indkomstforventninger og rente. Man kunne således opstille en model til bestemmelse af grundprisen af samme type som den i afsnit 1 beskrevne model for boligprisen. Problemet er, at man ikke kender udbudet af byggegrunde. Andetsteds er der opstillet en sådan beholdningsligevægtsmodel for grunde.<sup>15</sup> Det antages her, at den relative ændring i udbudet af byggegrunde har været konstant, og der estimeres en relation i relative ændringer. Da det i forbindelse med opstillingen af ADAMs boligmodel ikke er lykkedes at estimere en køn relation af denne type, er udviklingen i grundprisen i stedet blevet bundet direkte til udviklingen i boligprisen i ADAM, maj 1987, idet følgende relation er lagt ind i modellen:

$$(10) \quad phgk = phk/kphkg,$$

hvor  $kphkg$  er en korrektionsfaktor. Denne ligning sikrer, at en stigning i boligefterspørgslen, som medfører en øget boligpris, også påvirker grundprisen og dermed enhedsomkostningerne forbundet med at opføre nye huse. Det betyder, at multiplikatorerne for boliginvesteringer og boligbeholdning m.h.t. ændringer i indkomst og rente bliver mindre på kort sigt (men ikke på langt sigt). Korrektionsfaktoren  $kphkg$ , der for data-belagte år er beregnet residuelt ud fra (10), er imidlertid

<sup>15</sup>Michael Møller og Nils Groes (1977): Priser på huse og grunde, Nationaløkonomisk Tidsskrift, Bind 115, nr. 3; og (1978): gult memo nr. 58, Økonomisk Institut, Københavns Universitet.

ikke særlig stabil, hvilket indicerer, at der er behov for en mere raffineret bestemmelse af grundprisen.

### 6.3. Den samlede boligmodel

Boligmodellen i ADAM, maj 1987 består af følgende ligninger:

- $$\begin{aligned}
 (11) \quad fIhv1 &= .0099 \cdot Kh(-1) \\
 (12) \quad RYdhf &= .6 \cdot R(Ydh/U)(-1) + .4 \cdot RYdhf(-1) \\
 (13) \quad LYdhdf &= .25 \cdot L(Ydh/pcp4xh) + .75 \cdot LYdhdf(-1) \\
 (14) \quad phv &= (.75 \cdot phk(-1) + .25 \cdot phk(-2)) \cdot kphv \\
 (2) \quad uih &= (1 - tsa0u1) \cdot iwbz \\
 &\quad + (tsa0u1 \cdot tsd1 \cdot 1.34 \cdot phv/phk)(-1/2) \\
 (15) \quad phk &= \exp(-25.76 - 1.3725 \cdot L(Kh(-1))) + 3.586 \cdot LYdhdf \\
 &\quad - .4720 \cdot uih + 2.140 \cdot Rphpf1 + 1.065 \cdot RYdhf \\
 &\quad + .09619 \cdot d72n) \cdot pcp4xh \\
 (10) \quad phgk &= phk/kphkg \\
 (9) \quad fIhn1 &= -21221 + .444 \cdot (fIhn1(-1) - .451 \cdot nbs(-1)) \\
 &\quad + .451 \cdot nbs + 26242 \cdot phk / (.8 \cdot pih + .2 \cdot phgk) \\
 &\quad + 5952 \cdot d76 + 4728 \cdot d19723 \\
 (16) \quad fIh &= fIhn1 + fIhv1 \\
 (17) \quad Kh &= Kh(-1) + fIhn1
 \end{aligned}$$

Ligning (11) bestemmer afskrivninger på boliger som knap 1 procent af primobeholdningen. Denne afskrivningsrate er estimeret ud fra en ændringsspecifikation af (11) for perioden 1949-78, hvor er findes "egentlige" data for afskrivninger og nettoinvesteringer, jf. appendiks A. Ligning (16) definerer de samlede boliginvesteringer som summen af nettoinvesteringer og afskrivninger. Den dynamiske definitionsligning (17) bestemmer ultimo-beholdningen af boliger, Kh, som summen af primobeholdning og nettoinvesteringer. De øvrige ligninger er beskrevet ovenfor i afsnit 1 og 2.

Modellen er blokrekursiv svarende til rækkefølgen i opstillingen. De fire første ligninger er enligningsblokke af nulte

orden,  $phk$  og  $uih$  bestemmes simultant i første orden,  $phgk$  i anden,  $fIhn1$  i tredje,  $fIh$  og  $Kh$  bestemmes i fjerde orden.

Den grundlæggende beholdnings-tilpasnings-mekanisme i modellen fungerer, som nævnt i begyndelsen af kapitlet, på følgende måde. En større boligefterspørgsel i periode  $t$  - som følge af fx en indkomststigning eller et rentefald - medfører højere boligpris og dermed større boliginvesteringer, således at boligbeholdningen bliver større ved begyndelsen af periode  $t+1$ . Dette virker dæmpende på boligprisen og dermed på investeringerne i periode  $t+1$ . På langt sigt tilpasser boligbeholdningen sig til efterspørgslen, da boliger er reproducerbare.

Det skal bemærkes, at i et multiplikatoreksperiment, hvor renten permanent falder med 1 procentpoint, eller hvor indkomsten permanent hæves med 1 procent i f.t. grundkørslen, vil  $phk$  (boligpris) og  $fIhn1$  (nettoinvesteringer) også på langt sigt ligge over grundkørslens værdier, hvis grundkørslen har et forløb med voksende  $Kh$  (boligbeholdning). Årsagen hertil er, at den permanente stigning i boligefterspørgslen på x procent i f.t. grundkørslen kræver, at den absolutte stigning i  $Kh$  i f.t. grundkørslen vokser år for år, d.v.s. at  $fIhn1$  skal være større i multiplikatorkørslen end i grundkørslen i alle år. Dette kan kun ske ved at  $phk$  permanent ligger over grundkørslens værdi.<sup>16</sup>

Modellens egenskaber er undersøgt ved dynamisk simulation 1974-86. Resultaterne heraf er detaljeret beskrevet i kapitel 7. Virkningerne på boligpris, nettoinvesteringer og boligbeholdning (beregnet i boligmodellen isoleret) ved en permanent stigning i disponibel indkomst, obligationsrente ( $iwbz$ ) og offentligt støttet byggeri er summarisk gengivet i tabel 1-3. Det ses, at efter 12 år er boligbeholdningens indkomstelasticitet 1.35, mens semielasticiteten m.h.t. renten er -1.11. Når antallet af offentligt støttede boliger øges, fortrænges privat boligbyggeri delvis fra år 2. Egenskaberne for maj 1987 versionens boligmodel er ikke undersøgt for en længere periode.

<sup>16</sup>Se også kapitel 7 og notat EH 11/8 1986, tabel 4 og 5.

Boligmodellen i ADAM, april 1986 er derimod undersøgt ved simulationer over 40 år, og da de to boligmodeller er meget ens, giver resultaterne af disse simulationer et godt indtryk af langsigts-egenskaberne i boligmodellen i ADAM, maj 1987. Boligbeholdningens indkomstelasticitet er efter 40 år 1.9, mens semielasticiteten m.h.t. renten er ca. -1.3.<sup>17</sup> Disse elasticiteter er numerisk store - navnlig indkomstelasticiteten - men dog væsentlig mindre end de implicite elasticiteter i (8), jf. diskussionen i afsnit 1.

Tabel 1. Virkninger af en permanent stigning i disponibel indkomst på 1%. (Periode: 1974-85)

År	phk(%)	fIhn1(mill.kr.)	Kh(%)
1	.9	195	.04
2	2.3	585	.16
4	2.2	819	.45
8	2.0	772	.98
12	1.7	704	1.35

Tabel 2. Virkninger af en permanent stigning i obligationsrenten på 1 procentpoint. (Periode: 1974-85)

År	phk(%)	fIhn1(mill.kr.)	Kh(%)
1	-2.4	-515	-.11
2	-2.5	-782	-.27
4	-1.9	-813	-.57
8	-1.2	-507	-.95
12	-.7	-319	-1.11

<sup>17</sup>Se notat EH 11/8 1986, tabel 4 og 5. Bemærk, at renteeffekterne her er beregnet ud fra en stigning i renten efter skat.

Tabel 3. Virkninger af en permanent stigning i antallet af offentligt støttede boliger under opførelse på 1000 stk. (Periode: 1974-85)

År	phk(%)	fIhn1(mill.kr.)	Kh(%)
1	0.00	451	.10
2	-.14	421	.18
4	-.35	340	.31
8	-.58	251	.46
12	-.75	167	.56

#### 6.4. Sammenhængen mellem boligmodel og forbrugssystem

Som nævnt i afsnit 1 er udtrykket for disponibel indkomst, Ydh, der indgår i bestemmelsen af boligefterspørgslen i ADAM, maj 1987 forskelligt fra Yd7, der indgår i bestemmelsen af samlet privat forbrug. Bortset fra forskellig lagstruktur består forskellen i, at Ydh er bredere end Yd7. Denne forskel skyldes, at det ikke er lykkedes at estimere en boligprisrelation, hvor forbrugsfunktionens formueudtryk, Wcp4, indgår som forklarende variabel. En årsag hertil kan være, at boligformuen udgør en meget betydelig del af formueudtrykket.

Problemet med denne asymmetri i bestemmelsen af husholdningernes forbrugs- og boligefterspørgsel kan måske elimineres, hvis der indføres et bredere formuebegreb i forbrugsbestemmelsen, jf. kapitel 4, afsnit 4, punkt 3.

Som fremhævet af Ellen Andersen kan man også på anden måde skabe en tættere sammenhæng mellem boligmodel og forbrugssystem.<sup>18</sup> Et af forslagene er, at den i boligmodellen bestemte ejerboligpris skal påvirke prisen for boligbenyttelse.

I ADAM bestemmes forbrug af boligydelse (boligbenyttelse) i faste priser fra udbudssiden, d.v.s. af boligbeholdningen, jf. kapitel 3. Som pris for boligbenyttelse anvendes nationalregnskabet's prisindeks, pch, der er et huslejeindeks for det

<sup>18</sup>Jf. notat EA 26/8 1986.



prisregulerede lejemarked. Boligmarkedet opfattes altså her som et huslejereguleret lejemarked i permanent overskudsefterspørgselsregime. Denne opfattelse af boligforbruget som rationeret er netop begrundelsen for at trække boligforbruget,  $Ch$ , fra samlet privat forbrug,  $Cp4$ , før allokeringen på de øvrige forbrugskomponenter i det dynamiske lineære udgiftssystem, jf. kapitel 3.

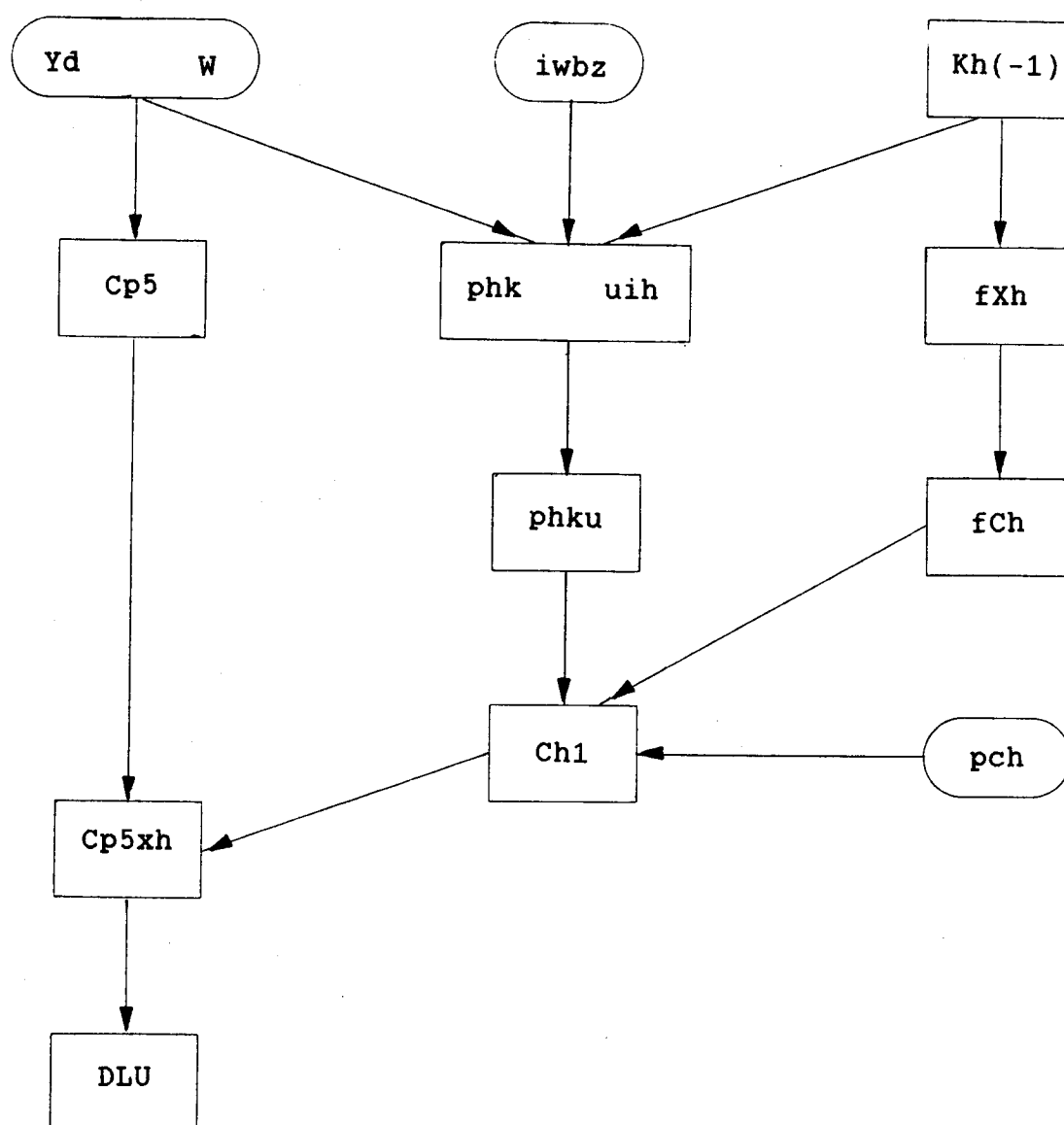
Boligmodellen fokuserer derimod på den frie prisdannelse på ejerboligmarkedet. En større boligefterspørgsel skaber på kort sigt højere boligpris, da boligudbudet er fast og bestemt af primobeholdningen af boliger.

Ellen Andersens forslag til, hvordan ejerboligprisen kan påvirke prisen for boligbenyttelse, kan beskrives på følgende måde ud fra den i figur 1 skitserede kausale struktur. Disponibel indkomst,  $Yd$ , og formue,  $W$ , der bestemmer samlet privat forbrug,  $Cp5$ , bestemmer også sammen med bl.a. renten,  $iwbz$ , boligefterspørgslen og dermed ejerboligprisen,  $phk$ . Som følge af at  $phk$  indgår i bestemmelsen af den reelle lejeværdiprocent, bestemmes  $phk$  og  $usercost$ ,  $uih$ , simultant, jf. ligning (2). Ejerboligpris og  $usercost$  bestemmer så indekset for ydelsesprisen for ejerboliger,  $phku$ , idet der tages hensyn til forventede kapitalgevinster,  $Rphpf1$ :

$$phku = phk \cdot (uih - .5 \cdot Rphpf1) / norm$$

hvor normeringsfaktoren  $norm = [phk \cdot (uih - .5 \cdot Rphpf1)](1980)$ , således at indekset for  $phku$  får værdien 1 i 1980. Grunden til at kun en del af de forventede kapitalgevinster trækkes fra i  $usercost$  udtrykket er, at de er mindre likvide og mere usikre end rentebetalinger og skat af lejeværdi. Faktoren .5 er fastlagt ved at skele til estimationsresultaterne for  $phk$ -ligningen, der gennemgående giver en koefficient til  $Rphpf1$ , der er ca. halvt så stor som den numeriske værdi af koefficienten til  $uih$ .

Figur 1. Skitse til alternativ struktur i forbrugs- og boligmodellen.



Forbrug af boligydelse i årets priser,  $Ch_1$ , er herefter givet ved

$$Ch_1 = fCh \cdot (f \cdot phku + (1-f) \cdot pch),$$

hvor  $fCh$  opfattes som "mængden" af boligydelse,  $f$  er ejerboligernes andel af boligbeholdningen  $Kh$ ,<sup>19</sup> og  $pch$  er nationalregnskabets pris for boligbenyttelse. Boligydelserne i faste priser,  $fCh$ , vurderes altså for ejerboligernes vedkommende til ydelsesprisen for ejerboliger,  $phku$ , og for lejeboligernes vedkommende til "huslejeindekset"  $pch$ .  $Ch_1$  trækkes herefter fra  $Cp_5$ , hvorefter den resterende del af  $Cp_5$  fordeles i det dynamiske lineære udgiftssystem, DLU.

I figur 1 er endvidere skitseret Ellen Andersens forslag til "retvending" af  $h$ -erhvervet.<sup>20</sup> Primobeholdningen af boliger bestemmer produktionsværdi i boligbenyttelse i faste priser,  $fXh$ :

$$fXh = \alpha \cdot Kh(-1)$$

Dernæst bestemmer  $fXh$  forbrug af boligydelse i faste priser,  $fCh$ . Indbygges denne struktur i ADAM bør  $Kh$  erstattes af Ellen Andersens boligbeholdning,  $KhEA$ , som netop er konstrueret ud fra denne ligning (og en antagelse om at afskrivningsraten på boliger er .01.<sup>21</sup> Dette er kønnere end strukturen i ADAM nu, hvor  $fIh$  bestemmer  $fCh$ , der så bestemmer  $fXh$ .<sup>22</sup>

Skitsen i figur 1 betyder, at udtrykket for samlet forbrug skal defineres

$$Cp_5 = Cp - Ch + Ch_1 - Cb + fCb_2 \cdot pcb$$

<sup>19</sup>Det kan antages, at  $f$  vokser lineært fra .5 i 1940 til .7 i 1980, jf. notat EA januar 1986.

<sup>20</sup>Se notat EA 5/2 1986.

<sup>21</sup>Jf. appendiks A.1 og notat EA 14/5 1986.

<sup>22</sup>Se også Arbejdsnotat nr. 19, kapitel 2.

Ellen Andersen har andre forslag til udformningen af sammenhængen mellem forbrugssystem og boligmodel, men det ovenfor skitserede er nok det, der er lettest at realisere.<sup>23</sup>

Et problem vedrørende det beskrevne forslag er, at phku svinger ganske meget (og kan blive negativ). Derved kommer der mere sving i serien for samlet forbrug. Dette kan give problemer i forbrugsrelationen, med mindre restindkomst i boligbenyttelse beregnet efter samme princip som Ch1 inddrages i indkomstudtrykket (på trods af, at boligformuen er en del af formueudtrykket i forbrugsbestemmelsen).

## 6.A. APPENDIKS. Data

### 6.A.1. Data for boligbeholdning, nettoinvesteringer og afskrivninger

Afskrivningsraten for boliger antages at være lig ADAMs estimerede på .0099. Estimationen er foretaget ud fra en ændringsspecifikation af ligning (11), jf. afsnit 3, for perioden 1949-78, hvor der findes data for afskrivningerne, fIhv, opstillet ud fra arbejdsmateriale til nationalregnskabet:<sup>24</sup>

$$DfIhv = \begin{matrix} .0099 \cdot fIhn(-3/4) \\ (.0055) \end{matrix}$$

$$n = 1949-78 \quad s = 44.6 \quad DW = 1.45$$

Data for nettoinvesteringerne, fIhn, er beregnet residualt som bruttoinvesteringer i boliger minus afskrivninger. På grundlag af serien for bruttoinvesteringerne, fIh, samt boligbeholdningen ultimo ét år, kan Kh for de øvrige år beregnes ud fra

$$Kh = (1 - .0099) \cdot Kh(-1) + fIh.$$

---

<sup>23</sup>Jf. notat EA juni 1986.

<sup>24</sup>Strengt taget findes disse data kun frem til og med 1976. Derefter er de dannet ud fra ligningen. Men det til trods går estimationsperioden altså frem til 1978.

Afskrivningsserien, der anvendes i boligmodellen, kan herefter beregnes som

$$fIhv1 = .0099 \cdot Kh(-1) ,$$

og nettoinvesteringerne følger definatorisk som

$$fIhn1 = fIh - fIhv1$$

Problemet er at bestemme en udgangsværdi for Kh. Værdien  $Kh(1965) = 260225$  mill. kr. (i 1980-priser) er valgt.

Dette beholdningstal er fremkommet som en korrektion til det tal, der anvendes i et tidligere oplæg, og som er 51742 mill. kr. i 1966-priser, hvilket i 1980-priser svarer til:<sup>25</sup>

$$51742 \cdot pih(1980)/pih(1966) \text{ mill. kr.} = 185225 \text{ mill. kr.}$$

Korrektionen, som er foreslået af Ellen Andersen, består i at lægge 75 mldr. kr. til dette tal.<sup>26</sup> Argumentet for denne korrektion er, at væksten i Kh derved kommer til at ligne væksten i andre boligbeholdningsserier og væksten for forskellige indikatorer for boligbeholdningen:

Forskellige boligbeholdningsmål (primo) og -indikatorer

Indeks (1955=100)	1965	1975	1985 1)
Kh	166	314	415
K(BHK)	148	255	
K(MM, alt.1)	184	372	
K(MM, alt.5)	153	264	
Gnst.af alt.1 og 5	169	318	
fIhv	173	323	437
fYfh	142	351	415
fCh	158	271	329

1) Tal fra ADAMBK, maj 1988

<sup>25</sup>Niels Lihn Jørgensen (1981): Boliginvesteringerne i ADAM, notat, Budgetdepartementet, jf. Rapport fra modelgruppen nr. 5.

<sup>26</sup>Se notat EA 31/10 1985

K(BHK) er serien i Blomgren-Hansen og Knøsgaard (1978), op.cit. K(MM, alt. 1 og 5) er hhv. et højvækst- og et lavvækstalternativ fra Michael Møller (1983), op.cit. (s. 259-61).

Niveauet for Kh er i god overensstemmelse med fIhv-serien fra ADAMBK:

Mldr. kr.	1955	1965	1975	1985
Kh(-1)	147	244	462	610
fIhv/.0099	139	241	450	(609)

Ellen Andersen har foreslået alternativt at konstruere boligbeholdningsserien, så væksten i boligbeholdningen er lig med væksten i produktionen af boligydelse, fXh, beregnet over perioden 1966-82.<sup>27</sup> Det giver en boligbeholdningsserie med et væsentlig højere niveau og dermed en væsentlig lavere vækst end Kh:

KhEA(primo)	1955	1965	1975	1985
mldr. kr.	221	310	522	665
indeks	100	141	237	301

KhEA har en lavere vækst end alle indikatorerne fra den forrige tabel. Serien er ikke i overensstemmelse med fIhv-serien fra ADAMBK.

#### 6.A.2. Data for phk, php, phgk og nbs

phk Kontantprisindekset for enfamiliehuse er baseret på Statskattedirektoratets publikation "Ejendomssalg, 1. halvår 1984", s. 95, tabel XIIe - og senere udgivelser. Statskattedirektoratets kontantprisindeks går imidlertid kun tilbage til 1965. For årene før 1965 bygger phk-indekset derfor på kontantprisindekset i Blomgren-Hansen og Knøsgaard (1978), op.cit. (s. 277).

<sup>27</sup>Jf. notat EA 14/5 1986.

php Indekset for prioriterede priser på enfamiliehuse er baseret på den nævnte publikation "Ejendomssalg". Fra og med 2. halvår 1985 offentliggøres der ikke tal for prioriterede ejendomspriser. Derfor er php(1985) beregnet ud fra en antagelse om, at den relative ændring i php er lig den relative ændring i phk i 2. halvår 1985. Tilsvarende beregningsmåde er anvendt for de følgende år.

phgk Indekset for kontantpriser på byggegrunde under 2000 m<sup>2</sup> er også baseret på "Ejendomssalg".

nbs Serien for antallet af boliger (lejligheder) under opførelse med offentlig støtte er baseret på den kvartalsvise opgørelse af byggevirksomheden i Statistiske Efterretninger. Der har været det problem ved konstruktion af serien, at statistikken har ændret sig i løbet af årene. Før 1969 dækkede statistikken kun "byer m.v.", og det geografiske område, der er omfattet af "byer m.v." ændrede sig et par gange mellem 1959 og 1969. Fra 1969 har statistikken omfattet hele landet. Disse forskelle er der taget højde for ved at beregne korrektionsfaktorer, baseret på de perioder for hvilke der har været statistik for både "gamle" og "nye" områder, og derefter multiplicere de tidligere tal med disse korrektionsfaktorer

Fra 1980 offentliggøres der ikke tal for offentligt støttede boliger under opførelse i S.E. Tallene for 1980 og frem er derfor beregnet på grundlag af en særlig båndudskrift baseret på BBR-registret, som den offentliggjorte statistik også bygger på.

nbs-serien er beregnet som et vægtet gennemsnit af de kvartalsvise opgørelser over antallet af offentligt støttede boliger under opførelse ultimo kvartalet. Tallene ultimo 4. kvartal det foregående år og ultimo 4. kvartal det aktuelle år er begge vægtet med 1/8, mens tallene ultimo 1., 2. og 3. kvartal er vægtet med 1/4.

### 6.A.3. Data for den reelle lejeværdiprocent

Data for phv - vurderingsprisen for huse, der danner grundlag for beregning af lejeværdi

Fra tabel 6.2 i Michael Møller (1983), op.cit. kan følgende vurderingsprisindeks for identiske enfamiliehuse konstrueres:

Tabel 1. Indeks for vurderingspris

Alm. vurdering nr.	År	indeks (1945=100)
	1945	100
10	1950	138
11	1956	206
12	1960	282
13	1965	541
14	1969	768
15	1973	1121
16	1977	2007
17 (kontantpris)	1981	1887

Ud fra dette indeks og tabel 6.1 hos Michael Møller udregnes det i tabel 2 viste prisindeks, der har dannet grundlag for beregning af lejeværdi. Tallene for 1983-86 er beregnet ud fra S.E., Bygge- og anlægsvirksomhed 1984:11 og 1986:1, tabel 3, hvor "vurderingsændringer for identiske ejendomme" i f.t. 1981-vurderingen er angivet. Den procentvise vurderingsændring for identiske enfamiliehuses ejendomsværdi benyttes ud fra 1981-vurderingen (indeks 1887 hhv. .697 i tabel 2). For de sidste år er phv i princippet en pris pr. 1. april året før.



Tabel 2. phv

År	Indeks (1945=100)	Indeks (1980=1)
1948-55	100	.037
1956-64	206	.076
1965-70	541	.200
1971-74	768	.283
1975	1289	.476
1976	1401	.517
1977	1513	.559
1978	1547	.571
1979	2007	.741
1980	2709	1.000
1981	2709	1.000
1982	1887	.697
1983	1812	.669
1984	1906	.704
1985	2434	.898
1986	2680	.989

#### Lejeværdiprocenten, tsdl

er for 1948-82 givet i Michael Møllers tabel 6.1. For 1983-86 findes procenten (2.5 for alle disse år) i publikationen "Skatter og afgifter - Oversigt 1986", tabel 5.8, løbenr. b.2 (den lave procentsats).

#### Den reelle lejeværdiprocent

Serien  $tsdl \cdot phv/phk$  er ikke den reelle lejeværdiprocent, da både phv og phk er indeks med værdien 1 i 1980. For at få den reelle lejeværdiprocent skal serien ganges med forholdet mellem vurderingsprisen, der lå til grund for lejeværdiberegningen i 1980, og kontantprisen samme år. Vurderingsprisen, der lå til grund for lejeværdiberegningen i 1980, var prisen (prioriteret!) ved 16. alm. vurdering (pr. 1. april 1977) gange 1.35. Antages det, at prisen ved 16. alm. vurdering var lig med den prioriterede salgspris i 1. halvår 1977 kan - idet kontantprisen phk er lig 1 i 1980 - parameteren beregnes som

$$1.35 \cdot (\text{kontantpris 1. halvår 1977}) / \\ (\text{kontantprisfaktor 1. halvår 1977})$$

Brøken er den prioriterede salgspris i 1. halvår 1977. Tælleren er lig  $352/477.5 = .737$ , jf. tabellen side 95 i "Ejendomssalg 2. halvår 1984". Nævneren er lig  $.693$ , jf. Blomgren-Hansen og Knøsgaard (1978), op.cit. (s.277). Tages der endvidere hensyn til, at salgspriserne i 1. halvår 1977 (ifølge Statsskatte-direktoratet) lå ca. 7% over 16. alm. vurdering fås den ønskede parameter:

$$.93 \cdot 1.35 \cdot .737 / .693 = 1.34$$

Ganges denne parameter på  $\text{tsdl} \cdot \text{phv/phk}$  fås samme serie for den reelle lejeværdiprocent, som i notatet EA 22/5 1986 og hos Michael Møller. Niveauet i 1980 bliver således  $1.34 \cdot 1.7\% = 2.3\%$ .

## 7. HISTORISK SIMULATION OG MULTIPLIKATORER

Formålet med dette kapitel er først og fremmest at beskrive multiplikatoregenskaberne i forbrugs- og boligmodellen i ADAM, maj 1987 - specielt m.h.t. ændringer i disponibel indkomst og obligationsrente. Der er foretaget to forskellige typer af multiplikatorløb for at belyse disse multiplikatoregenskaber. For det første er der simuleret over perioden 1974-86 med forbrugs- og boligmodellen isoleret for at afdække denne delmodels kort- og langsigtede egenskaber. For det andet er der simuleret over perioden 1980-86 med ADAM, maj 1987, med både endogen og eksogen obligationsrente, for at beskrive forbrugs- og boliginvesteringsmultiplikatorerne i den samlede model.

For begge modeller er der først foretaget en grundløb i form af en historisk simulation. Derefter er der blevet foretaget alternativløb, hvor centrale eksogene variabler er blevet ændret. Multiplikatorerne bestemmes som forskellen mellem de endogene variabelers værdi i alternativløb og grundløb.

I afsnit 7.1 beskrives forbrugs- og boligmodellen kort, og der redegøres for en historisk simulation med denne model isoleret over perioden 1974-86. I afsnit 7.2 redegøres for multiplikatoregenskaber for forbrugs- og boligmodellen isoleret (punkt 7.2.1) og for ADAM, maj 1987 (punkt 7.2.2). Arbejdspapiret

Eskil Heinesen og Carsten Krabbe Nielsen (18/11 1987): Privat forbrug og boliginvesteringer i ADAM, maj 1987

danner baggrund for kapitlet.

### 7.1. Forbrugs- og boligmodel og historisk simulation 1974-86

Der er foretaget en dynamisk simulation for perioden 1974-86 med forbrugs- og boligmodellen i ADAM, maj 1987. Modellen, der ikke omfatter det dynamiske lineære udgiftssystem, er gengivet

på den følgende side. Den svarer til de i kapitel 4 og 6 beskrevne ligninger. Dog er de to sidste ligninger

$$(1) \quad DJWcp4 = Yd7 - Yd7x - (Cp - Cpx) - (Ih - Ihx)$$

og

$$(2) \quad JWcp4 = JWcp4(-1) + DJWcp4$$

tilføjet for at sikre, at ændringer i den private sektors opsparingsoverskud påvirker formuen. Efterstillet  $x$  angiver databankens værdi for den pågældende variabel. Når den simulerede værdi for  $Cp$  (samlet køb af varer til privat forbrug i årets priser) eller  $Ih$  (bruttoinvesteringer i boliger i årets priser) er større end værdien i databanken, påvirkes formuen negativt (leddet  $Yd7 - Yd7x$  har ingen betydning her, men har betydning for indkomstmultiplikatorerne, jf. afsnit 2). Denne konstruktion virker stabiliserende på forbrugsbestemmelsen, idet stort forbrug i den aktuelle periode medfører et fald i formuen, hvilket reducerer forbruget den følgende periode. Den har ingen væsentlig betydning for det historiske fit, men påvirker multiplikatorerne, jf. afsnit 2.

Resultatet af den historiske simulation er vist i tabel 1 for følgende variabler: kontantpris på ejerboliger,  $phk$ , nettoinvesteringer i boliger i faste priser,  $fIhn1$ , boligbeholdning i faste priser,  $Kh$ , bilkøb i faste priser,  $fCb$ , samlet privat forbrug i faste priser,  $fCp4$ , og formue,  $Wcp4$ . Der er for de forskellige variabler angivet den simulerede værdi, den absolutte forskel (afvigelse) i f.t. databankens værdi (observeret minus simuleret) og den relative afvigelse.<sup>1</sup> Desuden er angivet forskellen mellem observeret og simuleret værdi for  $JWcp4$ , jf. ligning (2) ovenfor. Alt i alt synes resultatet ret kønt. Modellen kører ikke af sporet. Som ventet er der dog ret store fejl i 1985-86, i både bolig- og forbrugsrelationerne.

<sup>1</sup> Den anvendte databank er ADAMBK fra november 1987. Det gælder for alle de i dette kapitel beskrevne eksperimenter.

M O D E L

## INVESTERINGSDELEN

FIHV1 = .0099\*KH(-1) \$  
 RYDHF = .6\*( (YDH(-1)/U(-1))/(YDH(-2)/U(-2)) - 1 ) +  
 .4\*RYDHF(-1)\$  
 LYDHF = .25\*LOG(YDH/PCP4XH) +  
 .75\*LYDHF(-1) \$  
 PHV = ( .75\*PHK(-1) + .25\*PHK(-2) ) \* KPHV \$  
 UIH = (1-TSAOU1)\*IWBZ + ( TSAOU1\*TSDL\*1.34\*PHV/PHK +  
 TSAOU1(-1)\*TSDL(-1)\*1.34\*PHV(-1)/PHK(-1) )/2 \$  
 PHK = EXP( -25.76 - 1.3725\*LOG(KH(-1)) + 3.586\*LYDHF  
 - 4.720\*UIH + 2.140\*RPHPF1 + 1.065\*RYDHF  
 + .09619\*D72N ) \* PCP4XH \$  
 PHGK = PHK/KPHK \$  
 FIHN1 = -21221 + .4441 \* ( FIHN1(-1) - .4510\*NBS(-1) ) +  
 26242\*(PHK/(.8\*FIH+.2\*PHGK)) +  
 5952\*D76 + 4728\*D19723 + .4510\*NBS \$  
 FIH = FIHN1 + FIHV1 \$  
 KH = KH(-1) + FIHN1 \$  
 IH = PIH\*FIH\$

## FORBRUGSDELEN

CP4 = EXP ( .00436 - .4940 \* (LOG(CP4(-1)/PCP4V(-1))  
 + .1021 - .9459\*LOG(YD7(-1)/PCP4V(-1))  
 - .0541\*LOG(WCP4(-2)/PCP4V(-1)) )  
 + .6180\*(LOG(YD7/PCP4V)-LOG(YD7(-1)/PCP4V(-1)))  
 + .1269\*(LOG(WCP4(-1)/PCP4V)-LOG(WCP4(-2)/PCP4V(-1))  
 + LOG(CP4(-1)/PCP4V(-1)) + LOG(PCP4V))\$  
 UCB = (PCB\*FCB2+PCG\*FCG+TSDV\*((KCB+KCB(-1))/2))  
 / (PCB\*((KCB2+KCB2(-1))/2))\$  
 FCB = (0.19492\*( (0.75\*YD7/PCP4V)/U  
 +0.25\*(YD7(-1)/PCP4V(-1))/U(-1))  
 -(2/3)\*((0.75\*YD7(-1)/PCP4V(-1))/U(-1))  
 +0.25\*(YD7(-2)/PCP4V(-2))/U(-2)) )  
 -2.5385\*( (0.75\*UCB\*PCB/PCK  
 +0.25\*UCB(-1)\*PCB(-1)/PCK(-1))  
 -(2/3)\*(0.75\*UCB(-1)\*PCB(-1)/PCK(-1))  
 +0.25\*UCB(-2)\*PCB(-2)/PCK(-2)))  
 -14.205\*( 0.75\*IKU+0.25\*IKU(-1))  
 -(2/3)\*(0.75\*IKU(-1)+0.25\*IKU(-2)))  
 +0.01342\*( (0.75\*WCP4(-1)/PCP4V)/U  
 +0.25\*(WCP4(-2)/PCP4V(-1))/U(-1))  
 -(2/3)\*((0.75\*WCP4(-2)/PCP4V(-1))/U(-1))  
 +0.25\*(WCP4(-3)/PCP4V(-2))/U(-2)) )  
 -0.82248\*FCB(-1)/U(-1)+FCB(-1)/U(-1) ) \* U \$  
 FCB2 = .34\*FCB + .238\*FCB(-1) + .167\*FCB(-2)  
 + .117\*FCB(-3) + .082\*FCB(-4) + .056\*FCB(-5) \$  
 KCB2 = .66\*FCB+.422\*FCB(-1)+.255\*FCB(-2)+  
 .138\*FCB(-3)+.056\*FCB(-4) \$  
 KCB = KCB(-1) + 0.0119\*FCB - BKCB1\*KCB(-1) \$  
 FCP4 = FCP - FCB + FCB2 \$  
 KWBR = IWBZ\*(1-(1+IWBZ)\*\*(-NWBR)) /  
 (IWBZ\*(1-(1+IWBZ)\*\*(-NWBR))) \$  
 KWPB = IWBZ\*(1-(1+IWBZ)\*\*(-NWPB)) /  
 (IWBZ\*(1-(1+IWBZ)\*\*(-NWPB))) \$  
 WPBKZ = WPBKZ(-1)\*KWPB/KWPB(-1) + WPBZ-WPBZ(-1) \$  
 WABK = WABK(-1) \*KWPB/KWPB(-1) + WABZ+WOBZ+WSBZ+WRBZ  
 - WABZ(-1)-WOBZ(-1)-WSBZ(-1)-WRBZ(-1) \$  
 WZBKR = WZBKR(-1)\*KWBR/KWBR(-1) + WZBR-WZBR(-1) \$  
 WPQKPC = WPQP - WQB - WTLF + WFLT + WPBKZ-WPBZ - WZBKR+WZBR  
 + .6\*WABK-WABZ-WOBZ-WSBZ-WRBZ \$  
 WCP4 = PHK\*KH + PCB\*KCB2 + WPQKPC + JWCP4 \$  
 CP = CP4 + PCB\*FCB - PCB\*FCB2\$  
 FCP = CP/PCP\$  
 DJWCP4 = (YD7 - YD7X) - (CP - CPX) - (IH-IHX)\$  
 JWCP4 = JWCP4(-1) + DJWCP4\$

Tabel 1. Historisk simulation 1974-86.

	PHK		FIHN1		KH		
	simuleret	forskel relativ	simuleret	forskel relativ	simuleret	forskel relativ	
1974	551531	-.007112	20186.02	1154.235	461271.5	1154.234	1974
1975	641514	-.001423	17001.44	399.5454	478273.0	1553.777	1975
1976	707106	-.005512	21596.43	5.281738	499869.4	1559.055	1976
1977	798473	-.003485	18164.11	710.7476	518033.5	2269.501	1977
1978	915099	-.008110	17971.29	919.7065	516004.8	3189.508	1978
1979	1.037998	-.024331	19071.88	-568.9033	55076.9	2620.602	1979
1980	1.016041	-.016041	16422.88	-2111.085	571499.5	509.5156	1980
1981	920849	-.010319	12681.36	-3616.254	584180.6	5714.999	1981
1982	1.124040	-.010814	8063.666	-337.1215	592244.8	-3106.742	1982
1983	1.308948	-.005800	8727.289	466.5842	600971.6	-2977.297	1983
1984	1.556929	-.003709	11040.64	489.2134	612012.5	-2488.078	1984
1985	1.753176	-.028993	14258.08	-2948.370	626270.6	-5436.461	1985
1986		-.033176	17865.60	-2976.857	644136.1	-8413.312	1986

	FCB		FCP4		WCP4		JWCP4	
	simuleret	forskel relativ	simuleret	forskel relativ	simuleret	forskel relativ	simuleret	forskel relativ
1974	6710.193	-.074787	192754.5	-3105.896	191426.4	-1840.969	1227.826	1974
1975	9167.236	-.035473	199259.9	-5141.830	230327.0	3740.121	4185.258	1975
1976	9639.527	-.181300	206717.0	925.2539	274082.1	1233.605	2487.718	1976
1977	9125.131	-.204147	211488.8	-532.2539	328972.1	2919.859	1474.492	1977
1978	9766.609	-.096606	215964.8	-2455.660	405659.6	11262.53	2825.192	1978
1979	9527.173	-.084967	218445.5	-1572.680	482192.4	-4802.984	4958.637	1979
1980	6543.798	-.049745	217144.7	-3358.609	485798.5	4620.180	13422.52	1980
1981	5634.101	-.125181	209556.8	-3728.287	476391.5	12483.88	21616.66	1981
1982	7481.101	-.026816	210744.8	-3537.572	485967.5	19422.83	26846.15	1982
1983	11051.55	-.002200	212494.1	-2423.537	623671.1	28896.58	28808.37	1983
1984	13514.83	-.020218	220321.5	-5097.076	753460.8	29802.80	36775.86	1984
1985	14206.83	-.116612	224769.3	1096.719	888093.3	11622.19	37836.78	1985
1986	16209.17	-.062425	231100.6	5072.857	994140.6	-440.7734	34406.44	1986

## 7.2. Multiplikatorer

Når det private forbrugs multiplikatorer m.h.t. obligationsrenten skal belyses, er det nødvendigt at simulere med forbrugs- og boligmodel under ét, da rentens påvirkning af boligprisen - og dermed boligbeholdningen og dens værdi - er en meget betydelig del af den samlede formueeffekt af rentean- dringer. Påvirkningen fra bolig- til forbrugsmodel er altså central, eftersom formuen indgår i forbrugsbestemmelsen. Der er til gengæld ingen påvirkning den anden vej, når forbrugs- og boligmodellen betragtes isoleret; således er bl.a. indkomst og rente eksogene.

Der er foretaget to forskellige typer af multiplika- torkørsler for at belyse forbrugs- og boligmodellens egenskaber i ADAM, maj 1987. Først er der simuleret over perioden 1974-86 med forbrugs- og boligmodellen isoleret for at afdække de lang- sigtede egenskaber (modellen er her den der er beskrevet i af- snit 1). Dernæst er der simuleret over perioden 1980-86 med ADAM, maj 1987, både med endogen og eksogen obligationsrente. Den isolerede forbrugs- og boligmodel er også simuleret for denne kortere periode med henblik på sammenligning.

### 7.2.1. Multiplikatorer 1974-86

Tabel 2-4 viser resultaterne af multiplikatoreksperimenter med forbrugs- og boligmodellen isoleret. I tabellerne er angivet variablernes simulerede værdi i multiplikatorkørslen, den abso- lutte forskel i f.t. grundkørslen, jf. tabel 1 ovenfor, og den relative forskel. Desuden er angivet forskellen mellem JWcp4 i multiplikator- og grundkørsel. Denne størrelse afspejler hvad ligning (1) og (2), der forbinder opsparingsoverskud og formue, betyder for formue- og dermed forbrugsmultiplikatorerne.

Tabel 2. Yd7 og Ydh + 1% alle år.

	PHK		FIHNI		KH			
	simuleret	forskel relativ	simuleret	forskel relativ	simuleret	forskel relativ		
1974	556671	.009318	20381.14	195.1226	461466.6	195.1250	1974	
1975	656198	.022889	17586.20	584.7605	479052.8	779.8867	1975	
1976	722585	.021891	22335.82	739.3884	501388.7	1519.273	1976	
1977	815725	.021605	18989.98	819.1077	520371.9	004514	1977	
1978	934918	.021691	18839.98	868.6931	539211.9	3207.070	1978	
1979	1060363	.023365	19957.36	885.4832	559169.2	005983	1979	
1980	1037492	.021451	17261.68	838.8013	576430.9	007373	1980	
1981	984563	.020525	13453.38	772.0139	589884.3	008629	1981	
1982	939110	.018261	8755.657	691.9911	598639.9	009763	1982	
1983	1145473	.019066	9415.053	687.7644	608055.0	010799	1983	
1984	1332789	.018214	11736.69	696.6094	619791.7	7083.180	1984	
1985	1583890	.017316	14961.69	703.6094	634753.3	8482.789	1985	
1986	1782020	.016452	18581.00	715.6038	653334.3	9198.195	1986	
			FCP4		WCP4		JWCP4	
	simuleret	forskel relativ	simuleret	forskel relativ	simuleret	forskel relativ	forskel	
1974	7018.131	.045891	193953.6	1199.090	194263.8	.014822	239.3778	1974
1975	8597.747	.046562	201193.6	1933.719	237997.8	.033304	-126.2252	1975
1976	10126.86	.050555	209262.5	2545.436	282359.1	.030199	-969.6693	1976
1977	11833.37	.049800	213897.2	2408.531	338550.5	.029116	-1765.720	1977
1978	13703.37	.042672	220847.1	2397.256	417263.5	.028605	-2594.547	1978
1979	15940.807	.040923	22847.7	2402.121	496038.6	.028715	-3497.494	1979
1980	1817.149	.063726	218535.8	2391.211	488731.0	.027790	-4511.093	1980
1981	2184.112	.070099	211836.4	2279.758	497299.0	.025906	-5515.655	1981
1982	253.0173	.085740	2112992.4	2247.518	13309.80	.022906	-6515.393	1982
1983	11442.64	.035387	214711.8	2247.629	497099.1	.023177	-7335.488	1983
1984	13766.34	.018610	222670.9	2349.404	638126.0	.023047	-8281.229	1984
1985	14421.29	.015096	227173.7	2404.387	770825.4	.024225	-9386.397	1985
1986	14662.82	.015648	233606.5	2505.902	909607.1	.024963	-10707.69	1986



Tabel 3. iwbz + .01 alle år.

	PHK		FIHN1		KH		
	simuleret	forskel relativ	simuleret	forskel relativ	simuleret	forskel relativ	
1974	538036	-.013495	19670.70	-515.3198	460756.2	-515.3203	1974
1975	.625336	-.016178	16219.19	-782.2515	476975.4	-1297.570	1975
1976	.691708	-.015398	20768.01	-828.4226	497743.4	-2125.996	1976
1977	.782958	-.015515	17351.49	-812.6172	532292.9	-2938.613	1977
1978	.898954	-.016115	17197.28	-774.0144	532292.9	-3712.625	1978
1979	1.021952	-.016048	18366.77	-705.1108	550658.9	-4417.734	1979
1980	1.002228	-.013813	15820.81	-602.0756	566479.7	-5019.805	1980
1981	.952971	-.011790	12174.81	-506.5568	578654.5	-5526.359	1981
1982	.910619	-.010230	7642.221	-421.4453	586296.7	-5947.805	1982
1983	1.113639	-.010401	8354.739	-372.5505	594651.5	-6320.359	1983
1984	1.298450	-.010498	10702.50	-338.1396	605325.0	-6658.492	1984
1985	1.545473	-.011456	13939.54	-318.5356	619293.5	-6977.031	1985
1986	1.741011	-.012165	17553.45	-312.1470	636847.0	-7289.180	1986

	FCB		FCP4		WCP4		JWCP4	
	simuleret	forskel relativ	simuleret	forskel relativ	simuleret	forskel relativ	simuleret	forskel relativ
1974	6710.193	0	192754.5	0	186772.1	-4654.314	306.1609	1974
1975	9087.207	-.008730	198637.0	-622.8965	225256.5	-5070.543	1240.587	1975
1976	9548.235	-.009471	206314.7	-402.3398	268680.4	-5401.738	2132.113	1976
1977	9045.454	-.008732	211218.4	-270.2559	322938.6	-6033.437	2984.620	1977
1978	9692.502	-.007588	215748.5	-216.2793	398699.4	-6960.199	3830.913	1978
1979	9455.666	-.007506	218260.3	-185.2832	474686.3	-7506.098	4666.355	1979
1980	6472.110	-.010955	216995.6	-149.0508	479314.8	-6483.734	5457.862	1980
1981	5565.672	-.012145	209455.8	-100.8984	471406.2	-4985.254	6189.307	1981
1982	7408.688	-.007025	210494.8	-50.06836	482257.9	-3710.410	6828.062	1982
1983	11036.35	-.001375	212482.7	-11.43555	620618.0	-3052.223	7382.473	1983
1984	13524.82	-.000740	220345.1	-23.63477	749620.8	-3840.023	7873.020	1984
1985	14209.60	-.000195	224746.3	-22.98437	884492.1	-3601.203	8459.648	1985
1986	16205.13	-.000250	231088.4	-12.23828	989520.9	-4619.695	9059.840	1986

Tabel 4. nbs + 1000 alle år.

	PHK		FIHN1		KH		
	simuleret	forskel relativ	simuleret	forskel relativ	simuleret	forskel relativ	
1974	551531	0	20637.02	451.0000	461722.5	451.0000	1974
1975	640629	-.000885	17422.28	420.8433	479144.8	871.8437	1975
1976	705285	-.001821	21977.35	380.9182	501122.1	1252.762	1976
1977	795676	-.002798	18504.03	319.9197	519626.2	1592.680	1977
1978	911170	-.003899	18273.25	301.9631	537899.4	1894.812	1978
1979	1.032940	-.005058	19343.04	271.1626	557242.5	2165.812	1979
1980	1.010591	-.005450	16680.20	257.3169	573922.7	2423.133	1980
1981	915065	-.005615	12932.57	251.2014	586855.2	2674.336	1981
1982	1.116429	-.005784	8314.921	251.2546	595170.1	2925.586	1982
1983	1.299549	-.006772	8953.966	226.6768	604124.1	3152.258	1983
1984	1.545279	-.007181	14237.43	196.7881	615361.5	3349.047	1984
1985	1.739730	-.007483	14424.96	166.8779	629786.5	3515.922	1985
1986		-.013446	18001.73	136.1350	647788.2	3652.055	1986

	FCB		FCP4		WCP4		JWCP4	
	simuleret	forskel relativ	simuleret	forskel relativ	simuleret	forskel relativ	simuleret	forskel relativ
1974	6710.193	0	192754.5	0	191407.2	-19.20703	-267.9474	1974
1975	9165.505	-.000036	199257.3	-.000013	229915.9	-411.1191	-546.1072	1975
1976	9633.071	-.000670	206670.7	-.000224	273266.5	-815.6211	-785.7532	1976
1977	9112.825	-.001349	211422.6	-.000312	327781.0	-1191.023	-1000.630	1977
1978	9750.421	-.001657	215895.6	-.000320	404079.3	-1580.262	-1201.736	1978
1979	9508.367	-.001974	218381.3	-.000294	480200.7	-1991.691	-1399.942	1979
1980	6521.066	-.003474	217083.2	-.000283	483491.9	-2306.691	-1611.441	1980
1981	5605.518	-.005073	209487.4	-.000331	473803.7	-2587.820	-1834.108	1981
1982	7428.786	-.004331	210664.8	-.000380	483098.1	-2869.453	-2072.736	1982
1983	11026.36	-.002280	212409.0	-.000400	620260.7	-3410.445	-2306.610	1983
1984	13698.75	-.001190	220253.4	-.000400	749469.3	-3991.461	-2548.402	1984
1985	14192.71	-.000994	224705.8	-.000283	883428.0	-4665.297	-2765.129	1985
1986	16191.98	-.001061	231036.2	-.000279	988862.7	-5277.898	-2933.911	1986

Tabel 2 viser effekterne af at øge den disponible indkomst,  $Yd7$  og  $Ydh$ , med 1% i alle år, hvilket svarer til en stigning i disponibel realindkomst på mellem 2 og 2.4 mldr.kr. i 1980-priser alle år. Den relative stigning i boligprisen topper andet år, men aftager derefter meget langsomt. Dette skyldes dels de lange lag i indkomstforventningerne, der indgår i bestemmelsen af boligefterspørgslen, dels at den stabiliserende effekt som følge af nyinvesteringer i boliger også virker med lag. Den absolutte stigning i boliginvesteringerne topper først efter 6 år, hvilket skyldes den laggede endogene i  $fIhn1$ -relationen og det langsomme fald i  $phk$ -multiplikatoren. Den relative ændring i  $Kh$  i tabellen angiver boligbeholdningens elasticitet m.h.t. indkomsten. Efter 13 år er elasticiteten 1.4, hvilket er mindre end i april 1986 versionen, hvor den var 1.6.<sup>2</sup>

Ændringer i bilkøb,  $fCb$ , ses at være ret store og at svinge noget. Dette skyldes ikke formueudviklingen, men udviklingen i  $usercost$ , der aftager når  $fCb$  vokser, jf. kapitel 4, afsnit 5. Eksogeniseres  $ucb$  fås en helt anden  $fCb$ -multiplikator. Den topper andet år med 318 mill.kr. og svinger fjerde til trettende år mellem 220 og 290 mill.kr. Denne utilsigtede effekt kan afhjælpes ved at indføre faste vægte i  $ucb$  beregningen, jf. diskussionen i kapitel 4, afsnit 5.

Det samlede forbrug i faste priser,  $fCp4$ , vokser første år svarende til den kortsigtede indkomstelasticitet på .6. Den relative forbrugsstigning topper med 1.2% tredje år, hvorefter den falder til knap 1.1%. Denne udvikling skyldes, at der er kraftige kapitalgevinster på boliger de to første år (hvilket påvirker forbruget andet og tredje år), og at forbrugets elasticitet m.h.t. formuen er væsentlig større på kort end på langt sigt. Holdes formuen,  $Wcp4$ , eksogen i det beskrevne multiplikatoreksperiment, vokser den relative ændring i  $fCp4$  i forhold til grundkørslen monotont mod den langsigtede ind-

<sup>2</sup> jf. notat EH 11/8 1985.

komstelasticitet på .946, som nås efter ca. 10 år (efter 4 år er elasticiteten .903 og efter 7 år er den .940).

Den akkumulerede opsparingsændring, jf. JWcp4, er negativ over perioden. Altså fører en permanent stigning i disponibel indkomst til en større stigning i boliginvesteringer og køb af forbrugsgoder.

Specifikationen af, hvorledes opsparingsændringer påvirker formuen, jf. relation (1) og (2), kan måske diskuteres. Den virker stabiliserende på forbrugsmultiplikatorerne. For at vurdere betydningen heraf er der kørt en simulation svarende til den i tabel 2 viste, men hvor opsparingens påvirkning af formuen er holdt udenfor. Som ventet bliver formuen og forbruget større, men resultatet forrykkes dog ikke væsentligt.

Tabel 3 viser resultatet af en forøgelse af obligationsrenten med 1 procentpoint alle år. Der er to effekter. Dels reduceres boligefterspørgslen og dermed boligpris, -investeringer og -beholdning, dels påvirkes obligationskursen negativt, således at kursværdien af den private ikke-finansielle sektors netto-obligationsgæld mindskes (formuen øges). Faldet i værdien af boligformuen er dog størst, især som følge af at boligprisen falder med over 2% de første år, således at den private sektors formue alt i alt falder. Dette formuefald påvirker både samlet forbrug og bilkøb negativt fra andet år. Faldet i husprisen aftager over tiden, efterhånden som boligbeholdningen kommer på niveau med efterspørgslen. Som følge heraf og som følge af, at opsparingoverskudet øges (jf. JWcp4), vil det relative formuefald blive mindsket og således også faldet i samlet forbrug og bilkøb. Multiplikatorerne for  $f_{Cb}$  og  $f_{Cp4}$  er omtrent nul efter ca. 10 år. Boligbeholdningens kvasi-elasticitet m.h.t. renten er -1.1 efter 13 år, hvilket numerisk er lidt mindre end i boligmodellen i april 1986 versionen af ADAM.

Ved en stigning i det offentligt støttede byggeri vil boligbeholdningen vokse og prisen på huse falde, jf. tabel 4. Fra andet år fortrænges en del af det ikke-støttede byggeri som følge af faldet i  $phk$ . Den samlede effekt af stigningen i  $Kh$  og faldet i  $phk$  er, at boligformuen målt i løbende priser falder

(sammelnign de relative ændring i Kh og phk), hvilket afspejler, at priselasticiteten i boligefterspørgslen numerisk er mindre end 1 (koefficienten til boligbeholdningen er numerisk større end 1 i ligning (7) i kapitel 6). En forøgelse af det offentligt støttede byggeri medfører i ADAM et fald i den private sektors opsparingsoverskud, da der ikke er nogen påvirkning fra nbs til de offentlige finanser. Da den offentlige støtte er af meget forskelligartet karakter, er det nok svært at lave en rimelig kobling. Den samlede formue, Wcp4, falder altså, hvorfor samlet forbrug og bilkøb mindskes.

Konsekvensen af en forøgelse af udlånsrenten, iku, på 1 procentpoint alle år fra 1974-86 er, at den ønskede bilbeholdning og dermed bilkøbet falder. Faldet i fCb er omtrent 600 mill.kr. de første 10 år, hvorefter det er godt 300 mill.kr. i år 11 og godt 200 i år 12 og 13. Denne ret kraftige effekt skyldes til dels simultaniteten i bestemmelsen af fCb og ucb, jf. ovenfor. Formuen falder lidt, da Kcb2 indgår i denne, og fCp4 falder dermed også svagt.

### 7.2.2. Multiplikatorer 1980-86

Med henblik på at analysere samspillet mellem forbrugs- og boligmodellen og resten af ADAM, maj 1987, er de foranstående multiplikatoreksperimenter gentaget for perioden 1980-86.

Tabel 5A viser multiplikatoreksperimentet, hvor Yd7 og Ydh øges med 1% i forbrugs- og boligmodellen isoleret. Resultaterne svarer meget nøje til effekterne de syv første år i tabel 2, hvis man ser på den relative ændring i boligpris, boligbeholdning og formue og på den absolutte ændring i boliginvesteringer og bilkøb. Tabel 5B viser hvad der kan anses for at være et tilsvarende eksperiment med ADAM, maj 1987.<sup>1</sup> Det er her valgt

<sup>1</sup>Standard-antagelserne vedr. Nationalbankens og statens reaktionsfunktioner er benyttet: krea0 og krea1 er lig de historiske værdier, krea2=krea3=krea4=krea6=0 og krea5=1. Det vil bl.a. sige, at ændringer i statens underskud obligationsfinansieres, og at likviditetsvirkninger fra betalingsbalancens kapitalposter og løbende poster ikke neutraliseres. I forventningsdannelsen m.h.t. obligationsrenten antages kiw1=0.5. Desuden er standard-antagelserne vedr. eksportrelationerne anvendt, jf. Arbejdsnotat nr. 23, afsnit 22.

at mindske andre personlige indkomstskatter, Sdp1, med  $\sqrt{(.01 \cdot Yd7 \cdot .01 \cdot Ydh)}$ .<sup>4</sup> Bemærk at den relative forskel i variabelernes værdier i forhold til grundkørslen er angivet i procent i tabel 5B (og 6B).

Der er to forhold, som er afgørende for de forskellige multiplikatorvirkninger i tabel 5A og 5B. For det første stiger den disponible indkomst mere end svarende til faldet i Sdp1 de første tre år, når man kører med hele ADAM p.g.a. den endogene indkomstdannelse; der sker en stigning i private bygnings- og maskininvesteringer foruden stigningen i forbrug og boliginvesteringer. Forskellen mellem stigningen i Yd7 og faldet i Sdp1 er størst andet år, hvor den er på godt 400 mill. kr. eller 1/6 af faldet i Sdp1. For det andet stiger obligationsrenten gradvist fra .2 procentpoint første år til 1.6 procentpoint syvende år, hvilket får bygnings- og maskininvesteringerne til at falde fra femte år (1984). Sammen med de øgede afskrivninger er dette en væsentlig del af forklaringen på, at den disponible indkomst fra fjerde år øges mindre end svarende til faldet i Sdp1. I det sidste år (1986) falder BNP i f.t. grundkørslen.

Stigningen i boligprisen er i andet år næsten lige så stor i tabel 5B som i tabel 5A, men er derefter væsentlig mindre p.g.a. rentestigningen. Tilsvarende fås fra tredje år en væsentlig svagere påvirkning af boliginvesteringerne, når man kører med hele ADAM, og den akkumulerede effekt på boligbeholdningen er mindre end halvt så stor syvende år.

---

<sup>4</sup>I mill.kr. er faldet i Sdp1 de syv år: 2212, 2423, 2779, 2956, 3122, 3160 og 3311.

Tabel 5. Indkomstmultiplikatorer.

A. Forbrugs- og boligmodel isoleret: Yd7 og Ydh + 1% alle år.

	PHK		FIHNI		KH		1980 1981 1982 1983 1984 1985 1986
	simuleret forskøl	relativ	simuleret forskøl	relativ	simuleret forskøl	relativ	
1980	1.017928	.009081	16209.58	.011942	573906.8	191.2891	.000333
1981	.981894	.022780	12932.44	.042458	586839.3	718.0156	.001225
1982	.937419	.022424	8492.053	.079769	595331.3	1345.375	.002265
1983	1.145011	.022722	9289.802	.085341	604621.1	2075.836	.003445
1984	1.334560	.023210	11710.00	.075353	611633.1	2896.383	.004722
1985	1.588211	.023524	15012.84	.063329	631344.0	3790.508	.006040
1986	1.788476	.022981	18693.57	.054031	650037.5	4748.773	.007359

	FCB		FCP4		WCP4		1980 1981 1982 1983 1984 1985 1986
	simuleret forskøl	relativ	simuleret forskøl	relativ	simuleret forskøl	relativ	
1980	7208.282	.050332	216817.1	.006168	498214.4	6183.387	.012567
1981	6341.556	.084576	211271.1	.009331	498190.0	13941.94	.028791
1982	8146.640	.084146	213279.3	.011697	506940.0	12886.73	.026084
1983	11490.18	.049374	214988.3	.011038	647675.9	16086.27	.0254694
1984	13743.96	.026390	222804.6	.010956	780991.1	19564.12	.025694
1985	14407.91	.018136	227282.1	.010978	920603.8	24360.79	.027181
1986	16476.94	.016530	233710.3	.011106	1030843	28314.87	.028243

B. ADAM, maj 1987: Sdpl - .01.Yd7.01.Ydh.

	PHK		FIHNI		KH		1980 1981 1982 1983 1984 1985 1986
	simuleret forskøl	%	simuleret forskøl	%	simuleret forskøl	%	
1980	1.004	.6	16411.989	144.827	574109.242	144.828	.0
1981	.936	2.1	12896.591	483.531	587005.828	628.359	.1
1982	.867	1.7	7938.405	512.617	594944.227	1140.977	.2
1983	.983	1.2	6918.334	437.981	601862.555	1578.953	.3
1984	1.093	1.6	7871.798	302.071	609734.352	1881.023	.3
1985	1.339	5.3	11539.297	221.939	621273.641	2102.961	.4
1986	1.454	.3	15061.153	148.732	636334.789	2251.695	.4

	FCB		FCP4		WCP4		1980 1981 1982 1983 1984 1985 1986
	simuleret forskøl	%	simuleret forskøl	%	simuleret forskøl	%	
1980	7369.487	5.5	216129.885	1522.211	491841.266	5875.563	1.2
1981	5565.269	11.3	210462.512	2300.584	470695.984	14603.375	3.7
1982	4570.945	24.6	210591.781	2895.805	473835.961	12502.598	2.4
1983	5880.304	36.2	211128.779	2479.125	586650.984	13849.641	2.1
1984	6880.420	54.8	214422.695	2119.100	702729.484	14492.742	3.0
1985	8177.476	48.1	213409.139	1578.238	880653.836	25964.813	3.1
1986	12298.864	10.3	222927.189	1750.143	1011160.328	30327.500	3.1

Fra tredje år vokser bilkøbet,  $fCb$ , langt mere i tabel 5B end i tabel 5A. Dette skyldes til dels den større stigning i disponibel indkomst de første år og det forhold, at bilkøbet ikke bremses af en rentestigning. Det er nemlig bankudlånsrenten, der indgår i bilkøbsfunktionen, og den vokser praktisk taget ikke på trods af den ret kraftige stigning i obligationsrenten. Effekten er dog urimeligt stor og virkningen toppe først i 1985, hvor den er 10 gange så stor som i tabel 5A! Denne uplausible  $fCb$ -multiplikator må ses på baggrund af, at den tilsvarende grundkørsel er løbet af sporet: Den simulerede værdi for  $Yd7$  er 41 mldr.kr. for lav i 1986,  $Wcp4$  er 113 mldr.kr. for lav i 1984 og obligationsrenten 5-8 procentpoint for høj i 1983-86; den i grundkørslen simulerede værdi for  $fCb$  er 4-10 mldr.kr. for lav i 1982-85 (svarende til 52-63%), hvilket bevirker, at også  $Kcb2$  er alt for lav. Og når  $Kcb2$  er lille, er den procentvise stigning i  $Kcb2$  større, når  $fCb$  øges i multiplikatorkørslen, hvilket bevirker et stort fald i user-cost og dermed en stigning i bilkøbet o.s.v. Destabilitets- og simultanitetsproblemet i relation til bestemmelsen af  $fCb$  og  $ucb$  er altså særlig kritisk, når grundkørslen giver meget lave værdier for  $fCb$  og  $Kcb2$ .

Der er også store fejl i grundkørslen, når obligationsrenten eksogeniseres, og multiplikatorerne bliver også her for store, omend det ikke er lige så slemt som med endogen rente.

Stigningen i samlet forbrug er kraftigere de fire første år, når der simuleres med hele ADAM, mens den er mindre de sidste tre år. Dette afspejler den nævnte forskel i udviklingen i disponibel indkomst. Den samlede formue,  $Wcp4$ , udvikler sig meget ens i de to kørsler i tabel 5A og 5B. Dette dækker dog over en noget forskelligartet udvikling i de enkelte dele af formuen. Værdien af boligbeholdningen stiger mindre i kørslen svarende til tabel 5B; til gengæld vokser bilbeholdningen mere, og obligationsrentestigningen medfører et fald i kursværdien af den private sektors netto-obligationsgæld. Dertil kommer, at den forskellige indkomst-, forbrugs- og investeringsudvikling



har konsekvenser for den private sektors nettofordringserhvervelse.

Tabel 6A og 6B viser effekterne af en stigning i obligationsrenten på 1 procentpoint i forbrugs- og boligmodellen isoleret hhv. ADAM, maj 1987 med eksogen rente. Sammenlignes tabel 6A med tabel 3, ses at den relative ændring i boligprisen og den absolutte ændring i boliginvesteringerne i tabel 6A i høj grad ligner udviklingen de syv første år i tabel 3. Til gengæld aftager multiplikatorerne for formue og dermed for bilkøb og samlet forbrug væsentlig hurtigere i tabel 6A.

Sammenlignes tabel 6A og 6B ses, at påvirkningen af phk og dermed fIhn1 er lidt kraftigere de første to år i ADAM, maj 1987 (med eksogen rente) end i forbrugs- og boligmodellen for sig. Derefter giver ADAM numerisk mindre multiplikatorer for phk og fIhn1. Denne forskel skyldes udviklingen i det udtryk for disponibel indkomst, Ydh, der indgår i bestemmelsen af boligefterspørgslen. Rentestigningen medfører, at bolig-, bygnings- og maskininvesteringer samt privat forbrug falder, hvilket får indkomsten til at falde. Denne effekt dominerer svagt de to første år, men overgås fra tredje år af den modsatte effekt, at nettorenteudgifterne i den private ikke-finansielle sektor (eksklusive pensionskasser m.v.) falder.

Multiplikatoren for fCb er klart størst i ADAM, maj 1987, hvilket skyldes dels en svag stigning i udlånsrenten, dels faldet i disponibel indkomst, men først og fremmest at grundkørslen giver alt for lave værdier for fCb og Kcb2, jf. ovenfor. Det samlede forbrug aftager mere de første tre år i tabel 6B end i tabel 6A, hvilket skyldes at Yd7 aftager og priserne vokser lidt. Derefter øges forbruget i tabel 6B fordi formuen vokser. Formueforøgelsen skyldes bl.a. de faldende private nettorenteudgifter og de mindre erhvervsinvesteringer, som øger den private sektors nettofordringserhvervelse.

Tabel 6. iwbz + .01 alle år.

A. Forbrugs- og boligmodel isoleret.

	PHK			FIHNI			KH			
	simuleret	forskel	relativ	simuleret	forskel	relativ	simuleret	forskel	relativ	
1980	.9833670	-.025098	-.024880	15490.59	-527.7017	-.032944	573187.8	-527.7034	-.000920	1980
1981	.937222	-.022802	-.023752	11707.12	-698.5935	-.056312	584895.0	-1226.297	-.002092	1981
1982	.897356	-.019503	-.021272	7178.830	-685.8650	-.087208	592073.8	-1912.156	-.003249	1982
1983	1.098881	-.020690	-.018481	7885.056	-674.2847	-.078778	599958.8	-2586.437	-.004293	1983
1984	1.282808	-.021480	-.016468	10235.84	-653.6145	-.060023	610194.7	-3240.055	-.005282	1984
1985	1.528777	-.023235	-.014971	13486.11	-632.6047	-.044806	623680.8	-3672.656	-.006171	1985
1986	1.724347	-.023951	-.013699	17117.55	-617.7654	-.034833	640798.3	-4490.422	-.006959	1986

	FCB			FCP4			WCP4			JWCP4		
	simuleret	forskel	relativ	simuleret	forskel	relativ	simuleret	forskel	relativ	simuleret	forskel	relativ
1980	6862.860	0	0	215487.9	-608.3945	0	480805.7	-11225.31	-.022814	527.7017	-022814	1980
1981	5736.264	-.016945	-.016006	208709.6	-339.5449	-.002907	474936.4	-9312.516	-.019231	2079.627	-019231	1981
1982	7394.068	-.016006	-.016006	210473.9	-145.0801	-.001611	487088.8	-6964.422	-.014097	3433.185	-014097	1982
1983	10873.55	-.006941	-.006941	212496.1	-1.755859	-.000682	626313.2	-5276.391	-.008354	4563.508	-008354	1983
1984	13368.93	-.001617	-.001617	220388.2	-30.27539	-.000135	755681.3	-5745.609	-.007546	5489.708	-007546	1984
1985	14145.51	-.000407	-.000407	224783.8	-4.353516	-.000019	891268.4	-4974.562	-.005550	6480.330	-005550	1985
1986	16207.88	-.000069	-.000069	231139.0	-4.353516	-.000019	977048.6	-5481.414	-.005468	7456.104	-005468	1986

B. ADAM, maj 1987 (med eksogen iwbz).

	PHK			FIHNI			KH		
	simuleret	forskel	%	simuleret	forskel	%	simuleret	forskel	%
1980	.990	-.026	-2.5	16090.055	-563.282	-3.4	573787.313	-563.281	-1.0
1981	.935	-.023	-2.4	12731.031	-752.019	-5.6	586518.344	-1315.297	-2.2
1982	.880	-.016	-1.8	8144.239	-657.025	-7.9	594662.578	-1972.320	-3.3
1983	1.062	-.008	-.8	8538.448	-442.270	-4.9	603201.023	-2414.586	-4.4
1984	1.198	-.002	-.2	10527.253	-224.081	-2.1	613728.273	-2638.664	-4.4
1985	1.361	-.002	-.1	13086.032	-116.289	-.9	626814.305	-2754.953	-4.4
1986	1.484	-.006	-.4	16203.915	-148.096	-.9	643018.219	-2903.047	-4.4

	FCB			FCP4			WCP4			JWCP4		
	simuleret	forskel	%	simuleret	forskel	%	simuleret	forskel	%	simuleret	forskel	%
1980	6977.687	-16.070	-.2	214586.156	-69.172	0	482099.055	-11243.031	-2.3	527.7017	-022814	1980
1981	5007.998	-304.256	-3.9	207975.037	-814.367	-4	462967.664	-7698.414	-1.6	2079.627	-019231	1981
1982	3950.464	-320.938	-7.5	208365.574	-409.457	-.2	469749.406	-478.625	-.1	3433.185	-014097	1982
1983	5303.572	-484.638	-8.4	209423.592	82.479	0	600698.141	12371.898	2.1	4563.508	-008354	1983
1984	6896.203	-480.912	-6.5	213964.143	612.941	0.3	706121.164	19540.539	2.8	5489.708	-007546	1984
1985	8839.993	-278.481	-3.1	213524.324	216.143	0.1	794773.688	27527.336	3.6	6480.330	-005550	1985
1986	12348.158	96.201	.8	219276.322	258.391	0.1	921617.820	26652.516	3.0	7456.104	-005468	1986

DATABILAG

CP	CP4	CP4XH	FCB	FCB2	FCE	FCF	FCG	FCGBK	FCI	
1947	12105.41	0	1919+23	0	1919+23	1919+23	1919+23	0	1919+23	1947
1948	13003.26	.9726+21	790.9235	.4568+22	6206.607	23925.22	452.9942	.5834+22	9415.994	1948
1949	15017.87	.6905+21	949.6538	.3205+22	5939.827	25474.96	566.2427	.3205+22	10691.40	1949
1950	16037.81	.5159+21	1162.355	.2245+22	6791.320	25407.09	714.8814	.2245+22	12332.93	1950
1951	16463.34	.3866+21	1260.749	.1574+22	6679.428	24533.17	750.2716	.1574+22	11730.20	1951
1952	17094.58	.2968+21	1306.262	.1075+22	6655.928	24540.07	838.7470	.1075+22	11922.02	1952
1953	18394.93	16890.55	2245.388	1543.026	7220.983	24525.66	923.6834	4739.861	11941.64	1953
1954	19292.12	18033.67	3720.969	2313.679	7220.983	25230.61	1118.329	7596.297	12331.42	1954
1955	20494.36	19019.66	2863.228	2555.374	7568.040	25410.20	1182.032	7840.109	12574.21	1955
1956	20997.85	20427.02	3017.963	2769.383	7842.460	26117.05	1638.565	8574.616	12258.66	1956
1957	21876.97	20973.30	2993.357	2906.802	7207.395	26094.00	1656.260	8650.141	12106.90	1957
1958	23621.72	21888.03	2945.851	2983.867	7732.718	27269.50	1617.331	8835.195	12573.49	1958
1959	25342.01	23396.48	4250.020	3442.270	7643.328	26779.96	1847.367	9693.355	13403.98	1959
1960	28209.69	25027.19	5211.250	4033.323	8158.321	26798.27	2148.183	10551.60	13688.28	1960
1961	31743.26	27844.06	6280.874	4844.654	8671.180	28229.44	2622.412	12254.37	15203.42	1961
1962	33443.06	31266.33	7853.013	5941.591	9438.979	28968.70	2487.929	13440.58	16195.62	1962
1963	37479.56	33365.75	8561.348	6271.967	9775.635	29367.17	3103.718	14318.98	16049.23	1963
1964	41064.20	37106.84	8638.930	7210.476	10453.38	31342.78	3287.747	15573.57	18078.90	1964
1965	45975.18	41117.82	7101.485	7291.979	10994.22	31454.83	4119.416	16699.23	19337.88	1965
1966	50831.58	45906.80	7753.777	7532.493	12280.07	32230.31	4791.829	17914.94	20136.23	1966
1967	55476.74	50664.54	8445.138	7891.248	11717.85	32717.67	5267.412	18808.51	20897.77	1967
1968	61683.38	55466.06	7946.484	7913.329	13118.43	32836.53	5624.401	19453.87	20989.50	1968
1969	68078.22	61257.33	9956.176	8659.995	15193.29	32878.19	6332.693	21030.64	22168.15	1969
1970	73165.42	67835.85	9737.055	9028.805	17674.88	33666.57	6774.898	22029.48	22422.65	1970
1971	80437.13	73308.03	8593.179	8958.232	16614.33	33935.83	7174.290	22442.33	21434.08	1971
1972	94202.44	80765.57	8012.928	8685.072	17297.27	33156.72	7583.541	22423.28	21583.54	1972
1973	105223.7	93876.77	9655.568	9025.676	16677.92	33275.87	7724.462	23237.39	23252.39	1973
1974	119941.8	106325.5	6243.279	8120.285	15625.47	33604.71	7428.678	21984.84	22972.59	1974
1975	142132.7	119588.5	8853.189	8295.893	16404.63	32812.07	7788.066	22752.39	23327.95	1975
1976	158899.6	140468.9	11774.19	9420.890	17821.02	34135.78	7901.547	24319.59	25473.70	1976
1977	174889.7	157899.7	11465.85	10150.07	17735.39	33654.98	7968.411	25572.17	26056.89	1977
1978	195813.6	174594.3	10811.02	10459.39	18127.17	34787.57	8591.522	26586.90	25439.83	1978
1979	208814.0	195877.3	10411.83	10481.01	18417.11	35399.88	7961.481	26881.53	25781.39	1979
1980	228566.0	211786.0	6233.705	9205.682	16472.68	35894.45	7945.977	25750.06	25764.45	1980
1981	255638.9	230527.8	6440.307	8276.545	14891.03	36297.71	7310.088	24169.19	24342.15	1981
1982	279963.2	255932.7	7666.691	7927.272	14454.60	36078.49	6802.225	23200.82	25000.31	1982
1983	307888.8	277369.1	11075.92	8854.548	13790.40	36480.00	6721.237	24226.70	25469.81	1983
1984	340076.7	334974.2	13522.73	10361.88	14025.27	36836.40	6885.285	26298.59	26057.80	1984
1985	365045.0	360701.6	16356.86	12403.62	14655.63	37621.91	7035.607	29001.19	27308.57	1985
1986	376236.8	378253.4	17624.40	14428.73	15247.41	38850.60	7007.715	31140.25	27815.60	1986
1987			12786.04	14193.18	15996.63	39339.00	7183.266	31119.87	27320.67	1987

	FCK	FCN	FCS	FCT	FCV	FET	FIH	FIHN1	FIHV1	FROS	
1947	.1919+23	.1919+23	.1919+23	.1919+23	.1919+23	.1919+23	.2906+23	0	0	0	1947
1948	3232.107	7184.128	19076.85	726.8334	4447.251	486.2736	7116.391	6130.845	985.5458	74.00000	1948
1949	3553.880	7320.936	18610.05	1048.717	5241.955	886.9408	7120.380	6074.139	1046.241	57.00000	1949
1950	3687.169	6662.038	19184.34	1242.539	5728.964	1129.138	8027.692	6921.316	1106.375	81.00000	1950
1951	3753.338	7006.382	18667.24	1135.244	5922.948	1070.458	7189.902	6015.005	1174.896	79.00000	1951
1952	4039.617	7303.698	19436.47	1280.611	6011.329	1314.999	7562.837	6328.392	1234.445	103.00000	1952
1953	4073.785	7428.368	20104.44	1588.650	5942.001	1683.305	8953.994	7656.898	1297.096	70.00000	1953
1954	4180.296	7422.813	19933.14	1619.800	6710.696	1793.190	8849.187	8476.287	1372.899	103.00000	1954
1955	4065.783	7511.917	20626.96	1689.022	6406.994	1831.650	8055.360	8476.287	1372.899	103.00000	1955
1956	4385.120	8883.702	22592.65	1952.067	7894.457	2294.045	7650.075	6127.935	1522.140	107.00000	1956
1957	4806.653	9842.121	24372.09	2357.017	10427.56	2779.862	9095.009	7512.202	1582.807	75.00000	1957
1958	5024.671	10349.28	25662.45	1993.600	8934.906	2942.684	8454.506	6797.328	1657.177	100.00000	1958
1959	5127.976	10929.62	27271.55	2235.878	8934.906	2942.684	10843.39	9118.920	1724.471	71.00000	1959
1960	5375.118	11444.34	28237.30	2357.017	10427.56	2942.684	11281.00	9466.253	1814.748	84.00000	1960
1961	5674.679	11995.11	29014.06	2720.433	11363.94	3737.994	13337.34	11428.87	1908.464	68.00000	1961
1962	5723.240	12005.54	29337.80	3056.161	12208.63	3860.586	14495.30	12473.69	2021.610	90.00000	1962
1963	5928.231	12390.44	29290.02	3142.689	11570.00	4164.045	13812.49	11667.39	2145.100	111.00000	1963
1964	6135.672	13150.96	30706.12	3350.356	12494.34	4591.615	17712.50	15451.90	2260.607	106.00000	1964
1965	6370.211	14242.67	32021.82	3620.322	13623.69	4949.559	18842.57	16428.98	2413.580	108.00000	1965
1966	6463.248	15822.66	32545.28	3792.683	14899.06	5039.677	19628.00	17051.77	2576.227	98.00000	1966
1967	6442.255	15480.56	31973.10	4468.937	15591.94	5252.187	21663.00	18917.96	2745.040	65.00000	1967
1968	6690.432	15905.08	32280.33	4447.975	15885.28	5517.875	21412.00	18479.67	2932.328	93.00000	1968
1969	6906.635	17070.40	33957.00	4618.478	17031.88	5996.649	26275.00	23159.72	3115.276	120.00000	1969
1970	7371.298	16708.11	34298.01	4722.782	17044.32	6837.910	25505.00	22160.44	3344.558	116.00000	1970
1971	7608.139	16310.27	34682.07	4899.790	16238.50	7646.080	25113.00	21549.05	3563.946	68.00000	1971
1972	8355.112	16479.37	35221.03	5222.226	17410.61	8418.274	33124.00	29346.72	3777.282	80.00000	1972
1973	8598.398	16344.64	34971.02	5804.930	19189.50	8141.496	34263.00	30195.19	4067.814	76.00000	1973
1974	8568.554	16728.81	35125.20	5613.116	17680.24	8236.718	25707.00	21340.25	4366.746	41.00000	1974
1975	8470.959	17691.13	36099.54	6112.040	18390.93	8183.842	21979.00	17400.99	4578.015	54.00000	1975
1976	8734.356	17439.38	39406.27	6890.321	21198.57	8514.789	26352.00	21601.72	4750.285	100.00000	1976
1977	9163.357	17439.38	39406.27	7849.014	21342.57	8732.214	23839.00	18874.86	4964.142	76.00000	1977
1978	9672.787	17650.02	41749.70	8261.193	20255.77	8618.639	24042.00	18891.00	5151.003	87.00000	1978
1979	9803.469	17494.70	42999.18	9273.147	19803.58	8833.505	23841.00	18502.98	5338.023	104.00000	1979
1980	9755.662	16732.39	44342.45	8402.000	17194.51	8367.000	19833.00	14311.80	5521.203	114.00000	1980
1981				7518.376	16378.58	9555.432	14728.00	9065.110	5662.890	100.00000	1981
1982				7956.166	16592.95	10264.18	13479.18	7726.545	5752.634	79.00000	1982
1983				7500.885	17235.32	10442.21	15023.00	9193.873	5829.127	71.00000	1983
1984				7877.764	18320.65	11208.30	18072.00	12151.85	5920.146	77.00000	1984
1985				9067.304	20004.87	11152.40	17710.00	11669.55	6040.449	113.00000	1985
1986				11074.60	21571.23	11120.59	21772.00	15616.02	6155.978	94.00000	1986
1987				12741.34	21284.31	11936.66	19066.00	12755.42	6310.576	94.30000	1987

IKU	IWBZ	KCB2	KH	PCP4V	PHGK	PHK	PHP	PHV	PIH
1947	0	0	99550.09	0	0	0	0	0	.660383
1948	.047900	0	105680.9	.141785	0	0	0	0	.123982
1949	.048800	0	111755.1	.145966	0	0	0	0	.127431
1950	.054900	0	118676.4	.160426	0	0	0	.036914	.136767
1951	.062000	0	124691.4	.175056	.019190	0	.066255	.036914	.165437
1952	.058900	1865.913	131019.8	.178224	.021322	0	.072289	.036914	.171805
1953	.063400	2568.275	138676.7	.180658	.023388	0	.072289	.036914	.165818
1954	.066200	3975.565	147153.0	.182637	.023454	0	.074297	.036914	.168400
1955	.071000	4283.419	153751.5	.192637	.024520	0	.078313	.036914	.173035
1956	.070000	4531.999	159879.5	.200648	.026652	.104942	.080321	.076043	.180060
1957	.069000	4618.555	167391.7	.204708	.029851	.110472	.082329	.076043	.180060
1958	.072500	4580.538	174189.0	.208276	.031983	.117319	.083353	.076043	.185820
1959	.070500	5388.288	183307.9	.202163	.036247	.131934	.090361	.076043	.185631
1960	.063100	6566.214	192774.2	.214613	.044776	.138386	.096386	.076043	.187710
1961	.069500	8002.435	204203.0	.221648	.074627	.151685	.108434	.076043	.193456
1962	.088000	9913.856	216676.7	.235911	.088486	.198955	.154618	.076043	.218374
1963	.086500	10203.24	228344.1	.249726	.102345	.216203	.166667	.076043	.220753
1964	.074600	11631.69	243796.0	.257810	.116205	.227790	.182731	.076043	.240098
1965	.092000	11441.20	260225.0	.273329	.106610	.227790	.200803	.199705	.262660
1966	.094000	11662.48	272726.8	.290999	.135394	.273349	.240964	.199705	.279346
1967	.096500	12216.37	296194.7	.311530	.141791	.291572	.257028	.199705	.299128
1968	.087800	12249.53	314674.4	.335252	.157783	.307517	.267068	.199705	.322529
1969	.096400	13545.71	337834.1	.351335	.170576	.316629	.283133	.199705	.344967
1970	.113700	14253.96	359994.6	.375470	.189765	.337130	.325301	.199705	.373966
1971	.111600	13888.90	381543.6	.402629	.221748	.382688	.345382	.283499	.397603
1972	.110000	13216.76	410890.3	.437366	.279318	.448747	.381526	.283499	.416797
1973	.129597	13846.65	441085.5	.485540	.395522	.519362	.445783	.283499	.484721
1974	.163880	11969.64	462425.7	.560507	.480810	.544419	.522088	.283499	.594118
1975	.131239	12526.94	479826.7	.617048	.551173	.640091	.558233	.475821	.657992
1976	.154219	14880.24	501428.4	.676653	.626866	.701595	.630522	.517165	.702869
1977	.167935	16196.02	520303.3	.748592	.687633	.794989	.753012	.558509	.764210
1978	.175161	16547.64	539194.3	.818641	.818763	.922551	.885542	.571059	.828134
1979	.174423	16478.47	557597.3	.903059	.961620	1.013667	.973896	.740864	.901850
1980	.190758	13506.49	572009.0	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000
1981	.193242	11670.25	581074.1	1.121491	.898721	.954442	.913655	1.000000	1.120043
1982	.204992	11409.67	588800.7	1.235942	.868870	.931663	.817269	.696567	1.244275
1983	.143725	13631.04	597994.5	1.321389	.915778	1.129884	.851406	.668882	1.348865
1984	.140450	16791.89	610146.4	1.406412	1.025586	1.305239	.919679	.703581	1.426959
1985	.115500	20745.14	621815.9	1.472827	1.290133	1.527936	1.049000	.898487	1.497233
1986	.105467	23940.81	637432.0	1.522790	1.398400	1.714000	1.176800	.989295	1.537617
1987	.119150	22533.67	650187.4	1.579511	1.340000	1.580000	1.080000	1.192000	1.604951

	UCB	UIH	WCP4	WPQKPC	YDH	YDR6	YDR7	YD5	YD6	YD7	
1947		0		0	0	5898.006	6076.277	0	0	0	1947
1948		0		0	0	6530.540	6739.988	0	0	0	1948
1949		0		0	0	7834.496	8092.720	0	0	0	1949
1950		0		0	0	7594.321	7842.609	0	0	0	1950
1951		0		0	0	8116.920	8355.890	0	0	0	1951
1952		0		0	0	8729.511	8993.204	0	0	0	1952
1953	.995658	0		0	0	8773.605	9062.103	19302.36	18890.92	20252.08	1953
1954	.969081	0		0	20023.89	8725.084	8990.583	19742.29	19976.92	20252.08	1954
1955	.863417	0	18692.38	1416.654	20485.22	8725.084	8990.583	19742.29	20741.55	21022.05	1955
1956	.949924	.057095	19702.44	812.5671	21866.49	9309.596	9561.499	21061.09	21839.48	22108.63	1956
1957	.947443	.059053	21003.20	55.07590	23034.92	9450.291	9725.638	22169.45	23025.66	23295.90	1957
1958	.934274	.051382	24373.03	59.21075	23746.14	9416.551	9664.062	22857.98	23754.45	24012.07	1958
1959	1.006475	.052197	26018.98	-850.7988	28227.45	10510.98	10806.96	25214.00	25805.16	24012.07	1959
1960	1.006565	.054923	28334.59	-2661.225	28000.24	10917.70	11316.02	26849.17	27829.61	26084.62	1960
1961	1.012919	.058989	35206.04	-3532.730	31804.02	12063.94	12495.41	30509.58	31420.93	28177.80	1961
1962	.966161	.057423	40204.18	-5378.295	34880.35	12731.16	13190.53	33441.56	34814.15	31829.46	1962
1963	.983436	.054536	45527.56	-6566.999	35848.81	12771.25	13271.55	34285.86	36196.53	35270.47	1963
1964	1.008990	.059678	48926.48	-9642.913	41468.15	15270.69	15813.06	39642.73	40589.69	36690.22	1964
1965	1.048795	.071668	50290.50	-12207.12	46276.89	15899.22	16530.31	44232.77	46103.91	41117.87	1965
1966	1.124130	.070941	63804.76	-15592.22	50342.57	17063.77	17762.49	48055.61	50321.63	46704.80	1966
1967	1.129637	.065966	77111.67	-19549.50	55025.07	17933.22	18439.04	52396.06	55161.79	50999.39	1967
1968	1.183006	.072836	82968.87	-23601.87	60130.39	19100.77	19217.28	57189.90	60273.84	55777.43	1968
1969	1.167743	.083602	92659.42	-33583.24	68702.94	21907.46	21613.29	64947.21	67843.50	60627.92	1969
1970	1.147543	.073397	109996.1	-41441.58	71725.18	22226.94	22166.98	67714.77	71999.50	67807.75	1970
1971	1.102415	.075459	140949.4	-49894.78	75660.22	22840.74	22379.30	71194.14	76305.37	71882.25	1971
1972	1.171215	.082195	176321.4	-59920.67	88426.84	29410.75	28708.62	83075.17	86416.28	75992.40	1972
1973	1.213300	.098697	189585.5	-69194.14	102370.2	34322.65	33823.87	95057.89	100869.3	85868.96	1973
1974	1.303513	.085408	234067.2	-81007.74	110542.7	32151.16	33421.08	102132.5	113783.7	100269.8	1974
1975	1.266966	.096040	275315.7	-87004.02	131042.6	33865.00	35558.53	122184.4	132912.9	114140.8	1975
1976	1.205309	.103375	331891.9	-94052.23	168537.5	41621.73	39951.71	141638.0	150664.0	134183.1	1976
1977	1.164216	.106557	416922.1	-94412.29	183827.5	42049.44	42616.88	158411.0	169094.2	151808.8	1977
1978	1.182500	.103573	477389.4	-103090.3	203854.0	45162.54	46456.66	172126.9	185750.2	170127.8	1978
1979	1.269014	.110660	490418.7	-95096.80	203854.0	45162.54	46456.66	191666.4	204964.3	187809.6	1979
1980	1.457960	.111487	488875.4	-78194.36	216630.7	40761.88	46615.06	205843.3	204964.3	206916.4	1980
1981	1.515149	.117388	515390.4	-46034.95	242047.3	49326.34	53296.18	221167.2	221167.2	225258.1	1981
1982	1.453966	.081885	652567.7	-38989.39	281369.4	62499.82	68872.70	272758.9	276986.5	246296.9	1982
1983	1.290350	.077302	790338.2	-26628.56	307920.1	76551.64	76448.86	298792.1	302128.3	282820.7	1983
1984	1.139107	.064999	910317.0	-66553.73	334785.4	88501.12	87858.57	318129.3	330034.2	304977.1	1984
1985	1.032008	.060418	990435.7	-134661.8	354722.1	97865.30	95374.67	337756.8	351255.4	349697.3	1985
1986	.972990	.068703	913869.2	-145721.4	357573.2	81717.05	90272.42	329511.9	365972.7	369559.8	1986
1987					369756.5	69655.22	84089.46	338390.1	379683.2	389887.9	1987

Alle variabler bortset fra priser, rentesatser, usercost-udtryk og variablen fros er opgjort i mill.kr. Data er fra ADAMBK, september 1988.

