

Danmarks Statistik
20. kontor

Bilag til EH 28.03.88
rettet nov. 88 af PUD/cj
rettet apr. 90 af JS/cj

BASISVARIABLER

Det bemærkes, at definitionen af basisvariabler gælder i relation til hovedprogrammet. Nogle af de variabler, der er angivet som basisvariabler, bliver dannet i fuld- eller halv-automatiske opdateringsprogrammer. Andre bliver kun opdateret under særlige omstændigheder og overføres normalt fra gammel til ny databank i forbindelse med de faste datarevisioner.

I-o koefficienterne er principielt også at regne som basisvariabler, men af pladshensyn er de ikke angivet i denne liste.

Variabler fra FINDAN-banken er ej heller angivet

Privat forbrug m.v.

fCb, fCe, fCf, fCg, fCh, fCi, fCk, fCn, fCs, fCv, fCt, fEt,
fCp.

Cb, Ce, Cf, Cg, Ch, Ci, Ck, Cn, Cs, Cv, Ct, Et, Cp.

fros, Kcb, iwbn, nwbr, nwpb, pcnt.

Investeringer m. v.

fIh, fIpb, fIob, fIb, fIpm, fIom, fIm, fIo, fIt, fIv, fIov,
fIhv, fIpvb, fIpvm, fIf, fiem, fieb.

fIl, fIla, fIle, fIlne, fIlng, fIlnf, fIlnn, fIlnb, fIlm,
fIlnt, fIlnk, fIlng, fIlb, fIlqh, fIlqq, fIlm0, fIlm1, fIlm2,
fIlm3r, fIlm3k, fIlm3q, fIlm5, fIlm6m, fIlm6q, fIlm7b, fIlm7q,
fIlm7y, fIlm8.

Ih, Ipb, Iob, Ib, Ipm, Iom, Im, Io, It, Iv, Iov, If.

Il, Iem, Ieb.

nbs, phk, php, phgk, phv, tsdl.

Offentlig sektor

fCo, fXov, Co, Xov, Sigo.

Udenrigshandel

fM0, fM1, fM2, fM3k, fM3r, fM3q, fM5, fM6m, fM6q, fM7b, fM7q,
fM7y, fM8, fMs, fMv, fM.

M0, M1, M2, M3k, M3r, M3q, M5, M6m, M6q, M7b, M7q, M7y, M8, Ms,
Mv, M.

fE0, fE1, fE2, fE3, fE5, fE6, fE7q, fE7y, fE8, fEs, fEv, fE.

E0, E1, E2, E3, E5, E6, E7q, E7y, E8, Es, Ev, E.

Produktion m.v.

fXa, fXe, fXng, fXne, fXnf, fXnn, fXnb, fXnm, fXnt, fXnk, fXnq,
fXb, fXqh, fXqs, fXqt, fXqf, fXqq, fXh, fXo, fX.

Xa, Xe, Xng, Xne, Xnf, Xnn, Xnb, Xnm, Xnt, Xnk, Xnq, Xb, Xqh,
Xqs, Xqt, Xqf, Xqq, Xh, Xo, X.

fYfa, fYfe, fYfng, fYfne, fYfnf, fYfnn, fYfnb, fYfnm, fYfnt,
fYfnk, fYfnq, fYfbb, fYfqh, fYfqs, fYfqt, fYfqf, fYfqq, fYfqi,
fYfhh, fYf, fYfo, fY, fYfqto.

Yfa, Yfe, Yfng, Yfne, Yfnf, Yfnn, Yfnb, Yfnm, Yfnt, Yfnk, Yfnq,
Yfb, Yfqh, Yfqs, Yfqt, Yfqf, Yfqq, Yfqi, Yfh, Yf, Yfo, Y.

fSiqa, fSiqe, fSiqng, fSiqne, fSiqnf, fSiqnn, fSiqnb, fSiqnm,
fSiqnt, fSiqnk, fSiqnq, fSiqbb, fSiqqh, fSiqqq, fSiqqt, fSiqqf,
fSiqqq, fSiqh, fSiq, fSiv, fSi.

Betalingsbalance m.v.

Enfg, Eenvt, Tefb, Tefe, Tefem, Tefp, Tefr, Tenf, Tenu, Tien,
Enl, Ken, Tken, Enlnr, Twen, Tkfgn, Tufgn, Tfen, Tfpn, Tfrn.

Summariske afgiftsprovenuer m. v.

Si, Siaf, Sisuu, Sim, Simam, Sim11, Sig, Sip, Sir, Siq, Sipsu,
Sipaf, Siq, Siqv, Siqej, Siqam, Siqr1, Siqs, Sipe0, Sipe7y,
Siqqto, tg, kywqf, ,

Komponentfordelte punktafgifter

Sipb, Sipe, Sipf, Sipi, Siph, Sipi, Sipk, Sipn, Sips, Sipv.
Sipxa, Sipxe, Sipxng, Sipxne, Sipxnf, Sipxnn, Sipxnb, Sipxnm,
Sipxnt, Sipxnk, Sipxng, Sipxnb, Sipxqh, Sipxqs, Sipxqt, Sipxqf,
Sipxqq, Sipxh, Sipxov.

Sipih, Sipiob, Sipipb, Sipib, Sipiom, Sipipm, Sipim, Sipil,
Sipc, Sipx.

Sirb, Sirim, Siripm.

Komponentfordelt momsprovenu

Sigb, Sige, Sigf, Sigg, Sigh, Sigi, Sigk, Sign, Sigs, Sigv.
 Sigxa, Sigxe, Sigxng, Sigxne, Sigxnf, Sigxnn, Sigxnb, Sigxnm,
 Sigxnt, Sigxnk, Sigxnq, Sigxb, Sigxqh, Sigxqs, Sigxqt, Sigxqf,
 Sigxqq, Sigxh, Sigxov.
 Sigih, Sigiob, Sigipb, Sigib, Sigiom, Sigipm, Sigim, Sigil
 Sigc1, Sigc2, Sigiy.

Komponentfordelt provenu for andre afgifter

Siga, Sige, Siqng, Siqne, Siqnf, Siqnn, Siqnb, Siqnm, Siqnt,
 Siqnk, Siqnq, Siqb, Siqqh, Siqqq, Siqqt, Siqqf, Siqqq, Siqh.
 Siqsk, Siqx.

Toldprovenuer

Sim0, Sim1, Sim2, Sim3k, Sim3r, Sim3q, Sim5, Sim6m, Sim6q,
 Sim7b, Sim7q, Sim7y, Sim8.

Beskæftigelse og arbejdsudbud m. v.

Qnga, Qnea, Qnfa, Qnna, Qnba, Qnma, Qnta, Qnka, Qnqa, Qba,
 Qngf, Qnef, Qnff, Qnnf, Qnbf, Qnmf, Qntf, Qnkf, Qnqf, Qbf, Qqh,
 Qqs, Qqt, Qqf, Qqq, Qh, Qa, Qe, Qo, Q, Qas, Qus, Qres.
 U, Ul, Ulfh, Ulfid, Ulfu, Ulu, Upn.
 Hgn, Ha, Hdag, Hhnn.

Deltidsfrekvenser

bqnga, bqnea, bqnfa, bqnaa, bqnba, bqnma, bqnta, bqnka, bqnga,
 bqba, bqngf, bqnef, bqnff, bqnnf, bqnbf, bqnmf, bqntf, bqnkf,
 bqngf, bqbf, bqgh, bqqs, bqqt, bqgf, bqgg, bqh, bqa, bqe, bqo.

Lønsummer og lønsatser

Ywa, Ywe, Ywng, Ywne, Ywnf, Ywnn, Ywnb, Ywnm, Ywnt, Ywnk, Ywnq,
 Ywb, Ywqh, Ywqs, Ywqt, Ywqf, Ywqq, Ywh, Ywo, Yw, Ywqto.
 lih, lna, lnf.

Dyrtidsregulering

pcreg, pcr1, pcr2, pcr3, pcr4, kpcreg, kpcpb.
 wpncb, wpncø, wpncf, wpncg, wpnch, wpnci, wpnck, wpncn, wpncs,
 wpncv, wpct.

Indkomstskattesystem

bys10, bys11, bys20, bys21, bys30, bys31, bys40, bys41, bys50,
 bys51, Usy.
 Ssy, Ssf, Ss, Sba, Sbb, Sbu, Sb, Sd, Sdp1, Sdu, Sds, Sdv, Sdr,
 Sk, Skug, Sok, Soo, Sov, Srk, Sro, Srmk, Srrk, Srv, Sksi, Ys,
 Ya, Sagb, Sak, Saso, Saqw, Saqp, Safm, Sasr, Saqo.
 tsa, tsk, tsp, tsu, tsu2, tsu3, tsu4, tsu5, tsds, tsdsu.
 Sbaf, Sbbf, Yaf, kyal2, tsdr, iwbr.

Offentlige overførsler m.v.

Ty, Tyd, Typr, Tyk, Tyrr, Tysa, Tysb, Tyt, ttypl, Typs, Typri.
Taoi, Tkoi, Tfoi, Tfon, Tiov, Tioii, Tior, Tiou, Taou, Tkou,
Tfou.

Tasir, Tffon, Tfkkn, Tifoi, Tifou, Tiki, Tiku, Tisii, Tisiu,
Tisui, Tisuu.

Private overførsler m.v.

Topl, Topk, Tono, Tinn, Tii, Tibn, Tiln, Tikn.

Skattemæssige afskrivninger

bivpb0, bivpb1, bivpb2, bivpb3.

bivpm0, bivpm1, bivpm2, bivpm3.

Finansielle variabler

Heriblandt flg. ikke-FINDAN-variabler:

Wbga, Wbgv, Wbza, Wfga, Wfgv, Wflkgdm, Wflkgud, iwbdm, iwbud.

Diverse (opdateres kun under særlige omstændigheder)

fYrod, Yrod, fCd, Cd, fSiqo, Qres, Tadf, bail, bneil, bngil,
bqgil, bm0il, bm3qil, bm7yil, Srkl, kiku, kvb.

Danmarks Statistik
20. kontor

16. maj 1988
EH/cj

NOTER OM BOLIGMODELLEN OG BESTEMMELSEN AF SAMLET
PRIVAT FORBRUG I ADAM, MAJ 1987

I dette notat redegøres for forskellige egenskaber og problemer vedr. bestemmelsen af boliginvesteringer og privat forbrug i den nye ADAM-model.

Notatet udspringer til dels af diskussioner med BD i forbindelse med deres anvendelse af ADAM til lange kørsler. Afsnit 1 omhandler udviklingen i boligpris og -investeringer i lange multiplikator-kørsler. I afsnit 2 og 3 diskuteres hhv. rentestrømme i disponibel indkomst og fondssektorens obligationsbeholdninger i formueudtrykket. Afsnit 4 handler om kursværdiberegningen for obligationer, som har betydning for det formueudtryk, der indgår i forbrugsbestemmelsen.

1. Om boligmodellens langsigtssegenskaber

I et multiplikatoreksperiment, hvor renten permanent falder med 1 procentpoint eller 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 bolig efterspørgslen 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 multiplikator-kørslen end i grundkørslen i alle år. Dette kan kun ske ved at phk permanent

ligger over grundkørslens værdi. (jf. også EH 11.8.86, tabel 4 og 5)

Eksempel, hvor Kh vokser lineært i grundkørslen og boligefter-spørgslen vokser 2% i multiplikatorkørslen. (Det antages at boligbeholdningen har tilpasset sig efterspørgslen efter 25 år).

År:		0	..	25		26	..	50
Grundkørsel:	Kh	100		150		152		200
	fIhn1			2		2		2
Multiplikatorkørsel:	Kh	...		153		155.04		204
	DKh	...		3		3.04		4
	fIhn1	...		2.04		2.04		2.04
	DfIhn104		.04		.04

(D angiver ændring i f.t. grundkørslen)

2. Disponibel indkomst, rentestrømme og pensionsindbetalinger

I udtrykket for disponibel indkomst, Yd7, i relationen for samlet privat forbrug indgår ikke den private ikke-finansielle sektors nettorenteindtægter. Til gengæld er sektorens finansielle nettostilling med i formueudtrykket. Samtlige direkte skatter trækkes fra i Yd7, også nettoskat af nettorenteindtægter. Dette bevirker, at multiplikatoregenskaberne i forbindelse med ændringer i rentesatser måske bliver tvivlsomme. Hvis f.eks. den udenlandske rentesats øges, vil den private sektors renteudgifter øges p.g.a. den private udlandsgæld. disse øgede udgifter påvirker ikke Yd7. Til gengæld vil det større skattefradrag for renteudgifter betyde mindre skattebetalinger og dermed større Yd7! 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 (obligationskurser). Men effekten over skatterne er ret kraftig. Dette er måske et argument for at tage rentestrømme med i disponibel indkomst igen (evt. med halv vægt, så de omtrent modsvarer skat af renter).

Et andet problem vedrører pensionsind- og udbetalinger. Al pensionsopsparing betragtes som frivillig i ADAM. Det vil sige, at pensionsindbetalinger ikke trækkes fra i Yd7 og at -udbetalinger ikke lægges til. Dette indebærer imidlertid problemer 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. det øgede fradrag, hvilket medfører at forbruget vokser. Dette synes ikke rimeligt.

3. Kursregulering af A-sektorens obligationsbeholdninger

Man kan diskutere om forbrugerne reagerer lige så kraftigt på kursregulering af obligationer i pensionskasser og livsforsikringsselskaber m.v., som på kursregulering af private obligationsbeholdninger og -gæld. Man kan derfor evt. lade kursreguleringen af A-sektorens obligationer ske med et vist lag.

4. Kursværdi af obligationer

Kursen på obligationer, kw , beregnes i ADAM efter følgende formel

$$(1) \quad kw = \frac{(1 - (1 + iw_bz)^{-nw}) / iw_bz}{(1 - (1 + iw_{bn})^{-nw}) / iw_{bn}}$$

hvor iw_bz , iw_{bn} og nw er hhv. effektiv obligationsrente, nominal (pålydende) rente og restløbetid for en gennemsnitlig obligation.

Dette er den korekte formel for kursen på en konstant annuitet. Men Per Bremer fra statsgældskontoret i BD har

påpeget, at (1) i nogle tilfælde kan være uhensigtsmæssig i forbindelse med beregning af kursværdi af obligationer v.h.j.a. ADAMs formel

$$(2) W_k = W_k(-1) \cdot k_w/k_w(-1) + DW,$$

hvor W_k er obligationsgæld/beholdning til kursværdi, k_w er kursen og DW er nettotilgang til kursværdi. Problemet er, at der i beregningen af kursen k_w ikke bør tages hensyn til ændringer i nominel rente (i_{wbn}) hvis dette er den eneste årsag til kursændringer. Nedenfor illustreres problemet ved et par eksempler. Hovedkonklusionen er, at der skal tages hensyn til ændringer i i_{wbn} hvis disse er udtryk for at der er sket ændringer i den effektive rente i_{wbz} , men at kursværdiberegningen i ADAM nok kan forbedres, og at i_{wbn} i hvert fald bør endogeniseres (som nævnt i EH+CKN 18.11.87: "Privat forbrug og boliginvesteringer i ADAM, maj 1987", s. 33), således at i_{wbn} afhænger af laggede værdier af i_{wbz} .

Eksempel 1

I hver periode er der en bruttotilgang til nominel værdi på 1000. Løbetiden er 2 perioder. Frem til og med periode 3 er den pålydende rente på nyudstedte obligationer .10, fra og med periode 4 er den .12. Den effektive rente i_{wbz} er lig .12 i alle perioder. Låneoptagelse, rentebetalinger og afdrag finder sted ultimo året.

Tabel 1 Rente, afdrag, restgæld, fordelte emissionskurstab (FET), kurs og kursværdi for et annuitetslån på 1000 med løbetid 2 terminer og rentefod hhv. .10 og .12

Ultimo periode	Rente	Afdrag	Ydelse	Restgæld	FET	Kurs	Kursværdi
1				1000	0	.974	974
2	100	476	576	524	12	.982	515
3	52	524	576	0	14		
1				1000	0	1	1000
2	120	472	592	528	0	1	528
3	63	528	592	0	0		

I tabel 1 er vist rente, afdrag og restgæld for et annuitetslån på 1000 med løbetid 2 terminer og (nominel) rentefod hhv. 10% og 12%. Desuden er angivet fordelte emissionskurstab (FET), kurs og kursværdi, når den effektive rente er 12%. Det antages som nævnt at der hvert år optages et lån på nominelt 1000. I tabel 2 er angivet kursværdi ultimo hver periode for fem obligationslån. Når der adderes vandret fås den samlede kursværdi ultimo året, Wk. Desuden er angivet (den nominelle værdi af) udestående lån ultimo, W, rentebetalingerne, Ti, den gennemsnitlige nominelle rentesats, iwbn, FET og kursen, kw, beregnet efter formlen (1).¹ Fra og med periode 4 vokser som nævnt den nominelle rente på nyudstedte obligationer fra 10% til 12%. Det har ingen effekt på den gennemsnitlige nominelle rente, iwbn, i periode 4, da den beregnes som periodens rentebetalinger divideret med nominel værdi af udestående lån medio året, og da der først i periode t+1 betales renter af lån optaget i periode t. Men kursværdien af nyudstedelserne stiger til 1000. I periode 5 og 6 vokser iwbn gradvist til 12% og kw til 1. Fra og med periode 5 er Wk igen stabil.

¹ iwbn og den gennemsnitlige restløbetid, nw, er beregnet v.h.j.a. formlerne i bilag 1 i EH + CKN 18.11.87. nw bliver her .48

Tabel 2 Kursværdi og nominel værdi (W) af obligationer, rentebetalinger, nominal rentesats, FET og kurs

Periode	Kursværdi ultimo					Wk	W	Ti	iwb	FET	kw
	Serie 1	Serie 2	Serie 3	Serie 4	Serie 5						
1	974										
2	515	974				1489	1524	152	.10	26	.987
3	0	515	974			1489	1524	152	.10	26	.987
4		0	515	1000		1515	1524	152	.10	26	.987
5			0	528	1000	1528	1528	172	.113	14	.995
6				0	528	1528	1528	183	.12	0	1.000

Kursværdiberegningen i ADAM sker ved ligning (2), og nettotilgang til kursværdi, DW, er datamæssigt bestemt som DW = bruttotilgang til kursværdi - afdrag til pari + FET. Det giver i periode 4-6 følgende kursværdiberegning

$$Wk(4) = 1489 * \quad + 1000 - 1000 + 12 + 14 = 1515$$

$$Wk(5) = 1515 \cdot \frac{.995}{.987} + 1000 - 1000 + 14 = 1515 \cdot 1.008 + 14 = 1541$$

$$Wk(6) = 1541 \cdot \frac{1000}{.995} + 1000 - 1000 = 1541 \cdot 1.005 = 1549$$

Det er klart, at der i dette tilfælde ikke burde være taget hensyn til kursændringer som følge af ændringer iwb.

Eksempel 2

Som eksempel 1 bortset fra, at iwbz er lig .10 frem til og med periode 2 og .12 derefter, og at den nominelle rente for nyudstedte obligatiner er lig iwbz i alle perioder.

Tabel 3

Periode	Kursværdi ultimo					Wk	W	Ti	iwb	FET	kw
	Serie 1	Serie 2	Serie 3	Serie 4	Serie 5						
1	1000					1524	1524	152	.10	0	1
2	524	1000				1524	1524	152	.10	0	1
3	0	515	1000			1515	1524	152	.10	0	1
4		0	528	1000		1528	1528	172	.113	0	1
5			0	528	1000	1528	1528	183	.12	0	1
6				0	528	1528	1528	183	.12	0	1

Ved anvendelse af ligning (2) fås følgende kursværdiberegning:

$$Wk(2) = 1524 \cdot 1 + 0 = 1524$$

$$Wk(3) = 1524 \cdot .987 + 0 = 1504$$

$$Wk(4) = 1504 \cdot \frac{.995}{.987} + 0 = 1504 \cdot 1.008 = 1516$$

$$Wk(5) = 1516 \cdot \frac{1}{.995} + 0 = 1516 \cdot 1.005 = 1524$$

Det ses at ultimokursværdien ved denne beregning undervurderes lidt fra og med periode 3, men at det helt klart er rimeligt at tage hensyn til ændringen i iwbn ved kursberegningen - ellers ville den beregnede kursværdi fra og med periode 3 ligge på det alt for lave niveau 1504, mens den "sande" værdi er 1528. Grunden til at man skal tage hensyn til ændringen i iwbn i dette tilfælde er, at kursfaldet p.g.a. stigningen i iwbn skyldes obligationer med en nominal rente på 10%, og at disse gradvist forsvinder og deres kurs nærmer sig pari efterhånden som de nærmer sig udløbsdatoen. Hvis både iwbn og den gennemsnitlige restløbetid nw er konstante efter den permanente ændring af iwbn, er stigningen i iwbn det eneste, der kan sikre at kursen på de "gamle" obligationer med lav nominal rente (og dermed den samlede obligationsmasse) gradvis nærmer sig pari.

Konklusionen er, at der skal tages hensyn til kursændringer som følge af ændringer i iwbn, men at det er vigtigt at indbygge en relation for iwbn i ADAM, således at iwbn (på langt sigt) følger iwbn. Hvis den historiske udvikling i iwbn antages først og fremmest af afspejle udviklingen i iwbn, er et altså også korrekt at bruge (1), hvor iwbn indgår, til datakonstruktion. En nærmere analyse af kursberegningemetoden viser imidlertid at denne kan forbedres. Når kursværdien ultimo periode t beregnes bør man nemlig kun kursjustere den del af beholdningen ultimo periode t-1, der ikke afdrages i periode t. I stedet for (2) er det således bedre at benytte formlen

$$(3) Wk = [Wk(-1) - \text{afdrag til pari} + \text{FET}] * kw/kw(-1) \\ + \text{bruttotilgang til kursværdi}$$

Anvendes denne formel fås følgende kursværdier i de to eksempler.

Eksempel 1:

$$Wk(5) = [1515-1000+14]*1.008+1000 = 1533$$

$$Wk(6) = [1533-1000+0]*1.005+1000 = 1536$$

Eksempel 2:

$$Wk(3) = [1524-1000]*.987+1000 = 1517$$

$$Wk(4) = [1517-1000]*1.008+1000 = 1521$$

$$Wk(5) = [1521-1000]*1.005+1000 = 1524$$

Det ses at fejlen ved beregningsmetoden mindskes betydeligt i disse eksempler. Men når der opereres med obligationer med en væsentlig længere løbetid (reakreditobligationer har i øjeblikket en gennemsnitlig restløbetid på ca. 15 år), og hvor afdragene derfor udgør en væsentlig mindre andel af gælden, betyder det mindre om man benytter (2) eller (3). I FINDAN-banken ligger "kun" data for nettotilgang til kursværdi og fordelte emissionskurstab, men afdrag til pari og bruttotilgang til kursværdi findes i primærstatistikken.

Ved en eventuel ændring af beregningsmetoden bør (1) vel også ændres, så der tages hensyn til serielån, som med de nye finansieringsregler vil få større betydning.

Som nævnt bør der indføres en ligning til bestemmelse af iwbn i modellen. Ligningen bør have den egenskab, at iwbn på langt sigt er lidt mindre end iwbz. Dette opfyldes af specifikationen

$$iwbn = a*iwbz(-1) + (1-a)*iwbn(-1) + c$$

hvis c er negativ eller

$$Diwbn = a*(iwbz(-1) - iwbn(-1)) + c,$$

som på langt sigt giver

$$iwbn = iwbz + c/a$$

Hvis c er negativ vil iwbn altså på langt sigt ligge under iwbz. Der er dog betydelige problemer med at estimere denne

specifikation. For det første bliver c insignifikant (og positiv). Dette kan løses ved at binde c/a til f.eks. $-.01$:

$$Diwbn = a*(iwbz(-1) - iwbn(-1) - .01)$$

Men et andet problem er at a bliver ret lille, omkring $.04$, således at $iwbn$ kun reagerer meget trægt på ændringer i $iwbz$. Det hjælper ikke at erstatte $iwbz(-1)$, med et gennemsnit af tidligere års effektive renter. Den skitserede modellering af $iwbn$ er imidlertid også meget primitiv, idet $iwbz$'s påvirkning af $iwbn$ burde afhænge af tilgangen af obligationer og af ændrede konverteringsregler. Desuden er der de seneste år kommet nye regler m.h.t. fastsættelse af nominel obligationsrente.

Den bedste løsning er nok, at indføre en ligning for $iwbn$ i ADAM, som har de egenskaber man ønsker i forbindelse med fremskrivninger og multiplikatoreksperimenter, og så gange en k -faktor på i den databelagte periode.

OPDATERING AF DATABANKER

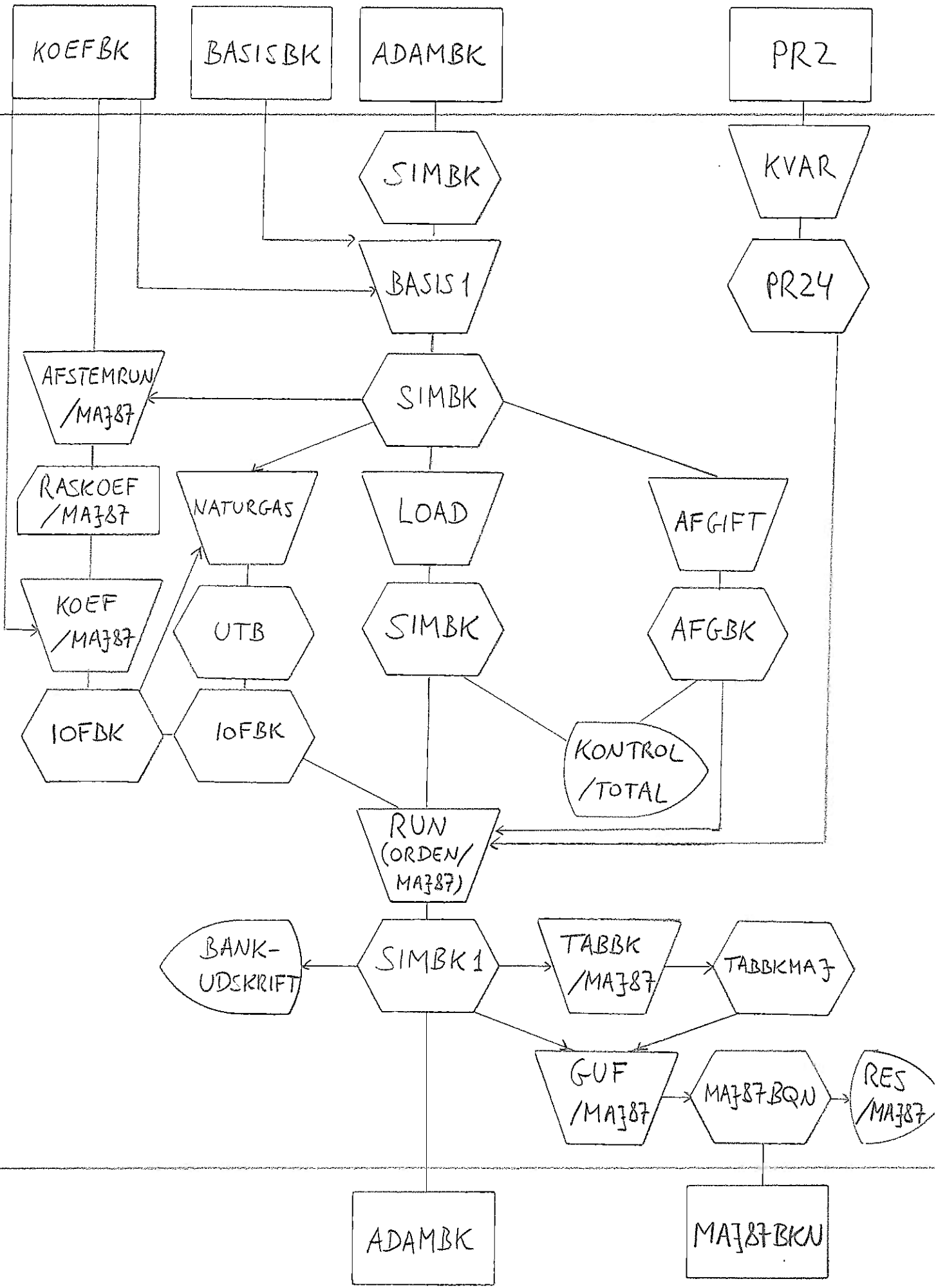
I dette notat redegøres for opdateringssystemet for ADAM's databanker. Grundstrukturen i opdateringssystemet har ikke ændret sig meget siden det foregående dokumentationsnotat på området: HJ 7.2.85: "Tilpasninger i databanksopdateringssystemet". De væsentligste ændringer skyldes tilkomsten af nye (først og fremmest finansielle) variabler. Desuden er en række programmer omskrevet fra Princeton til Wisconsin TSP, hvilket har betydet at omkostningerne ved at køre dem er blevet reduceret væsentligt. Det dyreste program, "hovedprogrammet", koster således kun ca. en femtedel af den tidligere pris.

Opdateringssystemet beskrives med udgangspunkt i oversigtsdiagrammerne i figur 1 og 2, idet kronologien i opdateringsproceduren så vidt muligt følges. Alle programnavne i figur 1 og 2 svarer til elementnavne i filen ADAM*DATABANK (dette gælder dog ikke "BASIS1", der er en samlebetegnelse for proceduren beskrevet i figur 2). De fleste programmer kan normalt køres uændret fra datarevision til datarevision, bortset fra at sample-angivelserne selvfølgelig skal ændres. De enkelte programmer beskrives her forholdsvis kortfattet, men dog tilstrækkelig grundigt til "almindeligt" brug. For en mere detaljeret beskrivelse af de enkelte programmer henvises til HJ 7.2.85 og HJ 2.4.84: "Databankopdateringssystemet".

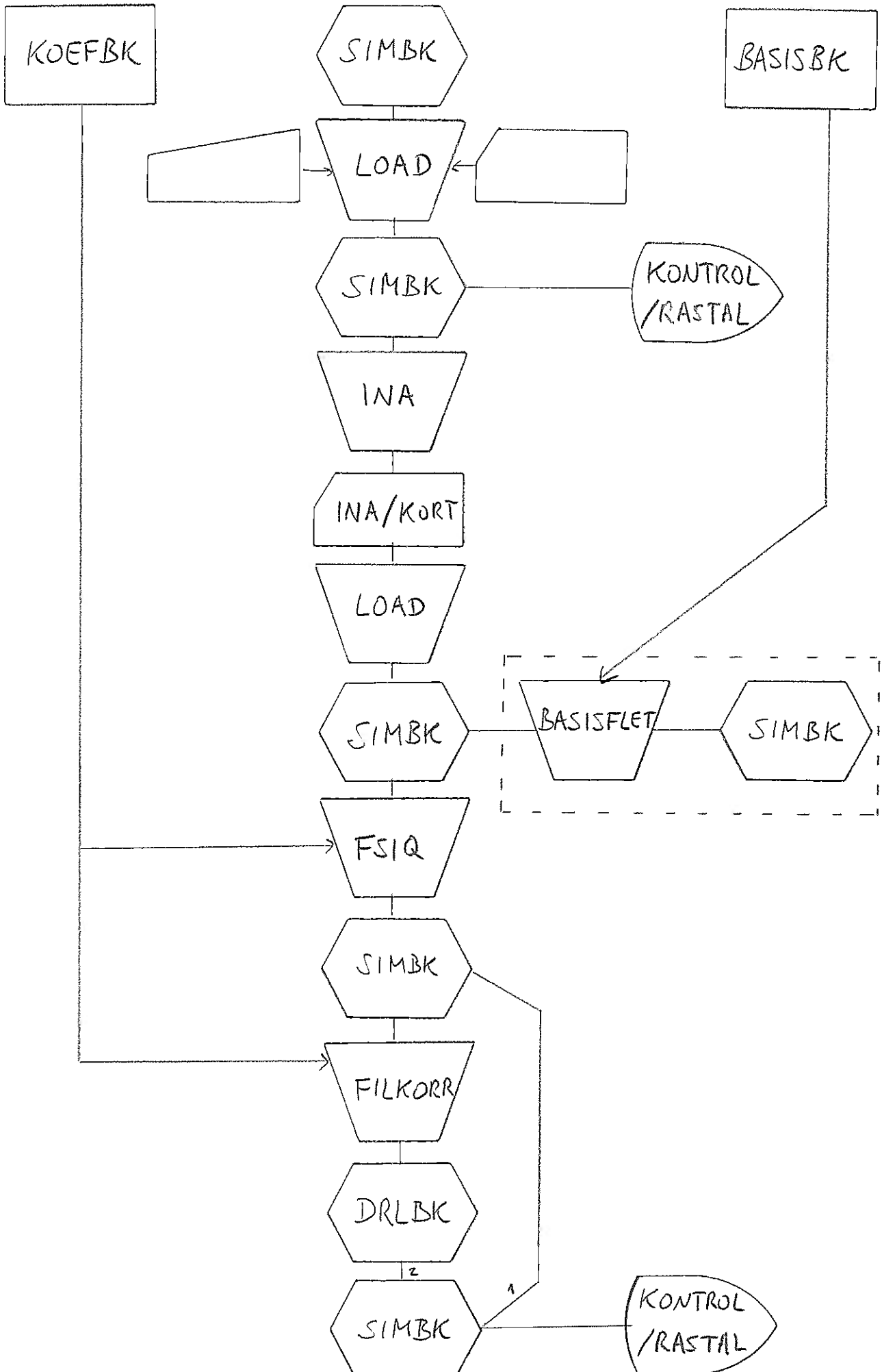
Der er fire grundlæggende banker, der anvendes som input ved opdateringen. Foruden ADAMBK drejer det sig om PR2 med finansielle variabler, KOEFBK med input-output koefficienter for år med endelige NR-tal og BASISBK med basisvariabler fra NRs i-o tabeller (for "endelige år").

Opdateringsproceduren kan opdeles i fem hovedtrin:

FIGUR 1. OVERSIGTS DIAGRAM



FIGUR 2. UNDERDIAGRAM VEDR. "BASIS 1"



1. Indlæsning af "første runde" basisvariabler
2. RAS-afstemning, beregning af afgiftstal og indlæsning af "anden runde" basisvariabler
3. Generering af (resterende) afledte variabler (hovedprogram).
4. Kontrol af ny bank ud fra bankudskrift og enkeltligningsresidualer på grundlag af NASS-bank
5. Endeligt bankskift m.v.

Første trin i opdateringsproceduren

ADAMBK kopieres over i SIMBK, som anvendes i opdateringsprocessen. Derefter indlæses "første runde" basisvariabler. Denne indlæsning består af en række trin, jf. figur 2. Først indlæses v.h.j.a. programmet LOAD basisvariabler for privat forbrug, investeringer, offentlig sektor, udenrigshandel, produktionsværdier og bruttofaktorindkomster. Tal for privat forbrug, produktionsværdier og BFI fås på maskinlæsbar form fra NR, de øvrige tal indhules manuelt. Derefter udskrives en række "kontroller" - især sumkontroller - v.h.j.a. programmet KONTROL/RASTAL m.h.p. at opdage hullefejl m.v. Programmet INA beregner herefter tal for fIpvm, fIpvb, fIhv, Xov og fXov og "puncher" disse ud i elementet INA/KORT, som indlæses i SIMBK v.h.j.a. programmet LOAD.

For de datarevisioner, hvor der foreligger nye endelige NR-tal på i-o-form køres programmet BASISFLET, der indlæser tal fra BASISBK til SIMBK.

Programmet FSIQ beregner sektorfordelte fSiq-tal for år, hvor der kun foreligger foreløbige NR-tal, og indlægger dem i SIMBK.

For år, hvor der kun foreligger foreløbige NR-tal, leverer NR kun lagerinvesteringstal opdelt på nogle af ADAMs komponenter. Den restsum der bliver tilbage fordeles på de resterende ADAM-komponenter v.h.j.a. model-relationerne i programmet

FILKORR. Output fra FILKORR lægges i banken DRLBK, som derefter kopieres over i SIMBK v.hj.a. FRK*BIB.COPY.

"Første runde" basisvariablerne er nu indlæst i SIMBK, og kan kontrolleres med KONTROL/RASTAL.

Andet trin

Andet trin i opdateringen består af tre parallelle procedurer (jff. figur 1): RAS-afstemning, indlæsning af "anden runde" basisvariabler i SIMBK og beregning af afgiftsdata.

RAS-afstemning

I programmet AFSTEMRUN/MAJ87 beregnes i-o koefficienter for år med foreløbige NR-tal v.hj.a. den såkaldte RAS-metode. I-o koefficienter for det seneste år med endelige NR-tal hentes fra KOEFBK. Række- og søjlesummer hentes fra SIMBK. Da endvidere erhvervsfordelte bruttofaktorindkomster behandles eksogent i f.t. RAS-afstemningen, bliver tal herfor også hentet fra SIMBK. Der indlæses endvidere en strukturmatrix (SIMTAB. STRUKMAT/APR86), der afgør hvilke i-o koefficienter, som medtages i afstemningen, og hvilke der nulstilles.

Programmet AFSTEMRUN/MAJ87 består af en Princeton-TSP-del og en FORTRAN-del. FORTRAN-del-programmerne ligger i filen SIMTAB. Ændring i periodeangivelse sker alene i TSP-delen, dels i SMPL-kortet, dels i to sæt periodeangivelser efterfølgende kortet @XQT SIMTAB.AFST3. Det drejer sig om hhv. det første og det tredje inputkort efter nævnte XQT-kort. De to første årstal på det første inputkort angiver startår og slutår for RAS-afstemningen. Startåret skal altid være et år (normalt det sidste år), for hvilket der er et færdigt sæt af i-o koefficienter. De to første årstal på det tredje inputkort angiver startår og slutår for udskrivningen af RAS-afstemte i-o koefficienter til dataelementet RASKOEF/MAJ87. Man medtager selv sagt normalt ikke startåret for RAS-afstemningen i udskrivningen.

Ved ændringer i disse periodeangivelser skal kolonnepositionerne overholdes, da der er tale om ordrer til et FORTRAN-program.

Et specielt problem vedr. RAS-afstemning med udgangspunkt i de endelige 1984 i-o koefficienter skal nævnes. Koefficienten am7yim er negativ i 1984 (hvilket skyldes salg af boreplatform). Dette skaber problemer for RAS-afstemningen for 1986, som ikke vil konvergere. Derfor er der i starten af AFSTEMRUN/MAJ87-programmet indlagt en linie, hvor am7yim i 1984 sættes lig .009, som svarer til værien i 1983 og er den historisk laveste. Det betyder at i-o koefficienterne, der her anvendes som udgangspunkt for RAS-afstemningen, ikke summer til 1 i Im-søjlen. Dette klares ved at der RAS-afstemmes (med 6 iterationer) i 1984 før der RAS-afstemmes for de følgende år. De afstemte koefficiente fra 1985 og frem udskrives i RASKOEF/MAJ87.

Programmet KOEF/MAJ87 indlæser endelige i-o koefficienter fra KOEFBK og foreløbige fra datadementet RASKOEF/MAJ87 i banken IOFBK.

I hvert fald indtil 1985 bliver et "endeligt år", foretages en efterfølgende korrektion af koefficienterne i IOFBK fra 1985 og frem, for at tage højde for den ændrede leverancestruktur for råstofudvindingserhvervet (e), som skyldes naturgasproduktionen. Dette er nødvendigt, da naturgasproduktionen først kom igang for alvor i 1985. Korrektionen foretages med udgangspunkt i "naturgasbalancerne" fra NR i programmet NATURGAS, jf. LA 8.10.85: "Indpasning af naturgas i ADAMs foreløbige input-output tabeller", og resulterer i nye værdier for koefficienterne aene, am3qne, aeng og am3qng, der lægges ud i banken UTB, som derefter kopieres over i IOFBK v.hj.a. FRK*BIB.COPY.

Afgiftsdata

I afgiftsprogrammet beregnes told-, afgifts- og momssatser m.v. Dernæst foretages en erhvervsfordeling af øvrige afgifter, Siq, for foreløbige år samt en mekanisk fremskrivning af de beregnede satser med værdien for sidste databelagte periode (idet der dog tages hensyn til de satsændringer, der følger af

evt. ændringer af afgifterne). Output-banken AFGBK kontrolleres sammen med SIMBK i KONTROL/TOTAL og indgår som input i hoved- (RUN-) programmet. Der redegøres ikke her nærmere for afgiftsprogrammet. Et særskilt dokumentationsnotat om dette er på vej.

Indlæsning af "anden runde" basisvariabler

Dette sker i programmet LOAD, og det drejer sig om data vedr. betalingsbalance, beskæftigelse og arbejdsudbud m.v., deltidsfrekvenser, lønsummer og lønsatser, indkomstskattesystem, offentlige overførsler og private overførsler. Data for beskæftigelse og lønsummer fås på maskinlæsbar form fra NR, mens de øvrige data indhules manuelt. Efter indlæsningen af disse sidste basisvariabler i SIMBK, kontrolleres denne bank og AFGBK i KONTROL/TOTAL.

Tredie trin: Hovedprogram

I dette trin genereres (resterende) afledte variabler, og eksogene variabler bortset fra A-variabler fremskrives mekanisk. Dermed dannes en ny komplet databank, SIMBK1, svarende til en fuldt opdateret ADAMBK. Elementet ORDEN/MAJ87 er et struktureret set-up, som v.h.j.a. data-processoren bruges til at sammensætte en lang række delprogrammer til et stort samlet program kaldet RUN. Normalt er periodeangivelsen det eneste der skal justeres i ORDEN/MAJ87. Dette gøres i toppen af elementet ved at sætte parametrene AAR1 og AAR2 lig hhv. startår og slutår for opdateringen. Det skal bemærkes, at hovedprogrammet altid skal køres for alle foreløbige år (d.v.s. år for hvilke der endnu ikke er overført data fra NRs i-o matricer til KOEFBK), da der i hovedprogrammet dannes en del i-o koefficienter, som har værdien nul i IOFBK i "foreløbige år" (IOFBK kopieres over i SIMBK1 før de afledte i hovedprogrammet dannes). Efter at periodeangivelsen således er rettet dannes

programmet RUN på flg. måde: PXQ ASG,T FIL.; PXQ ADD,D DATABANK.ORDEN/MAJ87; OLD FIL.; REP DATABANK.RUN.

Input-bankerne til hovedprogrammet er foruden SIMBK, IOFBK, og AFGBK banken med finansielle variabler PR24. Denne genereres med programmet KVAR, der som input har, dels en bank, PR2, med sample 1-80, som indeholder alle de kvartalsvise variabler der indgår i FINDAN-modellen, dels FINDAN-modellen. Output fra KVAR er banken PR24 med sample 1973-86, som indeholder netop de variabler, der indgår i FINDAN-modellen. Variablerne har i PR24 efterstillet 1, 2, 3, 4 svarende til kvartalerne. (For at få overført et par ekstra variabler fra PR2, som ikke indgår i FINDAN, er indført et par fup-ligninger øverst i den FINDAN-model, der indgår i KVAR).

Programmet KVAR anvender det absolutte element ADAM*KVARBANK.KVARBANK/80, som skal ændres hver gang der kommer et nyt år til sample-perioden. Det gøres ved at ændre i DATABANK.KVARBANK/80 og "batche", hvilket betyder at det nye absolutte element lægges i KVARBANK.KVARBANK/<ij>. Når 1987 kommer med skal flg. ændres. 80 ændres til 84 i KVAR og KVARBANK/80. 56 (=4*14) ændres til 60 (=4*15); 15 er antal år fra 1973 til 1987. 1986 ændres til 1987.

Fjerde trin: NASS-bank og kontrol

Efter at hovedprogrammet (RUN) er kørt kontrolleres den nye databank SIMBK1, dels ved at kigge på en bankudskrift der genereres som en del af hovedprogrammet, dels ud fra enkeltligningsresidualer. Enkeltligningsresidualerne svarende til maj 1987 versionen af ADAM beregnes på grundlag af en NASS-bank, MAJ87BQN, der dannes som illustreret på figur 1. Først dannes en databank indeholdende tabelvariabler, TABBKMAJ, v.h.j.a. programmet TABBK/MAJ87. Programmet GUF/MAJ87 danner derefter NASS-banken MAJ87BQN. Ved hjælp af programmet RES/MAJ87 udskrives enkeltligningsresidualerne. Er man interesseret i NASS-banker og enkeltligningsresidualer svarende

til oktober 1984 og april 1986 versionerne, findes der tilsvarende TABBK-, GUF- og RES-programmer i DATABANK-filen. Disse har versionsangivelsen /OKT84 og /APR86.

Femte trin: Endeligt bankskift m.v.

Før SIMBK1 og MAJ87BQN lægges over i de officielle banker ADAMBK og MAJ87BKN, tages kopier af de hidtige banker, som gemmes i (p.t.) 30 dage. Dette gøres v.hj.a. programmet BSKIFT. Den hidtige ADAMBK erstattes af den opdaterede version SIMBK1 ved flg. sekvens:

```
CHG,Z ADAMBK//<skrivemøgle>.
PRTF ADAMBK.
ASG,AX ADAMBK//<skrivemøgle>.
ERS ADAMBK.
FRK*BIB.COPY SIMBK1.,ADAMBK.
CHG,V ADAMBK.
FREE ADAMBK.
PRTF ADAMBK.
```

Ordrene CHG,Z og CHG,V ændrer ADAMBK fra en "read-only" fil til en "alm." fil og omvendt. Den tilsvarende procedure anvendes når MAJ87BQN lægges ind i MAJ87BKN, dog er MAJ87BKN ikke en "read-only" fil, hvorfor ordrene CHG udelades, og ordren FRK*BIB.COPY erstattes af COPY.

De væsentligste oplysninger vedr. opdateringen meddeles brugerne nogle dage i forvejen i et brev. Den gamle ADAMBK gemmes permanent på bånd. Den nye ADAMBK kan overføres til SAS-datasæt på DS's anlæg, og sendes på bånd til OECD i ASCII-format. Et passende antal udskrifter af den nye ADAMBK kan foretages v.hj.a. programmet UDSKRIFT.

BASISVARIABLER

Det bemærkes, at definitionen af basisvariabler gælder i relation til hovedprogrammet. Nogle af de variabler, der er angivet som basisvariabler, bliver dannet i fuld- eller halv-automatiske opdateringsprogrammer. Andre bliver kun opdateret under særlige omstændigheder og overføres normalt fra gammel til ny databank i forbindelse med de faste datarevisioner.

I-o koefficienterne er principielt også at regne som basisvariabler, men af pladshensyn er de ikke angivet i denne liste.

Privat forbrug m.v.

fCb, fCe, fCf, fCg, fCh, fCi, fCk, fCn, fCs, fCv, fCt, fEt,
fCp.

Cb, Ce, Cf, Cg, Ch, Ci, Ck, Cn, Cs, Cv, Ct, Et, Cp.

fros, Kcb, iwbn, nwbr, nwpb.

Investeringer m. v.

fIh, fIpb, fIob, fIb, fIpm, fIom, fIm, fIo, fIt, fIv, fIov,
fIhv, fIpvb, fIpvm, fIf, fiem, fieb.

fIl, fIla, fIle, fIlne, fIlng, fIlnf, fIlnn, fIlnb, fIlm,
fIlnt, fIlnk, fIlng, fIlb, fIlqh, fIlqq, fIlm0, fIlm1, fIlm2,
fIlm3r, fIlm3k, fIlm3q, fIlm5, fIlm6m, fIlm6q, fIlm7b, fIlm7q,
fIlm7y, fIlm8.

Ih, Ipb, Iob, Ib, Ipm, Iom, Im, Io, It, Iv, Iov, If.

Il, Iem, Ieb.

nbs, phk, php, phgk, phv, tsdl.

Offentlig sektor

fCo, fXov, Co, Xov, Sigo.

fYrod, Yrod, fCd, Cd.

Udenrigshandel

fM0, fM1, fM2, fM3k, fM3r, fM3q, fM5, fM6m, fM6q, fM7b, fM7q,
fM7y, fM8, fMs, fMv, fM.

M0, M1, M2, M3k, M3c, M3q, M5, M6m, M6q, M7b, M7q, M7y, M8, Ms,
Mv, M.

fE0, fE1, fE2, fE3, fE5, fE6, fE7q, fE7y, fE8, fEs, fEv, fE.

E0, E1, E2, E3, E5, E6, E7q, E7y, E8, Es, Ev, E.

Produktion m.v.

fXa, fXe, fXng, fXne, fXnf, fXnn, fXnb, fXnm, fXnt, fXnk, fXnq,
fXb, fXqh, fXqs, fXqt, fXqf, fXqq, fXh, fXo, fX.

Xa, Xe, Xng, Xne, Xnf, Xnn, Xnb, Xnm, Xnt, Xnk, Xnq, Xb, Xqh,
Xqs, Xqt, Xqf, Xqq, Xh, Xo, X.

fYfa, fYfe, fYfng, fYfne, fYfnf, fYfnn, fYfnb, fYfnm, fYfnt,
fYfnk, fYfnq, fYfb, fYfqh, fYfqs, fYfqt, fYfqf, fYfqq, fYfqi,
fYfh, fYf, fYfo, fY.

Yfa, Yfe, Yfng, Yfne, Yfnf, Yfnn, Yfnb, Yfnm, Yfnt, Yfnk, Yfnq,
Yfb, Yfqh, Yfqs, Yfqt, Yfqf, Yfqq, Yfqi, Yfh, Yf, Yfo, Y.

fSiqa, fSiqe, fSiqng, fSiqne, fSiqnf, fSiqnn, fSiqnb, fSiqnm,
fSiqnt, fSiqnk, fSiqnq, fSiqb, fSiqqh, fSiqqs, fSiqqt, fSiqqf,
fSiqqq, fSiqh, fSiqo, fSiq, fSiv, fSi.

Betalingsbalance m.v.

Enfg, Envt, Tefb, Tefe, Tefem, Tefp, Tefr, Tenf, Tenu, Tien,
Enl, Ken, Tken, Enlnr, Twen, Tkfgn, Tufgn, Tfen, Tfpn, Tfrn.

Summariske afgiftsprovenuer m. v.

Si, Siaf, Sis, Sim, Sig, Sip, Sir, Siq, Sipsu, Sipaf, Siqu,
Siqv, Sigej, Siqr1, Sigs, Sipe0, Sipe7y, Siqto, tg.

Komponentfordelte punktafgifter

Sipb, Sipe, Sipf, Sipg, Siph, Sipi, Sipk, Sipn, Sips, Sipv.
Sipxa, Sipxe, Sipxng, Sipxne, Sipxnf, Sipxnn, Sipxnb, Sipxnm,
Sipxnt, Sipxnk, Sipxnq, Sipxb, Sipxqh, Sipxqs, Sipxqt, Sipxqf,
Sipxqq, Sipxh, Sipxov.

Sipih, Sipiob, Sipipb, Sipib, Sipiom, Sipipm, Sipim, Sipil.

Sirb, Sirim.

Komponentfordelt momsprovenu

Sigb, Sige, Sigf, Sigg, Sigh, Sigi, Sigk, Sign, Sigs, Sigv.
Sigxa, Sigxe, .Sigxng, Sigxne, Sigxnf, Sigxnn, Sigxnb, Sigxnm,
Sigxnt, Sigxnk, Sigxnq, Sigxb, Sigxqh, Sigxqs, Sigxqt, Sigxqf,
Sigxqq, Sigxh, Sigxov.
Sigih, Sigioh, Sigipb, Sigib, Sigiom, Sigipm, Sigim, Sigil.

Komponentfordelt provenu for andre afgifter

Siga, Sige, Siqng, Siqne, Siqnf, Siqnn, Siqnb, Siqnm, Siqnt,
Siqnk, Siqnq, Siqb, Siqqh, Siqqs, Siqqt, Siqqf, Siqqq, Siqh.

Toldprovenuer

Sim0, Sim1, Sim2, Sim3k, Sim3r, Sim3q, Sim5, Sim6m, Sim6b,
Sim7b, Sim7q, Sim7y, Sim8.

Beskæftigelse og arbejdsudbud m. v.

Qnga, Qnea, Qnfa, Qnna, Qnba, Qnma, Qnta, Qnka, Qnqa, Qba,
Qngf, Qnef, Qnff, Qnnf, Qnbf, Qnmf, Qntf, Qnkf, Qnqf, Qbf, Qqh,
Qqs, Qqt, Qqf, Qqq, Qh, Qa, Qe, Qo, Q, Qas, Qus, Qres.
U, Ul, Ulfh, Ulfid, Ulfu, Ulu, Upn.
Hgn, Ha, Hdag, Hhnn.

Deltidsfrekvenser

bqnga, bqnea, bqnfa, bqnna, bqnba, bqnma, bqnta, bqnka, bqnqa,
bqba, bqngf, bqnef, bqnff, bqnnf, bqnbf, bqnmf, bqntf, bqnkf,
bqnqf, bqbf, bqqh, bqqs, bqqt, bqqf, bqqq, bqh, bqa, bqe, bqo.

Lønsummer og lønsatser

Ywa, Ywe, Ywng, Ywne, Ywnf, Ywnn, Ywnb, Ywnm, Ywnt, Ywnk, Ywnq,
Ywb, Ywqh, Ywqs, Ywqt, Ywqf, Ywqq, Ywh, Ywo, Yw.
lih, lna, lnf.

Dyrtidsregulering

pcreg, pcr1, pcr2, pcr3, pcr4, kpcreg, kpcpb, klnas.
wpncb, wpnce, wpncf, wpncg, wpnch, wpnci, wpnck, wpncn, wpncs,
wpncv, wpct, tde, tdf, ndf, nde, bndf, bnde, kvb.

Indkomstskattesystem

bys10, bys11, bys20, bys21, bys30, bys31, bys40, bys41, bys50,
bys51, Usy.
Ssy, Ssf, Ss, Sba, Sbb, Sbu, Sb, Sd, Sdp1, Sdu, Sds, Sdv, Sdr,
Sk, Skug, Sok, Soo, Sov, Srk, Sro, Srmk, Srrk, Srv, Sksi, Ys,
Ya, Sagb, Sak, Saso, Saqw, Saqp, Safm, Sasr.
tsa, tsk, tsp, tsu, tsu2, tsu3, tsu4, tsu5, tsds, tsdsu.
Sbaf, Sbbf, Yaf, kyal2, tsdr, iwbr.

Offentlige overførsler m.v.

Ty, Tyd, Typr, Tyr, Tysa, Tysb, Tyt, ttypl, Typs, Typri.
Taoi, Tkoi, Tfoi, Tfon, Tiov, Tioii, Tior, Tiou, Taou, Tkou,
Tfou.
Tasir, Tffon, Tfkn, Tifoi, Tifou, Tiki, Tiku, Tyk, Cok, Iok,
Iovk, Sdk, Tisii, Tisiu, Tisui, Tisuu.

Private overførsler m.v.

Tiln, Tikn, Topl, Topk, Tono, Tinn, Tii.

Skattemæssige afskrivninger

bivpb0, bivpb1, bivpb2, bivpb3.

bivpm0, bivpm1, bivpm2, bivpm3.

Gennemsnitlige lagerkoefficienter m.v.

bail, bneil, bngil, bqqil, bm0il, bm3qil, bm7yil.

BASISVARIABLER

Det bemærkes, at definitionen af basisvariabler gælder i relation til hovedprogrammet. Nogle af de variabler, der er angivet som basisvariabler, bliver dannet i fuld- eller halv-automatiske opdateringsprogrammer. Andre bliver kun opdateret under særlige omstændigheder og overføres normalt fra gammel til ny databank i forbindelse med de faste datarevisioner.

I-o koefficienterne er principielt også at regne som basisvariabler, men af pladshensyn er de ikke angivet i denne liste.

Variabler fra FINDAN-banken er ej heller angivet

Privat forbrug m.v.

fCb, fCe, fCf, fCg, fCh, fCi, fCk, fCn, fCs, fCv, fCt, fEt,
fCp.
Cb, Ce, Cf, Cg, Ch, Ci, Ck, Cn, Cs, Cv, Ct, Et, Cp.
fros, Kcb, iwbn, nwbr, nwpb.

Arbejds-
fordeling
nov. 88

John

Investeringer m. v.

fIh, fIpb, fIob, fIb, fIpm, fIom, fIm, fIo, fIt, fIV, fIov,
fIhv, fIpvb, fIpvm, fIf, fIem, fieb.

fIl, fIla, fIle, fIIne, fIlng, fIlnf, fIlInn, fIlInb, fIlInm, fIInnt, fIInk, fIInq, fIlb, fIlqh, fIlqq, fIlm0, fIlm1, fIlm2, fIlm3r, fIlm3k, fIlm3q, fIlm5, fIlm6m, fIlm6q, fIlm7b, fIlm7q, fIlm7y, fIlm8.

Ih, Ipb, Iob, Ib, Ipm, Iom, Im, Io, It, Iv, Iov, If.

Il, Iem, Ieb.

nbs, phk, php, phgk, phv, tsdl.

John

Offentlig sektor

fCo, fXov, Co, Xov, Sigo.

fYrod, Yrod, fCd, Cd.

John

Udenrigshandel

fM0, fM1, fM2, fM3k, fM3r, fM3q, fM5, fM6m, fM6q, fM7b, fM7q, fM7y, fM8, fMs, fMv, fM.

M0, M1, M2, M3k, M3c, M3q, M5, M6m, M6q, M7b, M7q, M7y, M8, Ms, Mv, M.

fE0, fE1, fE2, fE3, fE5, fE6, fE7q, fE7y, fE8, fEs, fEv, fE.

E0, E1, E2, E3, E5, E6, E7q, E7y, E8, Es, Ev, E.

Thoma

Christ

Produktion m.v.

fXa, fXe, fXng, fXne, fXnf, fXnn, fXnb, fXnm, fXnt, fXnk, fXnq,
fXb, fXqh, fXqs, fXqt, fXqf, fXqq, fXh, fXo, fX.

Xa, Xe, Xng, Xne, Xnf, Xnn, Xnb, Xnm, Xnt, Xnk, Xnq, Xb, Xqh,
Xqs, Xqt, Xqf, Xqq, Xh, Xo, X.

fYfa, fYfe, fYfng, fYfne, fYfnf, fYfnn, fYfnb, fYfnnm, fYfnt, fYfnk, fYfnq, fYfqb, fYfqh, fYfqs, fYfqt, fYfqf, fYfqq, fYfqi, fYfh, fYf, fYfo, fY. Thoma

Yfa, Yfe, Yfng, Yfne, Yfnf, Yfnn, Yfnb, Yfnnm, Yfnt, Yfnk, Yfnq,
Yfb, Yfqh, Yfqs, Yfqt, Yfqf, Yfqq, Yfqi, Yfh, Yf, Yfo, Y.

fSiqa, fSiqe, fSiqng, fSiqne, fSiqnf, fSiqnn, fSiqnb, fSiqnm,
fSiqnt, fSiqnk, fSiqnq, fSiqnb, fSiqqh, fSiqqqs, fSiqqt, fSiqqf,
fSiqqq, fSiqh, fSiqo, fSiq, fSiv, fSi.

Betalingsbalance m.v.

Enfg, Envnt, Tefb, Tefe, Tefem, Tefp, Tefr, Tenf, Tenu, Tien, Tkn, Tken, Tknr, Twen, Tkfgn, Tufgn, Tfen, Tfpn, Tfrn. Paul Uff

Summariske afgiftsprovenuer m. v.

Si, Siaf, Sisu, Sim, Sig, Sip, Sir, Siq, Sipsu, Sipaf, Siqu, Siqv, Siqej, Siqr1, Siqs, Sipe0, Sipe7y, Siqqto, tg. Paul Uff
Karster

Komponentfordelte punktafgifter

Sipb, Sipe, Sipf, Sipg, Siph, Sipi, Sipk, Sipn, Sips, Sipv. Paul Uff

Sipxa, Sipxe, Sipxng, Sipxne, Sipxnf, Sipxnn, Sipxnb, Sipxnm,
Sipxnt, Sipxnk, Sipxnq, Sipxb, Sipxqh, Sipxqs, Sipxqt, Sipxqf,
Sipxqq, Sipxh, Sipxov. Karster

Sipih, Sipiob, Sipipb, Sipib, Sipiom, Sipipm, Sipim, Sipil.

Sirb, Sirim.

Komponentfordelt momsprovenu

Sigb, Sige, Sigf, Sigg, Sigh, Sigi, Sigk, Sign, Sigs, Sigv. Paul Uff
Sigxa, Sigxe, Sigxng, Sigxne, Sigxnf, Sigxnn, Sigxnb, Sigxnm, Karsten
Sigxnt, Sigxnk, Sigxnq, Sigxb, Sigxqh, Sigxqs, Sigxqt, Sigxqf,
Sigxqq, Sigxh, Sigxov.
Sigih, Sigjob, Sigipb, Sigib, Sigiom, Sigipm, Sigim, Sigil.

Komponentfordelt provenu for andre afgifter

Siga, Sige, Signg, Signe, Signf, Signn, Signb, Signm, Signt, Paul Uff
Signk, Signq, Sigb, Sigqh, Sigqs, Sigqt, Sigqf, Sigqq, Sigh. Karsten

Toldprovenuer

Sim0, Sim1, Sim2, Sim3k, Sim3r, Sim3q, Sim5, Sim6m, Sim6b, Paul Uff
Sim7b, Sim7q, Sim7y, Sim8. Karsten

Beskæftigelse og arbejdsudbud m. v.

Qnga, Qnea, Qnfa, Qnna, Qnba, Qnma, Qnta, Qnka, Qnqa, Qba, Paul Uff
Qngf, Qnef, Qnff, Qnnf, Qnbf, Qnmf, Qntf, Qnkf, Qqf, Qbf, Qqh, Morten B
Qqs, Qqt, Qqf, Qqq, Qh, Qa, Qe, Qo, Q, Qas, Qus, Qres. Morten B
U, Ul, Ulfh, Ulfid, Ulfu, Ulu, Upn.
Hgn, Ha, Hdag, Hhnn.

Deltidsfrekvenser

bqnga, bqnea, bqnfa, bqnna, bqnba, bqnma, bqnta, bqnka, bqnqa, Paul Uff
bqba, bqngf, bqnef, bqnff, bqnnf, bqnbf, bqnmf, bqntf, bqnkf, Morten B
bqnqf, bqbf, bqqh, bqqs, bqqt, bqqf, bqqq, bqh, bqa, bqe, bqo.

Lønsummer og lønsatser

Ywa, Ywe, Ywng, Ywne, Ywnf, Ywnn, Ywnb, Ywnm, Ywnt, Ywnk, Ywnq,
Ywb, Ywqh, Ywqs, Ywqt, Ywqf, Ywqq, Ywh, Ywo, Yw.
lih, lna, lnf.

Pool Uffe
Morten B.
Morten W.

Dyrtidsregulering

pcreg, pcr1, pcr2, pcr3, pcr4, kpcreg, kpcpb, klinas.
wpncb, wpnce, wpncf, wpncg, wpnch, wpnci, wpnck, wpnch, wpncs,
wpncv, wpct, tde, tdf, ndf, nde, bndf, bnde, kvb.

Carsten

Indkomstskattesystem

bys10, bys11, bys20, bys21, bys30, bys31, bys40, bys41, bys50,
bys51, Usy.
Ssy, Ssf, Ss, Sba, Sbb, Sbu, Sb, Sd, Sdp1, Sdu, Sds, Sdv, Sdr,
Sk, Skug, Sok, Soo, Sov, Srk, Sro, Srmk, Srrk, Srv, Sksi, Ys,
Ya, Sagb, Sak, Saso, Saqw, Saqp, Safm, Sasr.
tsa, tsk, tsp, tsu, tsu2, tsu3, tsu4, tsu5, tsds, tsdsu.
Sbaf, Sbbf, Yaf, kyal2, tsdr, iwbr.

Connie

Offentlige overførsler m.v.

Ty, Tyd, Typr, Tyr, Tysa, Tysb, Tyt, ttypl, Typs, Typri.
Taoi, Tkoi, Tfoi, Tfon, Tiov, Tioii, Tior, Tiou, Taou, Tkou,
Tfou.
Tasir, Tffon, Tfkn, Tifoi, Tifou, Tiki, Tiku, Tyk, Cok, Iok,
Iovk, Sdk, Tisii, Tisiu, Tisui, Tisuu.

Paul Uffe
Christa

Private overførsler m.v.

Tiln, Tikn, Topl, Topk, Tono, Tinn, Tii, Tibn.

John

Skattemæssige afskrivninger

Poul Uffe

bivpb0, bivpb1, bivpb2, bivpb3.

bivpm0, bivpm1, bivpm2, bivpm3.

Gennemsnitlige lagerkoefficienter m.v.

John

bail, bneil, bngil, bqgil, bm0il, bm3qil, bm7yil.

Finansielle variabler

Carsten
Henrik

Heriblandt flg. ikke-FINDAN-variabler:

Wbga, Wbgv, Wbza, Wfga, lWfgv, Wflkgdm, Wflkgud, iwbdm, iwbud.

Danmarks Statistik
20. kontor

4. februar 1988
EH/cj

REALKAPITAL OG SAMLET PRIVAT FORBRUG

I dette notat inddrages realkapital i virksomheder, beregnet som akkumulerede nettoinvesteringer, i forbrugsfunktionens formueudtryk. Baggrunden herfor er, at der i den nye ADAM version opstår nogle uhensigtsmæssige multiplikatoreffekter som 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 afsnit 1 beskrives konstruktionen af kapitaltallene, medens estimationsresultater beskrives i afsnit 2. I afsnit 3 diskuteres nogle problemer vedrørende inddragelse af aktier og aktiekurs i formuebestemmelsen.

1. Samlet maskin- og bygningskapital i den private sektor.

Kapitalapparatet findes ved at akkumulere nettoinvesteringerne fra 1948. Det niveau for kapitalapparatet ultimo 1947 der akkumuleres ud fra fastlægges v.hj. a. formlen

$$(1) r^{i} * K^{i}(-1) = fI_{pv}^{i}, \quad i = m, b$$

hvor r er afskrivningsrate, K kapitalapparat ultimo og fI_{pv} afskrivninger; indexværdierne m og b betegner hhv. maskiner og bygninger. Relationerne for fI_{pv}^{i} , der indgår i ADAM, er estimeret ud fra en ændringsspecifikation af (1) for perioden 1948-78, hvor der findes "egentlige" data for fI_{pv}^{i} . Fra 1979 er data for fI_{pv}^{i} konstrueret v.hj.a. relationerne. Ved at

benytte de estimerede afskrivningsrater $r_m = .0885$ og $r_b = .0158$, der indgår i ADAM, kan niveauet for K_m og K_b ultimo 1947 (eller et andet år) fastlægges ud fra (1). Her er det imidlertid valgt at benytte alle observationerne 1948-78 til at fastlægge $K^{(47)}$. Følgende kvadratsum minimeres m.h.t. $K^{(47)}$:

$$\begin{aligned} & \sum_{48}^{78} (fI_{pv}^{(i)} - r^{(i)} * K^{(i)}(-1))^2 \\ &= [fI_{pv}^{(i)}(48) - r^{(i)} * K^{(i)}(47)]^2 + \\ & \quad [fI_{pv}^{(i)}(49) - r^{(i)} * (K^{(i)}(47) + fI_{pn}^{(i)}(48))]^2 + \dots + \\ & \quad [fI_{pv}^{(i)}(78) - r^{(i)} * (K^{(i)}(47) + \sum_{48}^{77} fI_{pn}^{(i)})]^2 \end{aligned}$$

hvor $fI_{pn}^{(i)}$ betegner nettoinvesteringer. Første-ordensbetingelsen giver følgende formel for $K^{(i)}(47)$:

$$K^{(i)}(47) = (1/31) * [(1/r^{(i)}) * \sum_{48}^{78} fI_{pv}^{(i)} - \sum_{t=48}^{77} (78-t) * fI_{pn}^{(i)}(t)]$$

Fra 1948 til 86 beregnes kapitalapparatet som $K^{(i)} = K^{(i)}(-1) + fI_{pn}^{(i)}$. Tabel 1 viser serierne for $K^{(i)}$, for de beregnede afskrivninger $v^{(i)} = r^{(i)} * K^{(i)}(-1)$ og for $res^{(i)} = fI_{pv}^{(i)} - v^{(i)}$.

Den samlede formue er

$$(2) W_{cp5} = W_{cp4} + pipm * K_m + pipb * K_b,$$

hvor W_{cp4} er det udtryk for bolig-, bil- og finansiel formue, der indgår i forbrugsbestemmelsen i ADAM-maj87. Serierne for W_{km} ($pipm * K_m$), W_{kb} ($pipb * K_b$), W_{kmb} ($W_{km} + W_{kb}$) og W_{cp5} er vist i tabel 2. Det ses at W_{cp5} er ca. dobbelt så stor som W_{cp4} de seneste år.

2. Estimationsresultater.

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 transfe-

TABEL 1

	KM	VM	RESM	KB	VB	RESB	
1947	15888.95	0	0	76537.88	0	0	1947
1948	17930.26	1406.172	295.6434	80218.15	1209.299	-170.6702	1948
1949	20548.02	1586.828	419.6850	85640.40	1267.447	-68.66745	1949
1950	23639.43	1818.500	383.4883	92385.06	1353.118	-65.42636	1950
1951	26370.99	2092.090	331.7666	98918.57	1459.684	-84.39226	1951
1952	29335.86	2333.833	337.8820	105359.9	1562.913	-92.43478	1952
1953	32383.88	2596.224	340.8608	111593.8	1664.686	-97.03918	1953
1954	35895.70	2865.974	370.7877	116957.7	1763.183	-95.75993	1954
1955	38757.15	3176.769	363.3481	122481.1	1847.932	-64.56471	1955
1956	41940.49	3430.008	343.3566	128282.3	1935.202	-76.67862	1956
1957	45288.57	3711.733	308.9355	133938.4	2026.861	-90.98338	1957
1958	49418.87	4008.038	293.5159	140056.6	2116.227	-91.96576	1958
1959	55145.14	4373.570	282.4669	147230.4	2212.894	-71.79715	1959
1960	61273.39	4880.345	137.0896	155900.8	2326.241	-61.47681	1960
1961	67889.39	5422.695	121.2079	165033.0	2463.232	-18.80246	1961
1962	75638.58	6008.211	58.15149	174070.5	2607.522	4.745667	1962
1963	82213.87	6694.014	-92.55725	183294.4	2750.314	25.29889	1963
1964	91091.34	7275.927	-97.77997	194137.1	2896.052	50.12729	1964
1965	98925.01	8061.583	-222.7895	205409.0	3067.366	57.18854	1965
1966	107682.8	8754.864	-226.8275	215585.8	3245.463	70.99606	1966
1967	116251.1	9529.926	-363.6388	225016.6	3406.255	70.61267	1967
1968	125312.7	10288.22	-496.8929	233777.6	3555.263	66.18735	1968
1969	134587.0	11090.18	-612.1560	243180.1	3693.686	84.10501	1969
1970	144040.4	11910.95	-692.9321	252940.1	3842.245	119.7349	1970
1971	153260.8	12747.57	-713.6895	263251.4	3996.454	122.5270	1971
1972	161025.4	13563.58	-665.9208	273295.1	4159.372	116.9500	1972
1973	170379.8	14250.75	-458.7682	284540.4	4318.063	109.2176	1973
1974	179573.5	15078.61	-281.0596	295714.5	4495.737	126.0699	1974
1975	185090.5	15892.25	-166.8143	304144.5	4672.288	104.8008	1975
1976	195566.0	16380.51	292.2137	313811.0	4805.483	118.5861	1976
1977	203971.6	17307.59	73.74146	325044.8	4958.213	-27.17957	1977
1978	211859.7	18051.49	337.6904	336110.5	5135.708	-69.30127	1978
1979	218295.0	18749.59	664.7749	346953.5	5310.546	-118.6187	1979
1980	221379.1	19319.11	918.5146	356334.6	5481.865	-231.2971	1980
1981	220847.1	19592.05	375.8982	362942.7	5630.086	-62.24347	1981
1982	224029.6	19544.97	599.4829	371744.0	5734.495	-14.14099	1982
1983	228308.4	19826.62	691.5811	380082.3	5873.554	3.115784	1983
1984	236035.4	20205.29	815.7144	388529.0	6005.300	17.00647	1984
1985	247515.3	20889.13	888.9846	399264.0	6138.758	22.22437	1985
1986	263432.9	21905.10	796.3098	413811.1	6308.371	-15.52472	1986

TABEL 2

	WKM	WKB	WKMB	WCP4	WCP5
1955	10864.13	23021.03	33885.16	18692.38	52577.53
1956	12302.43	25129.83	37432.26	19702.44	57134.69
1957	13664.75	26921.39	40586.13	21003.20	61589.33
1958	14857.27	28147.47	43004.75	24373.03	67377.78
1959	16405.11	30167.50	46572.62	26018.98	72591.59
1960	18285.12	33119.15	51404.27	28334.59	79738.86
1961	20860.57	38197.91	59058.48	35206.04	94264.52
1962	23649.92	42765.51	66415.43	40204.18	106619.6
1963	26750.19	47406.06	74156.25	45527.56	119683.8
1964	29927.84	52977.38	82905.22	48926.48	131831.7
1965	33655.66	60747.04	94402.71	50290.50	144693.2
1966	37604.71	67858.82	105463.5	63804.76	169268.3
1967	41529.21	74705.04	116234.2	70496.59	186730.8
1968	45542.71	81377.64	126920.4	77111.67	204032.0
1969	52648.70	88642.69	141291.4	82968.87	224260.3
1970	62011.84	98218.79	160230.6	92659.42	252890.1
1971	69975.20	107268.6	177243.8	109996.1	287239.9
1972	81241.04	116342.4	197583.5	140949.4	338532.9
1973	89346.16	137593.3	226939.5	176321.4	403260.9
1974	107328.0	177058.6	284386.6	189585.5	473972.1
1975	124998.5	201540.0	326538.5	234067.2	560605.7
1976	142413.5	223084.5	365498.0	275315.7	640813.8
1977	164693.4	248312.3	413005.7	331891.9	744897.6
1978	182309.6	279553.1	461862.7	416922.1	878784.8
1979	198570.6	311710.9	510281.4	477389.4	987670.8
1980	221379.1	356358.9	577738.0	490418.7	1068157
1981	248867.8	403630.7	652498.5	488875.4	1141374
1982	269948.6	456564.4	726513.0	515390.4	1241903
1983	296238.4	506526.8	802765.2	652567.7	1455333
1984	323321.2	543817.0	867138.2	789375.4	1656514
1985	365445.6	581858.3	947303.9	907740.0	1855044
1986	399259.1	613210.9	1012470	986133.5	1998604

reringsindkomst på den ene side og restindkomst på den anden side indgå som selvstændige regressorer, idet man så ville forvente en lavere forbrugskvote ud af restindkomst end ud af lønindkomst. Det modsatte bliver dog resultatet uanset funktionsform. Dog er forbrugskvoten ud af restindkomst ikke signifikant større end ud af lønindkomst. Udelades formuen fra relationen og estimeres i niveau uden dynamik fås imidlertid klart størst forbrugskvote for lønindkomst. Det forekommer paradoksalt, at inddragelse af formuen i forbrugsfunktionen øger forbrugskvoten for restindkomst.

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 bedst 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 error correction model ved OLS. Formuens betydning for forbrugskvoten på langt sigt bliver insignifikant.¹ Simple lineære relationer med lagget endogen 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.² Forbrugsudtrykket er $C = Cp4/pcp4v$, og indkomstudtrykket er

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

hvor

$$Ydr6 = Yrp + Yrh + Yrs + Tippl - Sds - .9 * (pipb * fIpvb + pipm * fIpm2)$$

¹ Jf. modelgruppepapirerne BH 23.02.87: "Makroforbrug og formue" og BH juli 1987 (rev. sept.87): "The Relationship Between Private Consumption, Income and Wealth in Denmark"

² For en nærmere beskrivelse af estimationsmetoden henvises til BH+CEK 10.11.87: "Privat forbrug og boliginvesteringer i ADAM, maj 1987".

Formueudtrykket er $W = Wcp5(-1)$, jf. (2) ovenfor. Resultaterne af at estimere både lineære og logaritmiske specifikationer beskrives.

Først testes om variablerne er integrerede første orden, d.v.s. om differenserne er stationære. Tabel 3 viser Dickey-Fuller (DF) teststørrelserne (L betegner naturlig logaritme). Den kritiske værdi på et 5% niveau er -1.96. Testet giver således, at forbrug og indkomst er integrerede af 1. orden. Teststørrelserne for W og LW er numerisk lidt for små, men det er ikke meget, så i det følgende antages at også W og LW er integrerede af 1. orden.

Tabel 3.

DF test for stationaritet af førstedifferenser (1959-83)						
	C	Y	W	LC	LY	LW
DF-test	-2.7	-3.3	-1.8	-2.4	-3.0	-1.8

Første trin i estimationsproceduren er en cointegrationsregression i niveau. Tabel 4 viser resultatet af seks regressioner, tre lineære og tre log-lineære (tal i parentes er t-værdier). Forskellen på estimationerne i søjle 1 og 2 er alene, at der er estimeret uden konstantled i 2, således at funktionsformen her svarer til den simple livscykelmodel. Forskellen på estimationerne i søjle 4 og 5 er, at summen af koefficienterne til LY og LW er bundet til 1 i søjle 5, hvilket sikrer at forbrugskvoten er en funktion af formue-indkomstforholdet, men uafhængig af niveauet for Y og W: $C/Y = K*(W/Y)^b$, hvor K er en konstant. Estimationerne i søjle 3 og 6 svarer til hhv. 2 og 5 bortset fra at 1970, som er et år med stor residual, er udelukket fra estimationsperioden. Parameterestimerterne svarer omtrent til dem man får ved at anvende Wcp4 som formue- og Yd7 som indkomstudtryk (jf. EH juli 87), dog er koefficienten til formuen omtrent dobbelt så stor i den log-lineære specifikation her, hvilket afspejler at den nye formue med realkapital i virksomheder er ca. dobbelt så stor som Wcp4.

Tabel 4. Cointegrationsregressioner

Funktionsform	Lineær			Log-lineær		
	C			LC		
Regressant	1	2	3	4	5	6
Konstant	2004 (.4)			.24 (.7)	-.18 (8.8)	-.184 (9.2)
Y (LY)	.827 (15.2)	.848 (47.0)	.843 (47.7)	.83 (11.9)	.914 (53.1)	.913 (54.6)
W (LW)	.026 (2.9)	.023 (4.5)	.024 (4.8)	.13 (3.3)	.086	.087
n	57-83	57-83	57-69, 71-83	57-83	57-83	57-69, 71-83
s	2929	2880	2776	.0159	.0160	.0155
s/\bar{C}	.0172	.0169	.0163			
DW	1.20	1.25	1.54	1.12	1.27	1.52
R ²	.994	.994	.995	.996	.996	.996
DF		-3.20	-4.01		-3.34	-4.07

Før næste trin i estimationsproceduren testes om variablerne er cointegrerede, d.v.s. om residualerne fra cointegrationsregressionerne er stationære. Dette kan testes v.h.j.a. DW og DF test. Tabel 5 angiver kritiske værdier på 5% og 10% niveau når antal variabler er lig hhv. 2 og 3. Der er to variabler i estimationerne i søjle 5 og 6 p.g.a. parameterrestriktionen, i de øvrige estimationer er der 3. Den høje værdi af DW i alle estimationer tyder på cointegration, medens DF testet afviser cointegration undtagen når 1970-observationen tages ud. Dette svarer til de tidligere resultater med Wcp4 og Yd7. Det antages i det følgende at variablerne er cointegrerede.

Tabel 5. Kritiske værdier for DW og DF på 5% og 10% niveau ved
50 observationer.

Antal variabler	DW		DF	
	5%	10%	5%	10%
2	.78	.69	-3.67	-3.28
3			-4.11	-3.73

Kilde: Engle og Yoo: " Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems", Journal of Econometrics, 1987, s. 143- 59.

I "andet trin" estimeres en error correction model, hvor residualerne fra cointegrationsregressionen, Z, indgår lagget som en fejlkorrigeringsvariabel. Error correction estimationen svarende til den lineære cointegrationsregression i søjle 2 i tabel 4 er

$$(3) \text{ DC} = -.61 * Z(-1) + .54 * \text{DY} + .068 * \text{DW}$$

(4.1) (8.1) (4.7)

$$1958-83, s = 2019, s/\bar{C} = .01187, DW = 1.57, R^2 = .82$$

$$F3 = .94, LM3 = 2.4, CHOW(3,22) = 4.2$$

Alle parametre er signifikante. Koefficienterne til DY og DW er en del mindre end i den tilsvarende regression med Yd7 og Wcp4, jf. EH juli 87 (tabel 5, søjle 4), medens fejlkorrigeringsparameteren er numerisk større. Regressionens standard-afvigelse er 15% mindre. DW-teststørrelsen er relativt lav, men F og LM testene for autokorrelation op til tredje orden (jf. F3 og LM3) afviser på et 5% niveau ikke hypotesen om at der ikke er autokorrelation. Inddrages et konstantled bliver dette klart insignifikant (T-værdi .6) og de øvrige estimater påvirkes stort set ikke.

Error Correction estimationen svarende til den log-lineære cointegrationsregression i søjle 5 i tabel 4 er

$$(4) \text{ DLC} = .00005 - .59Z(-1) + .57\text{DLY} + .27\text{DLW}$$

$$(.01) \quad (4.0) \quad (8.1) \quad (3.7)$$

$$1958-83, s = .01099, \text{ DW} = 1.75, \text{ R}^2 = .86, \text{ F3} = .71$$

$$\text{LM3} = 1.17, \text{ CHOW}(3,22) = 3.34$$

Ligning (4) svarer til forbrugsfunktionen i ADAM-maj87 bortset fra indkomst- og formueudtrykkene. Den estimerede kortsigtsforbrugskvote er mindre i (4) end i ADAM-maj87, fejlkorrektionsparameteren er numerisk større, medens koefficienten til DLW er omtrent dobbelt så stor, hvilket afspejler at den nye formuevariabel som nævnt er omtrent dobbelt så stor som Wcp4. Standardafvigelsen i (4) er 17% lavere end i den forbrugsfunktion der indgår i ADAM-maj87, og der er mindre autokorrelation. Forudsigelesfejlene i 1984, 85 og 86 er hhv. -2.6%, .8% og 2.0%. Chowteststørrelsen der er angivet i (3) og (4) vedrører parameterstabilitet ved forlængelse af estimationsperioden til 1986. Den kritiske værdi på 5% niveau er $F(3,22) = 3.05$. I både (3) og (4) forkastes hypotesen om parameterstabilitet altså. I begge specifikationer er det først og fremmest fejlkorrektionskoefficienten der ændres (bliver numerisk mindre) når estimationsperioden udvides.

I både ligning (3) og (4) er forbrugskvoten i steady state alene en funktion af forholdet mellem formue og indkomst (W/Y) og vækstraten (g), jf. EH juli 1987. Tabel 6 viser steady state forbrugskvoten ved alternative værdier af W/Y og g. I 1957 var W/Y 2.5, medens det i 1986 var 5.1. Med det aktuelle W/Y-forhold er langsigtsforbrugskvoten altså ca. 95-96%.

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

Ligning	g \ W/Y		3	4	5	6	7
	g	W/Y					
(3)	.00		.92	.94	.96	.98	1.01
	.04		.90	.93	.96	.98	1.01
(4)	.00		.92	.94	.96	.97	.99
	.04		.91	.93	.95	.96	.97

Der er foretaget en række andre estimationsforsøg. Aktuelle kapitalgevinster på boliger og obligationer er forsøgt inddraget i formueudtrykket, hvilket forværrede estimationsresultatet (dette står i modsætning til de resultater man får når Yd7 og Wcp4 benyttes, jf. EH 09.04.87: "Makroforbrug og formue II"). Ændringen i kapitalgevinster er også anvendt som selvstændig variabel i error correction ligningen, men den estimerede koefficient bliver insignifikant. Et kompromis mellem indkomstudtrykkene Yd6 og Yd7, hvor nettorenteindtægter men ikke restindkomst i boligbenyttelse indgår, er forsøgt anvendt, men det gav et klart ringere estimationsresultat. Estimation uden lag i restindkomst forringer også estimationsresultatet. Konklusionen er at ligning (4) foreløbig er det bedste bud på en forbrugsfunktion, hvor realkapital i virksomheder indgår i formueudtrykket. Standardafvigelse og autokorrelation er klart mindre end i ADAMs nuværende forbrugsfunktion. At et Chowtest netop afviser parameterstabilitet skyldes ikke at (4) har større forudsigelsesfejl 1984-6 end ADAMs nuværende relation, men derimod af fittet er bedre i estimationsperioden (således at tilvæksten til residualkvadratsummen bliver relativt større når estimationsperioden udvides). En yderligere fordel ved (4) er elimineringen af de u hensigtsmæssige effekter af ændrede erhvervsinvesteringer på formuen. Til gengæld er det teoretisk utilfredsstillende, at afkast af formueelementerne indgår i indkomstudtrykket (det gælder dog ikke renteindtægter i pensionskasser og livsforsikringsselskaber).

3. Aktier og aktiekurs.

Formueudtrykket Wcp5, der er anvendt i estimationerne i afsnit 2, lider af den svaghed, at medens boligbeholdning og obligationer vurderes til deres markedsværdi, er dette ikke tilfældet for realkapital i virksomheder. Værdien af denne realkapital afhænger af forventede fremtidige indtjeningsmuligheder i virksomhederne. Aktiekurserne afspejler sådanne for-

ventninger, så det ville være naturligt at forsøge at inddrage et aktiekursindeks i værdifastsættelsen af realkapital. Man kan ikke blot lægge kursværdien af den cirkulerende aktiemasse til formueudtrykket W_{cp5} , da det ville indebære dobbeltregning af virksomhedskapital. Man kunne i stedet lade ændringen i kapitalgevinster på aktier indgå som ekstra forklarende variabel i error correction ligningen. Alternativt kunne aktiekursen indgå i bestemmelsen af kapitalapparatets værdi med en vægt, α , der afspejler aktieselskabernes andel af det samlede kapitalapparat:

$$W_{k\langle j \rangle} = (\alpha * \text{aktiekurs} + (1-\alpha)) * \text{pip}\langle j \rangle * K\langle j \rangle, \quad j = m, b,$$

hvor aktiekurs er et indeks med værdien 1 i 1980. Aktiekursen afspejler imidlertid bl.a. den almindelige prisudvikling, så følgende formel er nok bedre:

$$W_{k\langle j \rangle} = (\alpha * \text{aktiekurs} / \text{pip}\langle j \rangle + (1-\alpha)) * \text{pip}\langle j \rangle * K\langle j \rangle,$$

α kan være større end den andel af kapitalapparatet, der modsvarer af aktier, hvis en del af den øvrige virksomhedskapital af ejerne vurderes ud fra aktiekursen, eller ud fra de samme faktorer, som påvirker aktiekursen. α skal opfattes som en tidsserie, der afspejler aktieselskabernes ændrede betydning over tiden.

Inddragelse af aktiekursen i bestemmelsen af værdien af kapitalapparatet rejser (mindst) to problemer. For det første skal man anvende data for den samlede masse af cirkulerende aktier, som dog ikke kan bruges umiddelbart p.g.a. dobbeltregningsproblemer (aktieselskaber ejer andre aktieselskaber). For det andet skal aktiekursen bestemmes i modellen. Obligationskurs og prisniveau skal nok indgå i bestemmelsen af aktiekursen, men det er sikkert vanskeligt at estimere en køn relation, og anvendelse af en k-faktor er nok nødvendig.

TABEL 1

	KM	VM	RESM	KB	VB	RESB	
1947	15888.95	0	0	76537.88	0	0	1947
1948	17930.26	1406.172	295.6434	80218.15	1209.299	-170.6702	1948
1949	20548.02	1586.828	419.6850	85640.40	1267.447	-68.66745	1949
1950	23639.43	1818.500	383.4883	92385.06	1353.118	-65.42636	1950
1951	26370.99	2092.090	331.7666	98918.57	1459.684	-84.39226	1951
1952	29335.86	2333.833	337.8820	105359.9	1562.913	-92.43478	1952
1953	32383.88	2596.224	340.8608	111593.8	1664.686	-97.03918	1953
1954	35895.70	2865.974	370.7877	116957.7	1763.183	-95.75993	1954
1955	38757.15	3176.769	363.3481	122481.1	1847.932	-64.56471	1955
1956	41940.49	3430.008	343.3566	128282.3	1935.202	-76.67862	1956
1957	45288.57	3711.733	308.9355	133938.4	2026.861	-90.98338	1957
1958	49418.87	4008.038	293.5159	140056.6	2116.227	-91.96576	1958
1959	55145.14	4373.570	282.4669	147230.4	2212.894	-71.79715	1959
1960	61273.39	4880.345	137.0896	155900.8	2326.241	-61.47681	1960
1961	67889.39	5422.695	121.2079	165033.0	2463.232	-18.80246	1961
1962	75638.58	6008.211	58.15149	174070.5	2607.522	4.745667	1962
1963	82213.87	6694.014	-92.55725	183294.4	2750.314	25.29889	1963
1964	91091.34	7275.927	-97.77997	194137.1	2896.052	50.12729	1964
1965	98925.01	8061.583	-222.7895	205409.0	3067.366	57.18854	1965
1966	107682.8	8754.864	-226.8275	215585.8	3245.463	70.99606	1966
1967	116251.1	9529.926	-363.6388	225016.6	3406.255	70.61267	1967
1968	125312.7	10288.22	-496.8929	233777.6	3555.263	66.18735	1968
1969	134587.0	11090.18	-612.1560	243180.1	3693.686	84.10501	1969
1970	144040.4	11910.95	-692.9321	252940.1	3842.245	119.7349	1970
1971	153260.8	12747.57	-713.6895	263251.4	3996.454	122.5270	1971
1972	161025.4	13563.58	-665.9208	273295.1	4159.372	116.9500	1972
1973	170379.8	14250.75	-458.7682	284540.4	4318.063	109.2176	1973
1974	179573.5	15078.61	-281.0596	295714.5	4495.737	126.0699	1974
1975	185090.5	15892.25	-166.8143	304144.5	4672.288	104.8008	1975
1976	195566.0	16380.51	292.2137	313811.0	4805.483	118.5861	1976
1977	203971.6	17307.59	73.74146	325044.8	4958.213	-27.17957	1977
1978	211859.7	18051.49	337.6904	336110.5	5135.708	-69.30127	1978
1979	218295.0	18749.59	664.7749	346953.5	5310.546	-118.6187	1979
1980	221379.1	19319.11	918.5146	356334.6	5481.865	-231.2971	1980
1981	220847.1	19592.05	375.8982	362942.7	5630.086	-62.24347	1981
1982	224029.6	19544.97	599.4829	371744.0	5734.495	-14.14099	1982
1983	228308.4	19826.62	691.5811	380082.3	5873.554	3.115784	1983
1984	236035.4	20205.29	815.7144	388529.0	6005.300	17.00647	1984
1985	247515.3	20889.13	888.9846	399264.0	6138.758	22.22437	1985
1986	263432.9	21905.10	796.3098	413811.1	6308.371	-15.52472	1986

TABEL 2

	WKM	WKB	WKMB	WCP4	WCP5
1955	10864.13	23021.03	33885.16	18692.38	52577.53
1956	12302.43	25129.83	37432.26	19702.44	57134.69
1957	13664.75	26921.39	40586.13	21003.20	61589.33
1958	14857.27	28147.47	43004.75	24373.03	67377.78
1959	16405.11	30167.50	46572.62	26018.98	72591.59
1960	18285.12	33119.15	51404.27	28334.59	79738.86
1961	20860.57	38197.91	59058.48	35206.04	94264.52
1962	23649.92	42765.51	66415.43	40204.18	106619.6
1963	26750.19	47406.06	74156.25	45527.56	119683.8
1964	29927.84	52977.38	82905.22	48926.48	131831.7
1965	33655.66	60747.04	94402.71	50290.50	144693.2
1966	37604.71	67858.82	105463.5	63804.76	169268.3
1967	41529.21	74705.04	116234.2	70496.59	186730.8
1968	45542.71	81377.64	126920.4	77111.67	204032.0
1969	52648.70	88642.69	141291.4	82968.87	224260.3
1970	62011.84	98218.79	160230.6	92659.42	252890.1
1971	69975.20	107268.6	177243.8	109996.1	287239.9
1972	81241.04	116342.4	197583.5	140949.4	338532.9
1973	89346.16	137593.3	226939.5	176321.4	403260.9
1974	107328.0	177058.6	284386.6	189585.5	473972.1
1975	124998.5	201540.0	326538.5	234067.2	560605.7
1976	142413.5	223084.5	365498.0	275315.7	640813.8
1977	164693.4	248312.3	413005.7	331891.9	744897.6
1978	182309.6	279553.1	461862.7	416922.1	878784.8
1979	198570.6	311710.9	510281.4	477389.4	987670.8
1980	221379.1	356358.9	577738.0	490418.7	1068157
1981	248867.8	403630.7	652498.5	488875.4	1141374
1982	269948.6	456564.4	726513.0	515390.4	1241903
1983	296238.4	506526.8	802765.2	652567.7	1455333
1984	323321.2	543817.0	867138.2	789375.4	1656514
1985	365445.6	581858.3	947303.9	907740.0	1855044
1986	399259.1	613210.9	1012470	986133.5	1998604

PRIVAT FORBRUG OG BOLIGINVESTERINGER I ADAM, MAJ 1987

I dette notat beskrives de ændringer, der er sket m.h.t. bestemmelsen af privat forbrug og boliginvesteringer i f.t. den foregående modelversion. De vigtigste ændringer er, at formuen er inddraget i bestemmelsen af samlet privat forbrug og bilkøb, og at boligprisrelationen er reestimeret som en niveaurelation, hvor den før var en ændringsrelation. I afsnit 1 redegøres for estimationsresultater, medens resultaterne af historisk simulation og multiplikatorførsler beskrives i afsnit 2.

Indholdsoversigt:

1. Variabelbeskrivelse og estimationsresultater
 - 1.1. Relationen for samlet privat forbrug
 - 1.1.1. Variabler
 - 1.1.2. Estimationsresultat
 - 1.2. Relationen for privat forbrug af køretøjer (bilkøb)
 - 1.3. Boligprisrelationen
 - 1.4. Boliginvesteringsrelationen
2. Historisk simulation og multiplikatorer
 - 2.1. Historisk simulation
 - 2.2. Multiplikatorer
 - 2.2.1. Multiplikatorer 1974-86
 - 2.2.2. Multiplikatorer 1980-86

1. Variabelbeskrivelse og estimationsresultater

1.1. Relationen for samlet privat forbrug

1.1.1. Variabler

Foruden forbrugsudtrykket indgår disponibel indkomst og formue i relationen. Forbrugsudtrykket, $Cp4$, der er det samme som i de foregående modelversioner, er lig det samlede køb af forbrugsgoder, Cp , bortset fra at køb af køretøjer (biler), Cb , er erstattet af et ydelsesudtryk, $pcb*fCb2$:

$$(1) \quad Cp4 = Cp - Cb + pcb*fCb2.$$

Afskrivningsudtrykket $fCb2$ er beregnet for en antaget levetid på seks år og en afskrivningsrate på 1/3:

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

Formuen ultimo året, $Wcp4$, er summen af tre komponenter: den private ikke-finansielle sektors finansielle nettostilling (hvor obligationer opgøres til kursværdi), $Wpqqkpc$, kontantværdien af boligbeholdningen, $phk*Kh$, og værdien af den imputerede bilbeholdning, $pcb*Kcb2$.

Bilbeholdningen er beregnet ud fra fortidige bilkøb, idet vægtene modsvarer vægtene i (2):¹

$$(3) \quad Kcb2 = .66*fCb + .422*fCb(-1) + .255*fCb(-2) + .138*fCb(-3) + .056*fCb(-4).$$

Den private ikke-finansielle sektors nettostilling, der indgår i formuen i forbrugssystemet, afviger fra den tilsvarende størrelse i den finansielle sektormodel, dels m.h.t. sektorafgrænsning og dels fordi obligationer opgøres til kursværdi. Sektorafgrænsningen afviger fra FINDANs, idet penge-

¹.66=1-.34, .422=.66-.238 o.s.v., jf. modelgruppepapiret BH 23.02.87: "Makroforbrug og formue", afsnit 1.

institutternes egenkapital, $Wbqb$, samt koncessionerede virksomheder, $Wtlf$ - $Wflt$, er trukket ud af den private ikke-finansielle sektor. Beregningen af obligationsaktivers og -passivers kursværdi er sket på følgende måde. Først er kursen på realkreditobligationer, $kwbr$, beregnet ud fra formlen

$$(4) \quad kwbr = \left[\frac{(1-(1+iwbz)^{-nwbr})}{iwbz} \right] / \left[\frac{(1-(1+iwbn)^{-nwbr})}{iwbn} \right]$$

hvor $iwbn$ er nominal (pålydende) rente på obligationer, $iwbz$ er effektiv obligationsrente og $nwbr$ er gennemsnitlig restløbetid. Den første firkantede parentes i (4) er nutidsværdien af 1 kr. i $nwbr$ terminer når renten er $iwbz$, medens 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 bilag 1.

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

$$(5) \quad Wzbr = Wzbr(-1) * kwbr / kwbr(-1) + DWzbr ,$$

hvor D er differensoperatoren og $DWzbr$ er nettotilgangen af realkreditobligationer til kursværdi i FINDAN. Kursværdien af privates obligationsbeholdning, $Wpbkz$, beregnes på tilsvarende måde:

$$(6) \quad Wpbkz = Wpbkz(-1) * kwpb / kwpb(-1) + DWpbz .$$

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

$$(7) \quad Wabk = Wabk(-1) * kwpb / kwpb(-1) + DWabz + DWsbz + DWobz + DWrbz.$$

Kurskorrektionen i (5), (6) og (7) er foretaget med udgangspunkt i 1980, hvor FINDANs obligationsvariabler er opgjort til kursværdi. Data fra Nationalbankens databank (NATAN) er brugt til at føre data tilbage til 1955 (jf. EH 04.11.86: "Finansielle formuedata til forbrugsestimationer").

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

$$(8) \quad \begin{aligned} Wpqqpc &= Wpqp - Wbqb - Wtlf + Wflt \\ &+ Wpbkz - Wpbz - Wzbkr + Wzbr \\ &+ .6 * Wabk - Wabz - Wobz - Wsbz - Wrbz \end{aligned}$$

hvor Wpqp er nettostillingen i FINDAN. De sidste tre led i første linie afspejler den omtalte forskel i sektorafgrænsningen i f.t. FINDAN, medens de øvrige led afspejler at FINDANs obligationsaktiver og -passiver erstattes af de tilsvarende kursværdier. Kun 60% af A-sektorens obligationsbeholdning er medtaget, da pensionsudbetalinger beskattes.

Den alvorligste mangel ved udtrykket for samlet formue, Wcp4, 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 den nye modelversion. 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 (f.eks. akkumulerede investeringer evt. suppleret med 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.¹

Udtrykket for disponibel indkomst, Yd7, er

$$(9) \quad Yd7 = Yw - Typri + Tyn - (Sd - Sds - Sdr + Sagb + Saso) \\ + .53*Ydr7 + .33*Ydr7(-1)*pcp4v/pcp4v(-1) \\ + .14*Ydr7(-2)*pcp4v/pcp4v(-2) ,$$

hvor disponibel restindkomst, Ydr7, er givet ved

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

De første led på højresiden i (9) er disponibel løn- og transfereringsindkomst. Yd7 svarer til den disponible indkomst i april 1986 versionen af ADAM, bortset fra at Ydr7 ikke omfatter bruttorestindkomst i boligbenyttelse, Yrh, og den private ikke-finansielle sektors nettorenteindtægter, Tippl. Årsagen til at disse to indkomstkomponenter 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 livscykelteorien når data for realkapital i virksomheder mangler.² De laggede restindkomster er inflateret med pcp4v, som er et prisudtryk for Cp4, hvor de laggede forbrugsmængder er brugt som vægte. Inflateringen er udtryk for en antagelse om at der ikke er pengeillusion i forventningsdan-

¹En sådan specifikation er beskrevet i Anders Møller Christensens notat "Indkomst, formue og privatforbrug", Danmarks Nationalbank, 14.05.87.

²Jf. f.eks. Modigliani (1975): "The Life Cycle Hypothesis of Saving Twenty years later". Optrykt i "The Collected papers of Franco Modigliani", Vol. 2, 1980, MIT Press.

nelsen. Vægtstrukturen i det fordelte lag af Ydr7 stammer fra tidligere estimationsforsøg med Almon-lag.⁴

I den estimerede forbrugsfunktion er forbrugs-, indkomst- og formueudtrykkene deflateret med pcp4v. Desuden er variablerne transformeret til logaritmer:

$$c = \log(Cp4/pcp4v), \quad y = \log(Yd7/pcp4v), \quad w = \log(Wcp4(-1)/pcp4v)$$

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 (jf. EH 09.04.87). 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 rentestømmene.⁵ 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 rentestømmenes påvirkning af nettofordringserhvervelser; disse effekter påvirker forbruget med et års forsinkelse.

Behandlingen af pensionskasser og livsforsikringselskaber er også ændret, idet deres nettorenteindtægter ikke var med i disponibel indkomst i de tidligere modelversioner, medens deres formuer er med i formueudtrykket i den nye modelversion.

⁴Jf. EH 21.10.85: "Makroforbrugsrelationen - fordelt lag af restindkomst". Denne lagstruktur er også rimelig efter inddragelsen af formuen i forbrugsfunktionen, jf. EH 09.04.87: "Makroforbrug og formue II", hvor alternative lagstrukturer er afprøvet.

⁵I april 1986 versionen indgik pengeinstitutternes udlånsrente desuden i et udtryk for realrente efter skat i forbrugsfunktionen.

1.1.2. Estimationsresultat

Der er estimeret en error correction model for forbruget, hvor disponibel indkomst og formue indgår som forklarende variabler. Engle og Grangers to-trins estimationsmetode er benyttet.⁵ Metoden bygger på sammenhængen mellem cointegrerede variabler og error correction modeller. Lidt forenklet kan metoden forklares på følgende måde i relation til den aktuelle forbrugsfunktion.

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

$$(10) \quad (c,y,w)*\alpha = \text{konstant}$$

er stationære med endelig varians. Ligning (10) kan således fortolkes som (første approksimation til) en langsigtligevægtssammenhæng mellem variablerne; og afvigelser fra (10) kan fortolkes som "fejl", som agenterne korrigerer i efterfølgende perioder.

Estimationsproceduren består i først at estimere langsigtssammenhængen (10) mellem variablerne i niveau ("cointegrationsregressionen"), og derefter at anvende de laggede residualer fra denne regression som et fejlkorrigeringsled ved estimation af en error correction model. Før første trin i estimationsproceduren testes om variablerne er integrerede af første orden. Mellem første og andet trin testes om variablerne er cointegrerede.

⁵"Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 1987, Vol. 55, s. 251-87.

En fordel ved denne estimationsmetode er netop muligheden for at teste om variablerne er cointegrerede. Hvis dette er tilfældet - og hvis alle variabler er integrerede af første orden - er alle led i error correction modellen stationære, hvilket sikrer at denne model er meningsfuld. En anden fordel er, at relationen mellem niveauvariablerne bestemmes før error correction ligningen estimeres, således at eventuelle multi-kollinearitetsproblemer i denne regression mindskes. En ulempe ved to-trins-proceduren er, at parameterestimerne kan være skæve (jf. nedenfor).

At ændringerne i c, y og w er stationære kan testes v.h.j.a. et Dickey-Fuller (DF) test ud fra regressioner af formen:⁷

$$(11) \quad \Delta D\langle i \rangle = \delta * D\langle i \rangle(-1) + u, \quad i = c, y, w,$$

hvor u er et restled. Hypotesen om, at $D\langle i \rangle$ ikke er stationær (er en random walk) forkastes hvis t-værdien for δ er negativ og signifikant.⁸ I tabel 1 er angivet t-værdierne for δ - også når et konstantled inddrages i relationen.⁹ Den kritiske værdi på 5% niveau for DF testet er -1.96 for (11) uden konstantled og -3.00 når et konstantled inddrages.¹⁰ 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.

⁷Et "augmented" Dickey-Fuller (ADF) test, hvor laggede $\Delta D\langle i \rangle$ indgår som regressorer på højresiden i (11), 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.

⁸(11) kan skrives $D\langle i \rangle = (1+\delta)D\langle i \rangle(-1) + u$. Under $H_0: \delta=0$ er $D\langle i \rangle$ en random walk. Hvis $\delta < 0$ er $D\langle i \rangle$ stationær.

⁹Inddragelse af et konstantled i (11) indebærer en antagelse om en vækstrate for hhv. c, y og w.

¹⁰Årsagen 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.

Tabel 1. 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 cointegrationsregression i niveau:¹¹

$$(12) \quad c = -.10 + .946*y + .054*w$$

(19.7) (66.1)

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

Ligningen er estimeret under den restriktion, at summen af koefficienterne til y og w skal være lig 1, således at (12) er af formen

$$C = K*Y^a*W^b ,$$

hvor $a=1-b$, d.v.s.

$$C/Y = K*(W/Y)^b ,$$

hvor K er en konstant, og C, Y og W er 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. Estimation af (12) uden restriktionen $a+b=1$ giver praktisk taget de samme parameterestimer.¹²

Parameterestimererne i (12) bestemmer den (potentielt) cointegrerende vektor $\alpha'=(1, -.946, -.054)$, og middelværdien af $(c,y,w)*\alpha$, som er $-.10$.

Før vi går videre til næste trin i estimationsproceduren, må det testes om c, y og w er cointegrerede, d.v.s. om resi-

¹¹t-værdierne, som er angivet i parentes, er biased i cointegrationsregressionen.

¹²Jf. BH juli 87 (rev. sept. 87): "The Relationship Between Private Consumption, Income and Wealth in Denmark".

dualerne fra (12) er stationære. Dette kan gøres v.h.j.a. DF eller ADF test som (11), hvor ændringen i residualerne fra (12) regresseres mod den laggede residual, eller v.h.j.a. 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 tilstrækkeligt store forkastes nul-hypotesen om ikke-cointegration (ikke-stationaritet af residualerne). Tabel 2 viser de kritiske værdier for DW, DF og ADF på 5% niveau.¹³

Tabel 2. Kritiske værdier for DW, DF og ADF på 5% niveau

Antal observationer	DW	DF	ADF
50	.78	-3.67	-3.75
100	.39	-3.37	-3.62

Der er kun 27 observationer i (12), 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. Som det ses er den numeriske værdi af DF i (12) for lille til at ikke-cointegration kan afvises. DW i (12) er større end den kritiske værdi i tabel 2, men som det ses er denne stærkt afhængig af antallet af observationer. Så det er tvivlsomt om ikke-cointegration kan forkastes (cointegration accepteres). Hvis imidlertid 1970-observationen¹⁴ udelades fra estimationen i (12) fås stort set de samme parameterestimer, men (numerisk) klart større DW og DF: DW=1.28 , DF=-4.07. Da endvidere styrken af testene er lav - specielt for små sample-størrelser - antages c, y og w at være cointegrerede.¹⁵ Residualplot og correlogram, der også kan

¹³Jf. Engle og Yoo: "Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems", Journal of Econometrics, 1987, 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. parameterrestriktionerne i (12).

¹⁴1970 og 1971 er de år hvor residualerne fra (12) er klart størst.

¹⁵Seiv om der er cointegration, er der risiko for at estimaterne i (12) er skæve, jf. Banerjee, Dolado, Hendry og Smith: "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models: Some Monte

bruges til at vurdere om residualerne fra (12) er stationære, er vist i EH juli 87 (rev. sept. 87), appendix 2.

I andet trin i estimationsproceduren estimeres en error correction model, hvor residualerne fra cointegrationsregressionen (12)

$$uhatco = c - .946*y - .054*w + .10$$

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

$$(13) \quad Dc = .0044 - .49*uhatco(-1) + .62*Dy + .13*Dw$$

(1.1) (3.6) (7.5) (3.2)

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

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. I EH juli 87 (rev. sept. 87) er diskuteret en række forhold vedr. stabilitet af estimaterne i (13), og ligningen er sammenlignet med andre estimationer af error correction modeller. Det vises også at den ret store standardafvigelse på ca. 1.4% i (13) skyldes årene 1970-71 med meget store residualer. Udelukkes 1970-71 fra estimationsperioden fås således en standardafvigelse på under 1%.

Forudsigelsesfejlene i 1984, 85 og 86 m.h.t. den reale forbrugsvækst, Dc , er hhv. -1.8%, 1.7% og 2.1%.¹⁶ Disse fejl er ikke små, men de skal sammenlignes med fejl på over 3% i 1985 og over 5% i 1986 i en error correction model, hvor kun indkomsten indgår som forklarende variabel.

Carlo Evidence", Oxford Bulletin og Economics and Statistics, 1986, Vol. 48, No. 3. Dette problem er diskuteret i EH juli 87 (rev. sept. 87) i relation til den estimerede forbrugsrelation.

¹⁶Disse forudsigelsesfejl er beregnet på grundlag af data i ADAMBE fra forårsrevisionen (d.v.s. ADAMBE fra før 09.11.87). Det samme gælder de forudsigelsesfejl der anføres for de øvrige relationer nedenfor, og for simulationerne i afsnit 2. Den seneste datarevision har dog ikke den store betydning for de relevante forudsigelsesfejl.

Forbrugets elasticitet på langt sigt m.h.t. indkomst og formue (hhv. .946 og .054) er bestemt fra cointegrationsligningen.¹⁷ Kortsigts-elasticiteten m.h.t. løn- og transfereringsindkomst på .62 synes rimelig og er lidt større end i aprilversionen (.58) og en del større end i oktoberversionen (.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. Forbrugskvotens elasticitet på lang sigt m.h.t. formue-indkomst forholdet er, som det fremgår af (12) .054. Langsigts-forbrugskvoten afhænger desuden negativt af vækstraten, hvilket kan udledes som følger. Ligning (13) er af formen

$$(14) \quad Dc = \beta_0 + \beta_1 * [c(-1) - (1-b)*y(-1) - b*w(-1) - k] \\ + \beta_2 * Dy + \beta_3 * Dw$$

I steady state, hvor vækstraten for c, y og w er konstant: $Dc=Dy=Dw=g$, fås fra (14):

$$(15) \quad C/Y = \exp[k - \beta_0/\beta_1 + g*(1-\beta_2-\beta_3)/\beta_1] * (W/Y)^b$$

Indsættes de estimerede parametre i (15) fås den i tabel 3 viste sammenhæng mellem steady state forbrugskvoten og formue-indkomst forholdet. Afhængigheden af vækstraten er ikke så stor. I 1986 var $W/Y=2.5$, hvilket indebærer en steady state forbrugskvote på .94-.96 afhængigt af vækstraten.

Tabel 3. Steady state forbrugskvoten ved alternative værdier af formue-indkomst forholdet (W/Y) og vækstraten (g)

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

¹⁷Indkonstelasticiteten er .946 for konstant realformue, og 1 for konstant formue-indkomst forhold.

Den logaritmiske specifikation indebærer, at den absolutte forbrugsstigning som følge af en absolut stigning i realformuen vil aftage med formuens størrelse. I EH juli 87 er beskrevet estimationsresultater for en lineær (ikke-logaritmisk) specifikation, hvor den nævnte forbrugstilbøjelighed vil være konstant. 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 forbrug og indkomst i estimationsperioden).

1.2. Relationen for privat forbrug af køretøjer (bilkøb)

Bilkøbsfunktionen i ADAM-maj87 adskiller sig på to punkter fra de foregående modelversioners relation: Formuen indgår i bestemmelsen af den ønskede bilbeholdning og usercost-udtrykket er omformuleret. Bilkøbsfunktionen bygger på kapitaltilpasningsprincippet:

$$(16) \quad fCb/U = b*(K^{\circ}-K)/U + d*K/U ,$$

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. Den ønskede beholdning bestemmes af disponibel realindkomst, Y , formue, W , pengeinstitutternes udlånsrente, iku , samt usercost, ucb , multipliceret med prisforholdet mellem biler og kollektiv transport, pcb/pck :

$$(17) \quad K^{\circ}/U = a_0 + a_1*Y/U + a_2*W/U + a_3*iku + a_4*ucb*pcb/pck$$

Som ovenfor er $Y=Yd7/pcp4v$ og $W=Wcp4(-1)/pcp4v$. Usercostudtrykket er givet ved

$$ucb = (pcb*fCb2 + ppg*fCg + tsdv*Kcb(-1/2)) / (pcb*Kcb2(-1/2))$$

De to første led i tælleren er værdien af hhv. afskrivninger og benzinforbrug, medens tredje led er vægtafgiftsprovenuet bestemt som antallet af biler medio perioden, $Kcb(-1/2)$, multi-

pliceret med satsen tsdv. Nævneren er værdien af bilbeholdningen baseret på den imputerede beholdning i faste priser, K_{cb2} , som er beskrevet i afsnit 1.1.1.

Det har vist sig at der er en betydelig destabiliserende mekanisme i modellen, hvilket skyldes at den aktuelle værdi af K_{cb2} indgår i nævneren: Hvis f_{Cb} vokser vil K_{cb2} øges, hvilket mindsker u_{cb} , hvorved f_{Cb} vokser yderligere o.s.v. Ganske vist øges også tælleren når f_{Cb} vokser, da både f_{Cb2} , f_{Cg} og K_{cb} afhænger positivt af f_{Cb} , men den procentvise stigning i tælleren er mindre end i nævneren. Denne utilsigtede effekt viser sig at øge f_{Cb} -multiplikatorerne betydeligt (jf. afsnit 2). Det vil derfor være tilrådeligt at eksogenisere u_{cb} i mange multiplikatoreksperimenter. Problemet er især stort hvis K_{cb2} har en lav værdi i udgangssituationen. Simultanitetsproblemet kan løses ved at lade primobeholdningen, $K_{cb2}(-1)$, indgå i u_{cb} i stedet for beholdningen medio året; men så bør også K_{cb} , f_{Cb2} og f_{Cg} lagges. Dette er nok den mest hensigtsmæssige løsning. 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 f_{Cb} ændres. Endelig kan man lade K_{cb} indgå i nævneren i stedet for K_{cb2} .

Ud fra ligning (16) og (17) og den "dynamiske definitions-ligning"

$$K/U = (1-d)*K(-1)/U(-1) + f_{Cb}(-1)/U(-1)$$

fås estimationsligningen

$$\begin{aligned} D(f_{Cb}/U) = & p_0 + p_1*[Y/U - (1-d)*(Y/U)(-1)] \\ & + p_2*[W/U - (1-d)*(W/U)(-1)] \\ & + p_3*[i_{ku} - (1-d)*i_{ku}(-1)] \\ & + p_4*[u_{cb}*p_{cb}/p_{ck} - (1-d)*(u_{cb}*p_{cb}/p_{ck})(-1)] \\ & + p_5*f_{Cb}(-1)/U(-1) \end{aligned}$$

hvor $p_0 = b \cdot a_0 \cdot (1-d)$; $p_i = b \cdot a_i$, $i=1,2,3,4$; $p_5 = -b$. Idet alle variabler på højresiden lagges $1/4$, afskrivningsraten sættes til $1/3$, og der estimeres uden konstantled, fås estimationsresultatet¹⁴

$$\begin{array}{ccccc} p_1 = .195 & p_2 = .0134 & p_3 = -14.2 & p_4 = -2.54 & p_5 = -.822 \\ (8.7) & (1.7) & (3.3) & (4.2) & (7.4) \\ \\ 1958-83 & s = .165 & DW = 1.86 & & \end{array}$$

Strukturparametrene er altså

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

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 oktoberversionen men mindre end i aprilversionen. 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.

Det har været forsøgt at erstatte den nominelle rente med en realrente og at ændre på lagstrukturen for højresidevariablerne, men begge dele gav ringere estimationsresultat. Hvis afskrivningsraten sættes ned til .20 eller .15 og $fCb2$ og $Kcb2$ omdefineres svarende hertil (og til en længere levetid) fås bedre estimationsresultat. Tilsvarende fås også bedre estimationsresultat for relationen for samlet forbrug, hvis fCb (og fCv) 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 uhensigtsmæssigt.

1.3. Boligprisrelationen

I boliginvesteringsmodellen bestemmes afskrivninger og nettoinvesteringer hver for sig. Nettoinvesteringerne bestemmes i to

¹⁴Tidligere estimationsforsøg med formue som forklarende variabel er beskrevet i GA 24.05.87: "Estimation af relation for privatforbrug af køretøjer" og GA 05.05.87: "Bilbeholdningens betydning for estimation af bilkøbet".

trin: Først bestemmes den kontante salgspris for enfamiliehuse, phk, af udbud og efterspørgsel efter boliger; dernæst bestemmes nettoinvesteringerne af forholdet mellem salgspris for eksisterende huse og enhedsomkostninger forbundet med opførelse af nye huse.¹⁹

Det antages at beholdningsefterspørgslen efter boliger har formen:

$$(18) \quad L(Khd) = a_0 + a_1 * L(phk/pcp4xh) + a_2 * LYdhdf + a_3 * uih \\ + a_4 * Rphpf1 + a_5 * RYdhf ,$$

hvor L og R betegner hhv. naturlig logaritme og relativ ændring; Khd er beholdningsefterspørgslen efter boliger, phk er kontantprisen for enfamiliehuse, pcp4xh er prisen for samlet privat forbrug bortset fra boligforbrug, LYdhdf er logaritmen til forventet disponibel realindkomst (Ydh/pcp4xh), Ydh er disponibel indkomst, uih er usercost, Rphpf1 er forventet relativ ændring for den prioriterede salgspris for enfamiliehuse og RYdhf er forventet relativ ændring for nominel disponibel indkomst pr. capita (Ydh/U).

Den disponible indkomst, Ydh, der påvirker boligefterspørgslen, er lidt bredere end Yd5-Yfqi, der blev anvendt i april 1986 versionen, idet bruttoestindkomst i finansiel virksomhed, Yrqf, er medtaget:

$$Ydh = Yw - Typri + Tyn - (Sd - Sds - Sdr + Sagb + Saso) \\ + Ydr7 + Yrh + Tippl \\ = Yd5 - Yfqi + Yrqf$$

Ydh svarer altså til Yd7 bortset fra at disponibel restindkomst, Ydr7, indgår uden lag og at restindkomst i boligbenyttelse, Yrh, og nettorenteindtægter, Tippl, er medtaget. Grunden til at Ydr7 indgår uden lag er, at der i forvejen er forholdsvis lange lag i indkomstforventningerne i boligefterspørgslen, jf. nedenfor. Grunden til at Yrh og Tippl indgår i Yd7 er naturligvis at formuen ikke er bestemmende for bolig-

¹⁹Grundstrukturen i boliginvesteringsmodellen er ikke ændret i f.t. ADAM-april86. Den er beskrevet i EU 11.08.86 (rettet 17.11.86): "Boliginvesteringsmodel i ADAM, april 1986".

efterspørgslen. 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 nominal indkomst pr. capita der forventes.

Indkomst- og prisforventningerne er adaptive:

$$\begin{aligned} \text{Lydhdf} &= .25 * L(\text{Ydh}/\text{pcp4xh}) + .75 * \text{Lydhdf}(-1) \\ \text{RYdhf} &= .6 * R(\text{Ydh}/U)(-1) + .4 * \text{RYdhf}(-1) \\ \text{Rphpf1} &= .4 * \text{Rphp}(-1) + .6 * \text{Rphpf1}(-1) \end{aligned}$$

med $\text{LYdhdf}(1954) = L(\text{Ydh}/\text{pcp4xh})(1954)$,
 $\text{RYdhf}(1955) = R(\text{Ydh}/U)(1954)$ og
 $\text{Rphpf1}(1955) = \text{Rphp}(1955)$.

Prisforventningerne, Rphpf1 , er eksogene i ADAM-maj87, da endogenisering v.h.j.a. ovenstående relation medfører, at boligmodellen bliver ustabil (jf. EH 11.08.86).

Udtrykket for usercost , uih , er givet ved

$$\text{uih} = (1 - \text{tsa0u1}) * \text{iwbz} + (\text{tsa0u1} * \text{tsdl} * 1.34 * \text{phv}/\text{phk})(-1/2),$$

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,¹⁰ 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 bilag 2. For de seneste år er phv i princippet kontantprisen pr. 1. april året før, hvorfor følgende relation er lagt ind i ADAM:

$$\text{phv} = (.75 * \text{phk}(-1) + .25 * \text{phk}(-2)) * \text{kphv},$$

¹⁰ tsa0u1 er lig tsa0u fra april 1986 versionen af ADAM bortset fra værdien i 1970; tsa0u er beskrevet i EH 11.08.86.

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 ucb 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.

Udbudet af boliger antages at være lig primobeholdningen, $Kh(-1)$. Det forudsættes at boligprisen, phk , er fleksibel, således at der skabes ligevægt på boligmarkedet.¹¹ Ved at erstatte Khd med $Kh(-1)$ i (18) fås altså ligevægtsbetingelsen for boligmarkedet, som bestemmer boligprisen. Estimationsresultatet for boligprisligningen i ADAM-maj87 er

$$(19) \quad L(phk/pcp4xh) = -25.76 - 1.3725*L(kh(-1)) + 3.586*Lydhdf \\ \quad \quad \quad (19.1) \quad (12.4) \quad \quad \quad (16.0) \\ \quad \quad \quad - 4.720*uih + 2.140*Rphpf1 + 1.065*RYdhf \\ \quad \quad \quad (14.3) \quad \quad (35.2) \quad \quad \quad (10.3) \\ \quad \quad \quad + .0919*d72n \\ \quad \quad \quad (10.1)$$

$$1967-83 \quad s=.0101 \quad DW=2.15 \quad R^2=.995$$

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 byggematerialer. Boligprisrelationen (19) adskiller sig fra den tidligere på følgende punkter: den er estimeret i niveau, renten netto for skat er erstattet af et usercostudtryk og forventningslaggene er ændret lidt.¹² Baggrunden for at boligprisrelationen er omformuleret fra ændringer til niveau er, at modellen med en ændringsrelation ikke finder tilbage til en ligevægt mellem beholdningsudbud af og -efterspørgsel efter boliger, hvis der simuleres med udgangspunkt i en uligevægts-situation. Er udgangspunktet for phk således for stort vil mo-

¹¹Det har også været forsøgt at estimere en uligevægtsmodel med ufuldkommen pristilpasning, jf. EH 11.08.86.

¹²Tidligere estimationsforsøg med niveaurelation og usercost er dokumenteret i RSA+EH 24.03.87: "Boligprisrelation og boliginvesteringsrelation III".

dellen, med en ændringsrelation for boligprisen, beregne for store værdier for boligpris og -investeringer periode efter periode (jf. EH 11.08.86, afsnit 8.4).

Alle koefficienter i (19) er numerisk lidt større end de tilsvarende koefficienter i boligprisligningen i april 1986 versionen af ADAM, men det gælder altså også den stabiliserende koefficient til boligbeholdningen, således at de implicite boligefterspørgsels-elasticiteter (forholdet mellem de øvrige parametre og koefficienten til $LKh(-1)$) er omtrent uændrede. Der er således en indkomstelasticitet på 2.6 og en kvasielasticitet m.h.t. renten på -3.4. De reelle påvirkninger af boligbeholdningen på langt sigt er dog betydeligt mindre end disse elasticiteter angiver p.g.a. udlejningsboligerne, jf. EH 11.08.86 og multiplikatorerne i afsnit 2 nedenfor.

Kortsigts-elasticiteterne er noget mindre i den nye modelversion p.g.a. længere lag i indkomstforventningerne og - hvad angår boliginvesteringerne - fordi kontantprisen på grunde, $phgk$, der udgør en del af byggeomkostningerne (jf. næste afsnit), er blevet knyttet til prisen på huse:

$$phgk = phk/kphgk ,$$

hvor $kphgk$ er en korrektionsfaktor.

Ligning (19) overvurderer phk med .6%, 2.1% og 2.8% i hhv. 1984, 85 og 86.²³ Residualerne er således klart større de sidste to år end i nogen år i estimationsperioden. Den gamle 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 (19) men uden lejeværdiprocent, fås følgende estimationsresultat og fejl i forudsigelsen af phk i 1984-86 på under 1%.

²³Beregnet på grundlag af de estimerede, ikke-afrundede parametre.

$$\begin{aligned}
L(\text{phk}/\text{pcp4xh}) = & -25.6 - 1.44*L(\text{Kh}(-1)) + 3.64*LY\text{dhdf} \\
& (17.8) \quad (12.2) \quad (15.1) \\
& - 4.42*(1-\text{tsa0u1})*\text{iwbz} + 2.10*R\text{phpf1} \\
& (13.4) \quad (32.9) \\
& + 1.06*RY\text{dhf} + .065*d72n \\
& (9.5) \quad (6.0)
\end{aligned}$$

1967-83 s=.0108 DW=2.07 R²=.994

Parameterestimerterne her ligner meget dem i (19).¹⁴ 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 (19) er for stor.

1.4. 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 som i den foregående modelversion. Den er blot reestimeret med inddragelse af 1983 i estimationsperioden, hvilket ikke har ændret parametrene meget:

$$\begin{aligned}
(20) \quad \text{fihn1} = & -21221 + .444*(\text{fIhn1}(-1) - .451*\text{nbs}(-1)) \\
& (4.6) \quad (4.7) \\
& + .451*\text{nbs} + 26242*(\text{phk} / (.8*\text{pih} + .2*\text{phgk})) \\
& (3.2) \quad (5.1) \\
& + 5952*d76 + 4728*d19723 \\
& (4.2) \quad (3.6)
\end{aligned}$$

1970-83 s=1319 DW=1.83 R²=.977

hvor nbs er antallet af offentligt støttede boliger under opførelse, d76 og d19723 er dummy-variabler (d76=1 i 1976, ellers 0; d19723=1 i 1972-3, ellers 0). Begrundelsen for d19723 er den samme som for d72n (jf. afsnit 1.3), medens d76 skyldes dels mimsen, dels den i juni 1975 indførte forlængelse af

¹⁴Nedsattes vægten til lejeværdi i uih fra 1 til 1/2 bliver forudsigelsesfejlene på 1.1% og 1.7% i 1985-86.

løbetiderne for særlige realkreditlån i enfamiliehuse påbegyndt inden 1/4 1976. Ligning (20) forklarer altså ikke-støttet byggeri, $fIhn1-.451$, 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, f.eks. p.g.a. en indkomststigning eller et rentefald, jf. (18) og (19).

Investeringsrelationen (20) har den egenskab, at en midlertidig stigning i f.eks. 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 mia.kr. i den aktuelle periode, vil effekten på $fIhn1$ de følgende perioder - når alene $fIhn1$ -relationen betragtes - være (i mia.kr.): .444, .197, .088, .039, ..., .444". 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 (lige som den første effekt kan synes for stor), men de kan fortolkes som en kapacitetseffekt: 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. I KSA+EH 24.03.87 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. Estimeringsresultatet 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 en særlig kraftig 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, fI_b , eller boliginvesteringer, fI_h , eller beskæftigede i bygge- og anlægssektoren, $Q_{ba}+Q_{bf}$, dels et udtryk for kapacitetsudnyttelsesgraden beregnet v.hj.a. "peak to peak"-metoden. Sidstnævnte metode gav intet resultat; fordelt lag af fI_b , fI_h eller $Q_{ba}+Q_{bf}$ gav et kønt estimationsresultat, men de kumulerede effekter af laggede investeringsændringer blev for store i multiplikatorløbsler. Ligning (20) overvurderer nettoinvesteringer i boliger med hhv. 2.7 og 1.2 mia.kr. i 1980-priser i 1985-86. Den store fejl i 1985 kan nok delvis forklares med strejken dette år. En anden forklaring kan være den utilfredsstillende modellering af kapacitetseffekter.

Afskrivninger på boliger fastlægges som knap 1% af primobeholdningen. Bruttoinvesteringer i boliger er summen af nettoinvesteringer og afskrivninger. Boligbeholdningen ultimo året bestemmes i en dynamisk definitionsligning af primobeholdning og nettoinvesteringer.

2. Historisk simulation og multiplikatorer

2.1. Historisk simulation

Der er foretaget en dynamisk simulation for perioden 1974-86 med forbrugs- og boligmodellen. Modellen, der ikke omfatter det dynamiske lineære udgiftssystem, er gengivet på den følgende side. Den svarer til de i afsnit 1 beskrevne ligninger. Dog er de to sidste ligninger

$$(21) \quad DJWcp4 = Yd7 - Yd7x - (Cp - Cpx) - (Ih - Ihx)$$

og

$$(22) \quad JWcp4 = JWcp4(-1) + DJWcp4$$

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 eller Ih er større end værdien i databanken, påvirkes formuen negativt (leddet $Yd7 - Yd7x$ har ingen betydning her, men har betydning for indkomstmultiplikatorerne, jf. afsnit 2.2). 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 2.2).

Resultatet af den historiske simulation er vist i tabel 4. Præfik M og D angiver hhv. modelgenereret værdi og absolut afvigelse i f.t. databankens værdi (observeret minus simuleret), medens R angiver relativ afvigelse. Alt i alt synes resultatet ret kønt. Modellen kører ikke af sporet. Som ventet er der dog ret store fejl i 1985-86, både i bolig- og forbrugsrelationerne.

M O D E L

INVESTERINGSDELEN

FIHV1 = .0099*KH(-1) \$
 RYDHF = .6*((YDH(-1)/U(-1))/(YDH(-2)/U(-2)) - 1) +
 .4*RYDHF(-1)\$
 LYDHDF = .25*LOG(YDH/PCP4XH) +
 .75*LYDHDF(-1) \$
 PHV = (.75*PHK(-1) + .25*PHK(-2)) * KPHV \$
 UIH = (1-TSADU1)*IWBZ + (TSADU1*TSDL*1.34*PHV/PHK +
 TSADU1(-1)*TSDL(-1)*1.34*PHV(-1)/PHK(-1))/2 \$
 PHK = EXP(-25.76 - 1.3725*LOG(KH(-1)) + 3.586*LYDHDF
 - 4.720*UIH + 2.140*RPHPF1 + 1.065*RYDHF
 + .09619*D72N) * PCP4XH \$
 PHGK = PHK/KPHKG \$
 FIHN1 = -21221 + .4441 * (FIHN1(-1) - .4510*NBS(-1)) +
 26242*(PHK/(.8*PIH+.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) \$
 WP@KPC = WP@P - WBQB - WTLF + WFLT + WPBKZ-WPBZ - WZBKR+WZBR
 + .6*WABK-WABZ-WOBZ-WSBZ-WRBZ \$
 WCP4 = PHK*KH + PCB*KCB2 + WP@KPC + JWCP4 \$
 CP = CP4 + PCB*FCB - PCB*FCB2\$
 FCP = CP/PCP\$
 DJWCP4 = (YD7 - YD7X) - (CP - CPX) - (IH-IHX)\$
 JWCP4 = JWCP4(-1) + DJWCP4\$

TABEL 4. HISTORISK SIMULATION 1974-86

	MPHK	DPHK	RPHK	MFIHN1	DFIHN1	RFIHN1	MKH	DKH	RKH	
1974	551531	007112	013064	20186.02	154.235	054087	461271.5	1154.234	002496	1974
1975	641514	001423	002223	17001.44	399.5454	022961	478273.4	1553.777	003238	1975
1976	707105	005512	007856	21596.43	5281738	000245	499869.4	1559.055	003100	1976
1977	798473	003485	004384	18164.11	710.7476	037658	518003.3	2269.501	004362	1977
1978	915069	007482	008110	19071.88	919.7065	048685	536007.7	3189.508	005915	1978
1979	1.037998	024331	024004	16422.88	568.9033	030747	555076.5	2620.602	004699	1979
1980	1.16041	016041	016041	12681.36	2111.085	147507	571490.9	5006.5156	000891	1980
1981	964761	010319	010812	8727.284	337.1215	398920	584224.4	3443.742	005347	1981
1982	920849	010814	010814	8063.666	466.5842	043632	592244.6	2977.275	005849	1982
1983	1.124040	005800	005134	11040.64	489.2134	050749	600971.5	2488.078	004879	1983
1984	1.308948	003709	002841	14258.08	489.2134	042430	612012.5	2488.078	004082	1984
1985	1.536929	028993	018975	17865.60	2976.857	260694	626270.6	5436.461	008757	1985
1986	1.753176	033176	019288	17865.60	2976.857	199940	644136.1	8413.312	013234	1986

	MFCB	DFCB	RFCB	MFCP4	DFCP4	RFCP4	MNCP4	DMCP4	RWCP4	DIJWCP	
1974	6710.193	466.9136	074787	192754.9	3105.896	016377	191426.4	1840.969	009710	1227.826	1974
1975	9169.527	314.0474	035473	199259.0	514.830	026488	230327.0	3740.121	015979	4185.258	1975
1976	9459.139	2334.661	181300	206717.0	925.9316	004459	274082.1	1233.605	004481	2487.718	1976
1977	9125.607	1044.721	204147	215964.8	532.2539	002523	328972.6	2919.859	008798	1474.492	1977
1978	9527.173	1044.412	086606	215964.8	2455.660	011501	405659.6	11262.953	027014	2825.192	1978
1980	6543.101	884.6571	089745	218444.6	1572.680	007252	422192.4	4620.180	010061	2958.632	1979
1981	7461.155	806.2098	125181	219556.6	5358.609	025302	485798.5	12482.883	025536	13422.52	1980
1982	11051.82	205.57122	022816	210744.8	3537.572	017075	485967.1	29422.858	057088	26846.66	1981
1983	13514.82	267.8237	022018	220329.1	5097.537	011533	623460.1	28802.80	044281	26806.37	1982
1984	14206.83	1875.370	116612	224769.3	1096.719	023685	888093.3	29802.80	038050	36775.86	1983
1985	16209.17	1079.225	062425	231100.6	5072.857	021479	994140.6	11622.14	012918	37836.78	1984
1986									000444	34406.44	1985

2.2. Multiplikatorer

Når det private forbrugs multiplikatorer m.h.t. obligationsrenten skal belyses, er det nødvendigt at simulere med forbrugs- og boligmodel under et, da rentens påvirkning af boligprisen - og dermed boligbeholdningen og dens værdi - er en meget betydelig del af den samlede formueeffekt af rentændringer. Påvirkningen fra bolig- til forbrugsmodel er altså central p.g.a. at formuen indgår i forbrugsbestemmelsen. Der er til gengæld ingen påvirkning den anden vej, når forbrugs- og boligmodellen betragtes isoleret, således at bl.a. indkomst og rente er eksogene.

Der er foretaget to forskellige typer af multiplikator-kørsler for at belyse den nye forbrugs- og boligmodels egenskaber. Først er der simuleret over perioden 1974-86 med forbrugs- og boligmodellen isoleret for at afdække de langsigtede egenskaber (modellen er her den der er beskrevet i afsnit 2.1). Dernæst er der simuleret over perioden 1980-86 med ADAM-maj87, både med endogen og eksogen obligationsrente. Den isolerede forbrugs- og boligmodel er også simuleret for denne kortere periode m.h.p. sammenligning.

2.2.1. Multiplikatorer 1974-86

Tabel 5-7 viser resultaterne af multiplikatoreksperimenter med forbrugs- og boligmodellen isoleret. I tabellerne angiver præfiks D og R hhv. absolut og relativ ændring i f.t. grundkørslen (jf. tabel 4 ovenfor); DiJWcp4 er forskellen mellem JWcp4 i hhv. multiplikator- og grundkørsel, og afspejler hvad ligning (21) og (22), der forbinder opsparingsoverskud og formue, betyder for formue- og dermed forbrugsmultiplikatorerne.

Tabel 5 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 mia.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 bestem-

melsen 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 fIhnl-relationen og det langsomme fald i phk-multiplikatoren. RKh i tabellen angiver boligstockens 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 (jf. EH 11.08.86).

Ændringer i bilkøb, DfCb, ses at være ret store og at svinge noget. Dette skyldes ikke formueudviklingen, men udviklingen i usercost, der aftager når fCb vokser, jf. afsnit 1.2. Eksogeniseres ucb fås en helt anden fCb-multiplikator. Den topper andet år med 318 mill.kr. og svinger fjerde til tretende år mellem 220 og 290 mill.kr.

Det samlede forbrug, 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 lang sigt. Holdes formuen, Wcp4, eksogen i det beskrevne multiplikatoreksperiment, vokser RfCp4 monotont mod den langsigtede indkomstelasticitet på .946, som nås efter ca. 10 år (efter 4 år er elasticiteten .903 og efter 7 år er den .940).

Den akkumulerede opsparingsændring, DiJWcp4, er negativ over perioden. Altså fører en permanent indkomststigning til en større stigning i boliginvesteringer og køb af forbrugsgoder.

Specifikationen af hvorledes opsparingsændringer påvirker formuen, jf. relation (21) og (22), kan måske diskuteres. Den virker stabiliserende på forbrugsmultiplikatorerne. For at vurdere betydningen heraf er der kørt en simulation svarende til den i tabel 5 viste, men hvor opsparingens påvirkning af formuen er holdt udenfor. Som ventet bliver formuen og forbruget større, men resultatet forrykkes dog ikke væsentligt.

Tabel 6 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 opsparingsoverskudet øges (jf. DiJWcp4), vil det relative formuefald blive mindsket og således også faldet i samlet forbrug og bilkøb. Multiplikatorerne for fCb og fCp4 er omtrent nul efter ca. 10 år. Boligstockens kvasi-elasticitet m.h.t. renten, jf. RKH, 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 boligstocken vokse og prisen på huse falde, jf. tabel 7. Den samlede effekt er, at boligformuen målt i løbende priser falder (sammenlign RKH og Rphk), hvilket afspejler at priselasticiteten i boligefterspørgslen numerisk er mindre end 1 (koefficienten til boligstocken er numerisk større end 1 i (19)). 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 simultaneiteten i bestemmelsen af fCb og ucb,

jf. ovenfor. Formuen falder lidt, da Kcb2 indgår i denne, og fCp4 falder dermed også svagt.

2.2.2. Multiplikatorer 1980-86

Med henblik på at analysere samspillet mellem forbrugs- og boligmodellen og resten af ADAM-maj87, er de foranstående multiplikatoreksperimenter gentaget for perioden 1980-86.

Tabel 8a 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 5. Tabel 8b viser hvad der kan anses for at være et tilsvarende eksperiment med ADAM-maj87.¹⁵ Det er her valgt at mindske Sdp1, andre personlige indkomstskatter, med $\sqrt{(.01*Yd7*.01*Ydh)}$.¹⁶

Der er to forhold, som er afgørende for de forskellige multiplikatorvirkninger i tabel 8a og 8b. 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.

¹⁵Standard-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=.5.

¹⁶I mill.kr. er faldet i Sdp1 de syv år: 2212, 2423, 2779, 2956, 3122, 3160 og 3311.

TABEL 8. INDKOMSTMULTIPLIKATORER

A. FORBRUGS- OG BOLIGMODEL ISOLERET: YÅR OG YÅH + 1% ALLE ÅR

	MPHK	DPHK	RPHK	MEIHN1	DFIHN1	RFIHN1	MKH	DKH	RKH	
1980	1.01179228	.0091160	.0090081	16209.58	191.2891	.01119442	573906.8	191.2891	.000333	1980
1981	.9818994	.0218669	.022780	12932.44	326.7266	.042458	586839.3	718.0156	.001225	1981
1982	.9374119	.020560	.022422	8492.053	427.3583	.079769	595333.1	1345.375	.002265	1982
1983	1.1450111	.0235439	.023210	9289.802	427.4617	.085341	604621.1	2075.836	.003445	1983
1984	1.334560	.030272	.023324	11710.00	820.5503	.075353	616331.1	2898.383	.004722	1984
1985	1.588211	.036200	.023324	15012.84	894.1245	.063329	631344.0	3790.508	.006040	1985
1986	1.7884776	.040178	.022981	18693.57	958.2610	.054031	650037.5	4748.773	.007359	1986
	MFCB	DFCB	RFCB	MFCP4	DFCP4	RFCP4	MMCP4	DMCP4	RMCP4	DIJWCP4
1980	7208.282	345.4218	.050332	216817.1	1329.154	.006168	498214.4	6183.387	.012567	504.5020
1981	6341.556	494.5210	.084576	11271.1	2465.785	.009333	498190.4	13941.934	.026079	-86.16357
1982	8146.644	632.3000	.084144	213279.2	2463.143	.011697	506940.0	12886.73	.026084	-1392.048
1983	11490.18	540.6273	.049374	214988.3	2347.143	.011038	647675.9	16086.27	.025469	-3751.220
1984	137743.96	353.3757	.026390	222804.6	2414.952	.010978	780991.1	19566.12	.025484	-3118.203
1985	14407.91	256.6418	.018136	22282.1	2467.008	.010978	1030308.43	24360.79	.027181	-5118.203
1986	16476.94	267.9344	.016530	23710.3	2567.008	.011106	1030308.43	28314.87	.026243	-6767.874

B. ADAM, MAJ 1987: Sep1 ÷ V.01*YÅ7*.01*YÅH

	PHK	FHKN1	KH
	SIMULERET	FORSKEL	%
1980	1.004	.006	.6
1981	.936	.019	2.1
1982	.867	.014	1.7
1983	.983	.011	1.2
1984	1.093	.007	.6
1985	1.339	.007	.5
1986	1.454	.004	.3

	FCB	FCP4	MCP4
	SIMULERET	FORSKEL	%
1980	7369.487	386.849	5.3
1981	5563.265	544.533	9.8
1982	4570.945	901.506	20.0
1983	5880.304	1564.018	26.6
1984	6880.420	2435.812	35.4
1985	8177.476	2653.375	32.5
1986	12298.864	1151.958	9.4

Stigningen i boligprisen er i andet år næsten lige så stor i tabel 8b som i tabel 8a, 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.

Fra tredje år vokser bilkøbet langt mere i tabel 8b end i tabel 8a. 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 bankuddånsrenten, 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 topet først i 1985, hvor den er 10 gange så stor som i tabel 8a! Denne uplan-sible fcb-multiplikator må ses på baggrund af, at den tilsvarende grundkørsel er løbet af sporet: Den simulerede værdi for Yd7 er 41 mia.kr. for lav i 1986, Wcp4 er 113 mia.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 mia.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 usercost og dermed en stigning i bilkøbet o.s.v. Destabilitets- og simulantitetsproblemet 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.

Formuen. Værdien af boligbeholdningen stiger mindre i kørslen svarende til tabel 8b; 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 nettoforordninger hvervelse.

Tabel 9a og 9b viser effekterne af en stigning i obligati-
tionsrenten på 1 procentpoint i hhv. forbrugs- og boligmodellen
isoleret og ADAM-maj87 med eksogen rente. Sammenlignes tabel 9a
med tabel 6, ses at den relative ændring i boligprisen og den
absolulte ændring i boliginvesteringerne i tabel 9a i høj grad
ligner udviklingen de syv første år i tabel 6. Til gengæld af-
tager multiplikatorerne for formue og dermed for bilkøb og sam-
let forbrug væsentligt hurtigere i tabel 9a.

Sammenlignes tabel 9a og 9b ses, at påvirkningen af phk og
dermed fhnl er lidt kraftigere de første to år i ADAM-maj87
(med eksogen rente) end i forbrugs- og boligmodellen for sig.
Derefter giver ADAM mindre multiplikatorer for phk og fhnl.
Denne forskel skyldes udviklingen i det udtryk for disponibel
indkomst, Ydh, der indgår i bestemmelsen af boligefter-
spørgslen. 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 modsatrettede ef-
fekt, at nettorentudgifterne i den private ikke-finansielle
sektor (eksklusive pensionskasser m.v.) falder.

Multiplikatorer for fcb er langt størst i ADAM-maj87,
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 (jft.
ovenfor). Det samlede forbrug aftager mere de første tre år i
tabel 9b end i tabel 9a, hvilket skyldes at Yd7 aftager og
priserne vokser lidt. Derefter øges forbruget i tabel 9b fordi
formuen vokser. Formueforøgelsen skyldes bl.a. de faldende pri-

TABEL 9. lwbe + .01 ALLE ÅR

A. FORBRUGS- OG BOLIGMODEL ISOLERET

	MPHK	DPHK	RPHK	MECP4	DFCP4	RFCP4	MWCP4	DWCP4	RWCP4	DIJWCP4	
1980	9836770	025098	024880	15490.59	-527.7017	032944	573187.8	-927.7031	000920	1980	
1981	937222	023800	023772	11707.12	-498.5975	054312	584895.8	-1326.297	002092	1981	
1982	897356	019590	021272	7178.830	-685.8650	087208	592073.8	-1912.156	003219	1982	
1983	1.098881	020690	018481	7885.056	-674.2847	078778	599958.8	-2586.437	004293	1983	
1984	1.282808	021480	016468	10235.84	-453.6147	040023	610194.7	-3240.055	005282	1984	
1985	1.528777	023235	015476	13789.11	-632.6047	060026	623680.3	-3672.656	006171	1985	
1986	1.724347	023951	013699	17117.55	-617.7654	034833	640798.3	-4490.422	006959	1986	
1980	6862.860	0	018945	215487.9	-608.3945	0	480805.7	-11225.531	022814	1980	
1981	5736.264	0	016006	208709.6	-379.5449	001611	474936.4	-9312.516	019231	1981	
1982	7394.068	0	006941	210477.9	-145.0801	008682	487088.8	-6964.422	014097	1982	
1983	10873.53	0	001617	212496.1	-1.753859	000008	626313.2	-5276.391	008354	1983	
1984	13368.93	0	000407	220388.2	-30.27539	000135	755681.3	-5745.609	007556	1984	
1985	14145.51	0	000069	224783.8	-4.353516	000019	891268.4	-4974.562	005550	1985	
1986	16207.88	0	000069	231139.0	-4.353516	000019	997048.6	-5481.414	005468	1986	

B. ADAM, MAJ 1987 (MED EKSOGEN lwbe)

	PHK	FIHN1	KH
	SIMULERET	FORSKEL	%
1980	990	026	-2.5
1981	935	023	-2.4
1982	880	016	-1.8
1983	1.062	008	-0.8
1984	1.198	002	-0.2
1985	1.361	002	-0.1
1986	1.484	006	0.4

	FCB	FCP4	MCP4
	SIMULERET	FORSKEL	%
1980	6977.687	-16.070	-0.2
1981	5007.998	-204.256	-4.1
1982	3950.464	-320.937	-8.1
1983	5303.572	-484.838	-9.1
1984	6896.203	-480.912	-7.0
1985	8839.993	-278.481	-3.1
1986	12348.158	96.201	0.8

vate nettorentendgifter og de mindre erhvervsinvesteringer, som øger den private sektors nettofordringserhvervelse. Der er også forsøgt kørt Iku-multiplikatorer (via J-ledet i ADAM-ma87, men modellen har ikke konvergeret, hverken med endogen eller eksogen obligationsrente. Et eksperiment med åbning af statens obligationsudbud er også forsøgt, men heller ikke her konvergerede modellen.

Bilag I. Data for nominal rente og restløbetid for obligationer

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

- (1) Renter af cirkulerende obligationer
- (2) Cirkulerende masse af fastforrentede obligationer ultimo regnskabsåret (restsæld på udestående lån)
- (3) Afdrag ved udtækning (ordinære afdrag)
- (4) Cirkulerende masse af indexobligationer ultimo regnskabsåret

I relation til beregningen 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 I viser data 1983-86.

Tabel I. Data til beregning af $iwbn$ og nwr (mill.kr.)

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

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

$$iwbn = [(1) - \text{Index}] / [(2) + (2)^{-1} / 2]$$

hvor renter af indexobligationer beregnes som

$$\text{Index} = \text{index} * \text{indexfaktor} * [(4) + (4)^{-1}] / 2$$

hvor $index$ er nominal rente på indexobligationer, 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 n er:

$$y/a = (1+i)^n \ln(1+i) / \ln(1+i/a) - 1$$

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

$$n = \ln(1 + [(1+i)^n - 1] / \ln(1+i/a)) - 1$$

Tabel 2 viser værdierne for indexfaktoren, $Tindex$, iwb og nwb 1983-86.

Tabel 2. Data for gennemsnitlig nominal rente og restløbetid

	indexfaktor	$Tindex$	iwb	nwb
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) Indexfaktor, kreditor, restgæld/obligationer pr. 30/6, jf. Københavns Fondsbørs: Officiel kursliste.

Tal for iwb og nwb fra 1955-83 er taget fra Nationalbankens databank NATAN (jf. EH 04.11.86, s.3). 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, nwb , for disse sammen-satte 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 (medens

Jf. Blongren-Hansen og Knøsgaard: "Bolligmarkedet i den pengepolitiske transaktionsmekanisme", Danmarks Nationalbank, 1977, bilag 1.

real kredittobligationernes restløbetid falder fra 19.7 til 16.0 i samme periode). Dette er naturligvis udtryk for et meget stort skøn, men der arbejdes i øjeblikket på at udnytte data-banksystemet for FINDAN-banken til at beregne en bedre serie for nwpb.

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. En sådan model-relation vil især være en fordel i lange simulationer, hvor iwbz ændres markant i f.t. den historiske værdi. Restløbetiden nwpb kan muligvis også endogeniseres, idet den afhænger af den relative andel af realkredit- og statsobligationer.

Bilag 2. Data for den reelle lejeværdiprocent

Data for phv - vurderingsprisen for huse, der danner grundlag for beregning af lejeværdi

Fra tabel 6.2 i Michael Møllers lic-afhandling¹ kan følgende vurderingsprisindeks for identiske enfamiliehus konstrueres:

Tabel 1. Index for vurderingspris

Alm. vurdering nr.	År	Index (1945=100)
10	1945	100
11	1950	138
12	1956	206
13	1960	282
14	1965	541
15	1969	768
16	1973	1121
17 (kontantpris)	1977	2007
	1981	1887

¹ "Det danske boligmarked", Institut for Finansiering, Handelshøjskolen i København, 1983.

Ud fra dette index og tabel 6.1 hos Michael Møller udregnes det i tabel 2 viste prisindex, der har dannet grundlag for beregning af lejeværdi. Tallene for 1983-86 er beregnet ud fra SE, 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 (index 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 Index (1945=100) Index (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

Lejeværdiprocenen, tsd1

er for 1948-82 givet i Michael Møllers tabel 6.1. For 1983-86 findes procenen (2.5 for alle disse år) i DS-publikationen "Skatter og afgifter - Oversigt 1986", tabel 5.8, løbenr. b.2 (den lave procensts).

Serien $tsdl*phv/phk$ er ikke den reelle lejeværdiprocet, da både phv og phk er index med værdien 1 i 1980. For at få den reelle lejeværdiprocet 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

$$1.35 * (\text{kontantpris 1. halvår 1977}) / (\text{kontantpristfaktor 1. halvår 1977})$$

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" (Statskattedirektoratet). Nævneren er lig .693, jf. Blomgren-Hansen og Knøsgaard: "Boligmarkedet i den pengepolitiske transmissionsmekanisme", Nationaløkonomisk tidsskrift, 1978, s.277. Tages der endvidere hensyn til, at salgspriserne i 1. halvår 1977 (ifølge Statskattedirektoratet) lå ca. 7% over 16. alm. vurdering fås den ønskede parameter:

$$.93 * 1.35 * .737 / .693 = 1.34$$

Ganges denne parameter på $tsdl*phv/phk$ fås samme serie for den reelle lejeværdiprocet, som hos Ellen Andersen ("Beregning af ejerboligers ydelsespris", 22.05.86) og Michael Møller. Niveaueet i 1980 bliver således $1.34 * 1.7\% = 2.3\%$.

1 For variabeldefinition og grundlæggende modelbeskrivelse henvises til dette notat. Det skal dog bemærkes, at ydelses- og beholdningsudtryk for FCV (øvrige variable) nu er beregnet ud fra FCV- $0.05 \times \text{EET}$ i stedet for FCV, hvilket ændrer makroforbrugs-formuendtryk lidt.

1. Kapitalgevinsten. Pesaran og Evans' model, hvor kapitalgevinsten har en direkte indkomsteffekt på forbruget, er den af de modeller, der er beskrevet i EH 23.2.87, som alt i alt fittede bedst i estimations- og fremskrivningsperioden. Problemet med modellen er imidlertid, at nogle af dens koefficienter er svære at fortolke: "konstantleddet" (α) er meget stort og

måde. I afsnit 2 beskrives resultaterne af at anvende en to-trins-estimationsmetode, hvor man i første trin estimerer langsigts-relationen mellem forbrug, formue og indkomst, og i andet trin estimerer de parametre, der vedrører tilpasningen på kort sigt. Denne metode viser sig at være særdeles anvendelig: det lykkes at estimere en relation, som har kønne langsigtssegenskaber, som fittede godt (også i de seneste år), og hvor formuen indgår på en fornuftig måde.

I afsnit 5 i det foregående notat, modellen er karakteriseret ved, at kapitalgevinsten har en direkte indkomsteffekt på forbruget. Afsnit 1 nedenfor omhandler den model, der blev beskrevet i for det samlede forbrug, hvor formuen indgår som regressor. taterne af nogle flere forsøg på at estimere en relation "Makroforbrug og formue" fra 23.2.1987, 1 beskriver resultatene af nogle flere forsøg på at estimere en relation for det samlede forbrug, hvor formuen indgår som regressor. Dette papir, der ligger i forlængelse af mit notat

MAKROFORBRUG OG FORMUE II

9. april 1987
EH/ch

Danmarks Statistik
20. kontor

koeficienterne til (forbrugskvoterne m.h.t.) kapital-
gevinster på obligationsbeholdning og -gæld er numerisk
meget store.

Det sidste problem kan dog løses ved at lade
kapitalgevinster på netto-obligationsbeholdningen indgå i
stedet for kapitalgevinster på beholdning og gæld hver for
sig: $ZBN = ZB - ZBG$. Estimationsresultatet er vist i første
søjle i tabel 1, idet α_{31} betegner koeficienten til
kapitalgevinster på nettoobligationsbeholdningen, og vari-
ablerne i øvrigt er defineret som beskrevet på side 22 i EH
23.2.87 (kapitalgevinster på obligier er beregnet på
grundlag af hele boligstocken; kapitalgevinster på obliga-
tionsbeholdninger i pensionskasser m.v. er ikke med i G).²
Som det ses, reduceres koeficienten til kapitalgevinster
på obligationer betydeligt i forhold til koeficienterne på
ca. 0.6 og 0.3 i tabel 7 i EH 23.2.87. Koeficienten er nu
0.15. Det kan måske umiddelbart synes besynderligt, at α_{31}
ikke ligger et sted mellem α_{32} og $|\alpha_{33}|$. Men der er ingen
mystik i dette, som det fremgår af taleeksemplet i tabel 2,
hvor obligationsgælden (PBK) antages at være tre gange så
stor som beholdningen (PBK)', hvilket har været typisk for
størstedelen af estimationsperioden.

² Tal i parentes i denne og de følgende tabeller er
t-værdier.

Det er klart, at andre værdier for α_{3B} og α_{3B} er forenelige med $\alpha_{3B} = .15$, $\alpha_{3B} = .3$ og $\alpha_{3B} = .2$, eller $\alpha_{3B} = \alpha_{3B} = .15$. Da korrelationskoefficienten mellem kvasi-differensen til kursgevinster på obligationsbehold-

Beholdning	100.0	300.0	-200.0
Kursgevinst ved kurs-	10.0	-30.0	-20.0
stigning på 10%	10.0	-30.0	-20.0
Forbrugskvot ($\alpha_{3B}, \alpha_{3B}, \alpha_{3B}$)	.6	.3	.15
Effekt på forbrugset:	6.0	-9.0	-3.0

Tabel 2. Kursgevinster på obligationer brutto og netto.

1) C (g) angiver steady state forbrugskvoten ved vækstrate på g%.
 2) Enkeltpåperiode-forudsigtelsesfejl; fejl på procentvis årlig stigning (observeret-forudsagt).

	S	DW	C(1)	C(4)	Fejl 802)	α_{3B}	α_{3B}	α_{3B}	α_2	1- α_1	α_0
86	.0090	1.66	.92	.77	.1	(3.5)	.067	.15	.082	.71	120853
85	1.8	1.75	.94	.81	.1	(3.6)	.094	.16	.11	.71	115867
84	-1.8	-1.6	-1.6	-1.6	-1.6	(3.3)	.065	(4.8)	.081	(11.4)	124421
83	.3	.3	.1	.1	.1	(3.4)	.09	(4.1)	.11	(10.6)	120181
82	.1	.2	.1	.1	.1	(3.5)	.09	(4.6)	.11	(11.2)	113276
81	.9	.9	.9	.9	.9	(4.2)	.089	(4.2)	.089	(9.4)	
80	.1	.1	.1	.1	.1	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
79	.79	.79	.79	.79	.79	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
78	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
77	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
76	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
75	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
74	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
73	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
72	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
71	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
70	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
69	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
68	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
67	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
66	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
65	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
64	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
63	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
62	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
61	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
60	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
59	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
58	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
57	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
56	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
55	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
54	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
53	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
52	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
51	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
50	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
49	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
48	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
47	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
46	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
45	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
44	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
43	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
42	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
41	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
40	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
39	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
38	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
37	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
36	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
35	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
34	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
33	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
32	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
31	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
30	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
29	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
28	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
27	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
26	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
25	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
24	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
23	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
22	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
21	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
20	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
19	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
18	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
17	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
16	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
15	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
14	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
13	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
12	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
11	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
10	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
9	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
8	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
7	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
6	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
5	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
4	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
3	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
2	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	
1	.93	.93	.93	.93	.93	(5.5)	.69	(5.5)	.69	(5.5)	

Tabel 1. Estimationsresultat for model med kapital-gevinster (n = 1958-83).

ning og -gæld er meget stor (-.98), er der alvorlig multi-kollinearitet, når kapitalgevinsten på beholdning og gæld indgår hver for sig, og der er derfor ingen grund til at tro på de tidligere forbrugskvote-estimater på henholdsvis .6 og .3.

I anden søjle i tabel 1 er vist estimationsresultatet, hvor kun kapitalgevinsten på ejerboliger indgår i ZH og G. Estimationsresultatet er her lidt bedre. Koefficienterne til formue og kapitalgevinsten på boliger bliver som ventet lidt større. Ellers ligner koefficienterne dem fra første søjle.

Søjle 3 og 4 i tabel 1 svarer til de to første bortset fra, at kapitalgevinsten på obligationsbeholdninger i pensionskasser m.v. indgår i G (laggede kapitalgevinsten). Estimatene er stort set de samme som i de to første søjler. Overvurderingen af forbruget i 1984 er mere markant, medens undervurderingen i 1985-86 er mindre.

Da obligationsgælden vedrører boliger kan man argumentere for, at man burde beregne nettokapitalgevinsten på boliger som $ZH-ZBG$, og så lade kapitalgevinsten på obligationsaktiviteter (ZB) indgå selvstændigt. Foretages en sådan estimation bliver koefficienten til ZB dog insignifikant (med forkert fortegn). Man kan derfor i stedet slå alle kapitalgevinsten sammen i et udtryk $ZN = ZH + ZB - ZBG$. Sidste søjle i tabel 1 viser resultatet af en sådan estimation (ZH er beregnet på grundlag af hele boligstocken K_h , og kapitalgevinsten på obligationsbeholdninger i pensionskasser m.v. indgå lagget, således at specifikationen svarer til tredje søjle). Estimatene af α_0 , α_1 og α_2 er omtrent lig dem i tredje søjle. Koefficienten til de aktuelle nettokapitalgevinsten, α_{31} , er mindre end α_{31} i de øvrige estimationer, og mindre end "koefficienten til formuen", α_2 . Standardafvigelsen er lidt større end i de øvrige estimationer, men DW til gengæld kønner.

Da kapitalgevinsterne på boliger og nettoobligationsaktiviteter er ret tæt korrelerede (korrelationskoefficient

- .7), er det sidste estimationsresultat nok mest robust. Denne numerisk store korrelationskoefficient er også forklaringen på det relativt lille estimat til α_{33} : Når renten falder, vokser kontantprisen på huse, men også kontantværdien af netto-obligationsgælden. Det ændrer ikke meget ved estimationsresultaterne, hvis kapitalgevinsten på pensionskassers obligationsbeholdninger får mindre vægt. Det giver dårlige resultater at medtage nettorentelåntagter (Tippl) og/eller restindkomst i boligbenyttelse (Yrh) i den disponible indkomst (Ydd).

Estimationsresultaterne i tabel 1 er fremkommet ved at estimere kvasi-differens-ligningen i opsparringskvoten svarende til (18) i EH 23.2.87. Denne estimationsligning er ret svært gennemskuelig, og det gælder i endnu højere grad efter omskrivning til en fcp5-relation.

Hvis heteroskedasticitetsproblemet ikke er stort, kan man foretage en kvasidifferens-transformation af den grundlæggende relation (15) direkte i stedet for først at omskrive (15) til en relation i opsparringskvoten. Derved bliver estimationsligningen mere gennemskuelig:

$$(18^*) \quad C-\theta C(-1) = \alpha_0(1-\theta) + \alpha_1(Y-\theta Y(-1)) + \alpha_2(p(Y-C)+G)(-1)/p + \alpha_3(Z_j - Z_j(-1))/p$$

hvor $\theta = p(-1)/p$. Estimeres (18*) med alle kapitalgevinstresultat, som svarer meget nøje til det i sidste søjle i tabel 1:

$$\alpha_0 = 111238(5.4) \quad \alpha_1 = .30(3.8) \quad \alpha_2 = .084(4.6) \quad \alpha_{33} = .047(2.5)$$

$$n = 1958-83 \quad s = 1932 \quad s/\sqrt{fcp5} = .0113 \quad DW = 1.92$$

Forbrugsvæksten forudsiges med fejl på under 1 procentpoint i alle år i 1980'erne undtagen 1984, hvor fejlen er 2.2 procentpoint.

Relation (18*) er blevet estimeret med alternative lag for fcb, fcv og ydr. Afkortes lagget i ydelsesudtrykkene for fcb og fcv til 5 perioder, fås lidt større kortsigtet

forbrugskvote og lidt større koefficienter til "formue" og kapitalgevinster, og regressionsens standardafvigelse øges med ca. 5%. Undlader man helt at lade fcv repræsenterer ved et ydelsesudtryk, fås en kortsigtet forbrugskvote på ca. 4, og standardafvigelsen øges yderligere. Estimationsresultatet ændres ikke meget ved at fjerne lagget i ydr, men forværes noget, hvis ydr lagges mere.

2. Co-integration.

Estimationerne af den simple livscykelteori i afsnit 4 i EH 23.2.87 led under, at der manglede noget dynamik, og estimationerne af error-correction specificationer med formue i afsnit 6 havde det problem, at det laggede forhold mellem formue og indkomst ikke blev signifikant.

Begge problemer kan afhjælpes ved at benytte den to-trins-estimation, som er beskrevet af Engle og Granger:³⁾ Først estimeres den langsigtede sammenhang mellem variablerne i en niveaurelation; dernæst estimeres en ændringsspecifikation, hvor de laggede residualer fra den første estimation indgår som et fejlkorrrektionsled. En fordel ved denne metode i forhold til den "sædvanlige" måde at estimere error correction modeller på er, at den langsigtede ligevægtrelation mellem variablerne i niveau estimeres uafhængigt af den dynamiske kortsigtede tilpasning, og således formodentlig bestemmes bedre. Metoden kræver, at variablerne er integreret af første orden (d.v.s. at niveauerne ikke er stationære, hvilket er opfyldt, hvis der er trend i variablerne, og at ændringerne er stationære). Dette testes i bilag 1. Det accepteres, at variablerne er integreret af første orden, omend denne accept måske er lidt tvivlsom.

³ "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica*, marts 1987, s. 251-76.

2.1 Linear model.

Estimation af den simple livscykelmodel i niveau giver

$$(1) \text{fcps} = .81 \times \text{ydd} + .055 \times \text{ap1}$$

$$(47)$$

$$(5.8)$$

n = 1957-83 s = 3626 DW = .81 R² = .99

hvor variablerne er defineret som i RH 23.2.87 bortset fra, at der i den private sektors finansielle netstilling, PFNK, som udgør en del af formuen, AP1, er fratrukket 40% af ABK, obligationsbeholdningerne i pensionskasser m.v. Begrundelsen for dette er, at pensionsudbetalingerne beskattes. Medtages et konstantled i (1) bliver dette klart insignifikant (t-værdi -.2), og det ændrer praktisk taget ikke estimationsresultatet i øvrigt.

(1) kaldes co-integrations-regressionen, da man via de estimerede parametre finder co-integrationsvektoren α :

(fcps, ydd, AP1) er co-integreret af orden (1,1), hvis de enkelte komponenter er integreret af første orden, og der findes en vektor α , så $z = (\text{fcps}, \text{ydd}, \text{AP1}) \times \alpha$ er integreret af orden 1-1=0.

I (1) er estimeret co-integrationsvektoren $\alpha' = (1, -.81, -.055)$. Co-integrationsregressionen (1) kan fortolkes som en estimation af den langsigtede ligevægtssammenhæng mellem variablerne, hvor der ikke tages hensyn til kortsigtet dynamisk tilpasning.

Før vi går videre, må det testes, om der er co-integration, d.v.s. om residualerne fra (1) er stationære. Dette kan testes ved hjælp af Durbin-Watson teststrørelsen. Hvis residualerne ikke er stationære, vil DW være tæt ved nul. Hvis DW er tilstrækkeligt stor, vil man forkaste hypotesen om, at der ikke er co-integration. Den kritiske værdi for DW er .39 henholdsvis .51 ved test på 5% hen-

* Jeg er blevet opmærksom på dette forhold ved at læse Anders Møller Christensens notat "Det private forbrug", 19.2.87, Danmarks Nationalbank.

holdsviis 1% niveau. Så vi accepterer, at der er co-integration i (1).

Estimation af (1) var første trin. I andet trin estimeres en error correction model, hvor residualerne fra (1):

$$\hat{z} = fcp5 - .81*Ydd - .055*AP1$$

Indgår lagget som en fejlkorrektions-variabel. Fortolkes (1) som langsigtet ligevægts sammenhængen mellem forbrug, indkomst og formue, kan residualerne z fortolkes som afvigelser fra denne ligevægt.

I tabel 3 er vist estimationsresultater for forskellige error correction specificationer (D angiver ændringer). I første søjle er foruden konstantled og fejlkorrektionsled kun medtaget ændring i Ydd og $AP1$ som forklarende variable. Alle koefficienter er signifikante, men den lave værdi af DW tyder på autokorrelation. At der er autokorrelation bekræftes ved et F-test og et LM-test. F-test-størrelsen testes for autokorrelation op til tredje orden og beregnes som

$$[(SSR_1 - SSR_2) / 3] / [(SSR_2) / (n - k - 3)],$$

hvor SSR_1 er residual-kvadrat-summen, k antallet af estimerede parametre, n antal observationer og SSR_2 residualkvadrat-summen i hjælpe-regressionen, hvor de

5 Jf. Engle og Grangers artikel. Disse kritiske værdier gælder, når der er en forklarende variabel og 100 observationer. Der nævnes seks andre måder at teste co-integration på, bl.a. den, der er beskrevet i bilag 1, men DW-testet er nemt og blandt de bedste.

Tabél 3. Error correction estimationer af linjær livscykelmodel.

	1	2	3	4	5	6	7	8
Konstant	1463	401	366	568				
Z(-1)	(2.6)	(.5)	(.5)	(.8)				
DYdd	(3.2)	(2.5)	(1.5)	(1.2)				
DYdd	.43	.44	.43	.48				
DAP1	(5.9)	(6.5)	(6.2)	(6.2)				
DAP1	.068	.047	.045	.049				
Dfcp5(-1)	(3.7)	(2.3)	(2.2)	(2.5)				
Dfcp5(-1)	.26	.16	.13	.20				
DYdd(-1)	(1.9)	(1.0)	(1.2)	(2.2)				
DYdd(-2)			.048	(.66)				
n	58-83	59-83	58-83	59-83	58-83	59-83	59-83	58-83
s	2042	1957	1935	1924	1923	1898	1907	1907
s/fcps	.012	.012	.012	.011	.011	.011	.011	.011
DW	1.24	2.00	1.85	1.57	2.13	1.97	1.62	1.62
R ²	.72	.77	.78	.78				
F-test	5.1	2.3	1.3	1.7	1.2	.7	1.3	1.3
LM	11.1	6.6	3.7	4.4	3.2	1.6	2.7	2.7
Fel1 80	-1.5	-1.2	-1.0	-.9	-1.1	-.9	-.6	-.6
81	-.7	-.2	-.2	-.3	.0	.1	.1	.1
82	-.4	.2	.2	.1	.3	.4	.4	.4
83	-.5	-.2	-.5	-.7	-.0	-.4	-.5	-.5
84	-2.1	-1.1	-1.0	-1.3	-.9	-.8	-1.2	-1.2
85	-.0	.8	1.1	1.1	1.0	1.3	1.4	1.4
86	1.0	1.0	1.5	1.8	1.0	1.5	2.0	2.0

estimerede residualer fra "tabel-regressionen" forklares af de samme højresidevariable plus 3 perioders laggede estimerede residualer.⁶ Test-størrelsen er F-fordelt med (3,n-k-3) frihedsgrader. Med de her relevante værdier af n og k er den kritiske værdi godt 3 på et 5% niveau.

LM-teststørrelsen beregnes som $n \cdot R^2$, hvor n er antal observationer fra "tabel-regressionen" og R^2 er taget fra hjælperegressionen. LM er asymptotisk χ^2 -fordelt med 3 frihedsgrader. Den kritiske værdi er 7.8 på et 5% niveau.

Disse to teststørrelser er angivet for alle tabellens estimationer, da DW enten ligger i det grå område eller der indgår en lagget endogen på højresiden (og DW derfor er biased mod 2).

⁶ Et sådant test for autokorrelation anbefales frem for andre test, heriblandt LM-testet, i Kiviet: "On the Rigour of some Misspecification tests for Modelling Dynamic

Det ses at søjle 2-4, at estimationresultatet forbedres ved at medtage lagget forbrugs- og/eller indkomstændring. Der er så ikke længere auto-korrelation. Til gengæld bliver konstantleddet insignifikant. I søjle 5-7 er derfor vist resultatet af at estimere uden konstantled. Det ses at, hvis den laggede indkomstændring indgår som regressor bliver fejlkorrrektions-leddet insignifikant, uanset om $DFCP5(-1)$ indgår eller ej (det gælder også uanset, om $DYDD(-2)$ indgår).

Alle relationerne har rimelige forudsigelser for 1980'erne. Alt i alt er relationen i 5. (eller 2.) søjle bedst.

De laggede residualer for co-integrationsregressionen, $Z(-1)$, repræsenterer en binding på, hvorledes de laggede niveauer indgår i relationerne i tabel 3. Estimeres frit, d.v.s. hvor $FCP5(-1)$, $YDD(-1)$ og $AP1(-1)$ indgår som tre selvstændige regressorer, fås mindre standardafvigelse (hvilket man også kunne forvente) og forkert fortegn på koefficienten til $AP1(-1)$. Dette kan forklores på to måder: Enten at den binding $Z(-1)$ repræsenterer ikke er rimelig, eller at man ikke i en og samme relation kan estimere den langsigtede sammenhæng mellem niveauer og den kortsigtede dynamiske tilpasning (givet et begrænset antal observationer). Den sidste forklaring er selvsagt i overensstemmelse med co-integrationsmetodens ide.

Ligningen svarende til femte søjle kan skrives

$$DFCP5 = -.28 * [FCP5(-1) - .81 * YDD(-1) - .05 * AP1(-1)] + .48 * DYDD + .046 * DAP1 + .31 * DFCP5(-1)$$

$$\langle = \rangle \quad FCP5 = 1.03 * FCP5(-1) - .31 * FCP5(-2) + .48 * YDD - .25 * YDD(-1) + .046 * AP1 - .031 * AP1(-1)$$

To forhold skal bemærkes. For det første er denne 2.-ordens differensligning stabil (jf. Sydsæter II, s. 417), omend det måske ikke er kønt, at koefficienten til $FCP5(-1)$ er større end 1. For det andet er det klart, at ligningen ikke reproducerer (1) i steady state med mindre der er nulvækst; det betyder, at (1) ikke angiver steady state

relationen mellem forbrug, indkomst og formue, men højst en første approksimation til denne.

2.2 Log-linear model.

specificeres co-integrationsligningen log-lineært fås følgende resultat:

$$(2) \quad \text{LFCP5} = .23 + .83 \cdot \text{LYDD} + .14 \cdot \text{LAP1} \quad (.4) \quad (9.8) \quad (3.3)$$

$n = 1957-83, \quad s = .022, \quad \text{DW} = .72, \quad R^2 = .99$

L angiver naturlig logaritme. Formueelasticiteten på .14 er i overensstemmelse med en koefficient i den lineære model på .055, når formuen er 2-3 gange så stor som forbrugt. Det accepteres, at logaritmen til variablene er integrerede af 1. orden, jf. bilag 1, og at der er co-integration af orden (1,1), jf. den relativt høje værdi af DW.

Ligning (2) er af formen

$$\text{FCP5} = C \cdot \text{YDD}^{\beta} \cdot \text{AP1}^{\alpha}$$

Hvis restriktionen $\beta = 1 - \alpha$ indføres fås

$$\text{FCP5/YDD} = C \cdot (\text{AP1/YDD})^{1-\beta}$$

hvilket netop var udgangspunktet for error-correction/integral kontrol specifikationerne i afsnit 6 i EH 23.2.87. Estimeres under denne restriktion fås

$$(3) \quad \text{LFCP5} = -.15 + .89 \cdot \text{LYDD} + (1-.89) \cdot \text{LAP1} \quad (16.8) \quad (50.4)$$

$n = 1957-83, \quad s = .022, \quad \text{DW} = .81, \quad R^2 = .99$

Indkomstelasticiteten er lidt større og formueelasticiteten lidt mindre end i (2). (Det giver naturligvis de samme parameterestimer, hvis (3) estimeres ved OLS på formen $\text{LFCP5-LYDD} = \text{konst} + (1-\beta) \cdot (\text{LAP1-LYDD})$). Et F-test accepterer klart hypotesen $\alpha = 1-\beta$.

Tabel 4 viser resultatet af error correction estimationer ud fra henholdsvis (2) og (3). I de fem første søjler er fejlkorrrektionsvariablen således givet ved

Tabel 4. Error correction estimationer af log-linear model.

Co-int.-1ign.	Uden restriktion: (2)				Med restriktion: (3)			
	58-83	59-83	59-83	59-83	58-83	59-83	59-83	59-83
Konstant	.0080 (2.2)	.0024 (.6)	.0024 (.6)	-.28 (2.4)	.0081 (2.3)	.0029 (.7)	.0029 (.7)	-.31 (2.8)
z(-1)	-.37 (3.1)	-.29 (2.4)	-.25 (1.8)	-.14 (1.1)	-.39 (3.5)	-.33 (2.8)	-.30 (2.2)	-.17 (1.3)
DIYdd	.48 (6.2)	.49 (5.9)	.48 (6.5)	.51 (8.0)	.49 (6.6)	.50 (7.3)	.49 (6.8)	.52 (8.4)
DLAP1	.15 (3.4)	.092 (1.9)	.091 (1.9)	.092 (2.0)	.14 (3.4)	.091 (2.0)	.091 (2.0)	.10 (2.3)
DLFCp5(-1)		.26 (2.1)	.19 (1.2)	.30 (3.0)		.23 (1.9)	.19 (1.2)	.28 (3.0)
DIYdd(-1)			.084 (.7)	.22 (2.6)			.057 (.5)	.21 (2.5)
DIYdd(-2)				.10 (1.5)				.099 (1.4)
n	58-83	59-83	59-83	59-83	58-83	59-83	59-83	59-83
S	.0126	.0116	.0118	.0114	.0121	.0112	.0114	.0115
DW	1.34	2.06	1.96	2.16	1.35	2.03	1.97	2.16
R ²	.75	.80	.81	1.6	.77	.82	.82	1.73
F-test	5.9	1.9	1.6	2.1	5.5	1.5	1.8	2.2
LM	11.3	4.8	3.8	3.3	10.6	4.3	5.2	3.1
Fej1	80	-1.3	-1.1	-1.1	-1.4	-1.2	-1.1	-1.0
	81	-1.6	-1.5	-1.2	-.9	-.5	-.5	-.5
	82	-.8	-.2	.1	-.7	-.2	-.1	.0
	83	-.7	-.2	-.5	-.8	-.4	-.5	-.3
	84	-2.1	-.9	-.9	-2.2	-1.0	-1.0	-1.1
	85	.1	1.0	1.2	.2	1.0	1.1	1.6
	86	1.1	1.2	1.5	1.3	1.4	1.6	2.2

$$z = \text{LTCp5} - .23 - .83 * \text{LYdd} - .14 * \text{LAP1}$$

$$z = \text{LTCp5} + .15 - .89 * \text{LYdd} - .11 * \text{LAP1}$$

Første og sjette søjle angiver estimationsresultatet, når der foruden fejlkorrrektionsvariabel og konstantled kun medtages ændring i LYdd og LAP1 som forklarende variable. Denne helt simple error correction formulering ligger (som den tilsvarende specifikation i tabel 3) af autokorre-

lition.⁶ Dette problem kan afhjælpes ved at medtage lagget forbrugs og/eller indkomstvækst som forklarende variable, jf. de øvrige søjler i tabel 4. Der er for disse esti-

mationer ikke nogen særlig forskel m.h.t. standardafvigelse eller forudsigelsesfejl i 1980'erne. Estimater af den kortsigtede forbrugskvote er i alle tilfælde ca. .5, og koefficienten til formuevæksten er ca. .09. Estimater af fejlkorrrektionsparameteren er ca. -.3, undtagen når der estimeres med lagget ændring i indkomst, men uden lagget forbrugsvækst (søjle 5 og 10), hvor estimatet er numerisk mindre og insignifikant.

Standardafvigelsen er lidt lavere i de sidste fem søjler, hvor der estimeres på grundlag af co-integrationsligningen med restriktion på parametrene. Dette skyldes, at den laggede formue har en mindre koefficient i (3) end i (2). Ved en fri estimation uden fejlkorrrektionsled, men med lagget værdi af forbrug, indkomst og formue som tre selvstændige regressorer fås nemlig forkert fortegn til LAP1(-1).⁷

Ligningen, der omfatter de fem sidste søjler, kan på generel form skrives:

⁶ LM- og F-teststørrelserne er beregnet som beskrevet ovenfor under kommentarerne til tabel 3.

⁷ Jf. også integral kontrol estimationerne i afsnit 6 i BH 23.2.87, hvor det laggede formue-indkomst-forhold ikke var signifikant.

$$DLFCPS = \alpha_0 + \alpha_1 [LFCPS(-1) - k - \beta * LYDD(-1) - (1-\beta) * LAP1(-1)] + \alpha_2 * DLYDD - \alpha_3 * DLAP1 + \alpha_4 * DLFCPS(-1) + \alpha_5 * DLYDD(-1) + \alpha_6 * DLYDD(-2)$$

I steady state, hvor forbrug, indkomst og formue vokser med samme vækstrate g , er forbrugskvoten en voksende funktion af forholdet mellem formue og indkomst og en aftagende funktion af vækstraten:

$$(4) \quad fcp5/ydd = \exp[k - \alpha_0 / \alpha_1 + g * (1 - \alpha_2 - \alpha_3 - \alpha_4 - \alpha_5 - \alpha_6) / \alpha_1] * (AP1/YDD)^{1-\beta}$$

Estimationen i næstsidste søjle i tabel 4 har den mindste standardafvigelse, og alle parametre er signifikante. Steady state forbrugskvoten er her givet ved formelen:

$$(5) \quad fcp5/ydd = \exp[k + g * (1 - \alpha_2 - \alpha_3 - \alpha_4) / \alpha_1] * (AP1/YDD)^{1-\beta}$$

da $\alpha_0 = \alpha_5 = \alpha_6 = 0$. I denne ligning, hvor der ikke indgår noget konstantled fra error correction regressionen, påvirker de i denne regression estimerede parametre kun den langsigtede forbrugskvote via koefficienten til vækstraten. Denne koefficient er lille, når de estimerede parametre indsættes, således at steady state relationen mellem $fcp5/ydd$ og $AP1/YDD$ i alt væsentligt er bestemt af co-integrationsregressionens estimater af k og β . Indsættes (5) fås de i tabel 5 viste værdier for steady state forbrugskvoten ved alternative værdier af g og $AP1/YDD$. Det ses, at forbrugskvoten stort set ikke afhænger af vækstraten. I de sidste ca. 10 år har $AP1/YDD$ ligget mellem 2 og 3, og den tilsvarende langsigtede forbrugskvote på .91-.96 synes rimelig.

Tabél 5. Steady state forbrugskvoten ved alternative vækstrater og fornuet-indkomst forhold.

g\AP1/Ydd	1	2	3	4	5
.01	.85	.92	.96	.99	1.01
.04	.84	.91	.95	.98	1.00

Det kan altså konkluderes, at den anvendte to-trins-estimationsmetode muliggør inddragelse af fornuet på en hensigtsmæssig måde i makroforbrugsrelationen. Om modellen specificeres lineært eller log-lineært har ingen særlig betydning for de rent statistiske egenskaber. Endvidere kan man ikke afvise hypotesen om, at koefficienterne til indkomst og fornuet skal summe til 1 i co-integrationsrelationen i den log-lineære model. Da den log-lineære model med denne parameterrestriktion har de køneste langsigtsegenskaber, er det derfor oplagt at vælge den.

Tilbage står at afprøve denne modelspecifikation, dels med det alternative fornuettryk AP2 (som indeholder aktuelle kapitalgevinster), dels med alternative laglængder for fcb og fcv i forbrugsudtrykket, dels med alternative laglængder for restindkomst i indkomstudtrykket. Estimeres co-integrationsligningen med samme forbrugs- og indkomstudtryk som ovenfor, men med AP2 som fornuettryk fås omtrunt samme resultat som i (3):

$$(6) \quad \text{Lfcps} = -.16 + .89 \cdot \text{Lydd} + (1-.89) \cdot \text{LAP2} \quad (15.4) \quad (51.5)$$

$$n = 1957-83 \quad s = .022 \quad \text{DW} = .83 \quad R^2 = .99$$

Estimeres med AP1 som formuendtryk, men med et kortere lag i ydelsesudtrykkene for de varige goder (levetid 6 år, afskrivningsrate 30%)⁸ fås

$$(7) \quad LFCP5 = -.12 + .92*LYDD + (1-.92) * LAP1 \\ (17.8) \quad (57.0)$$

$$n = 1957-83 \quad s = .021 \quad DW = .89 \quad R^2 = .99$$

Estimeres med AP2 som formuendtryk og et tilsvarende kort lag i ydelsesudtrykkene for de varige goder fås

$$(8) \quad LFCP5 = -.13 + .92*LYDD + (1-.92)*LAP2 \\ (16.1) \quad (58.3)$$

$$n = 1957-83 \quad s = .021 \quad DW = .92 \quad R^2 = .99$$

Estimeres med AP1 som formue, kort lag i fcb og uden lag i fcv (således at fcp5 svarer til fcp4 i den nuværende version af ADAM)⁹ fås

$$(9) \quad LFCP5 = -.10 + .95*LYDD + (1-.95)*LAP1 \\ (19.8) \quad (66.6)$$

$$n = 1957-83 \quad s = .020 \quad DW = .92 \quad R^2 = .99$$

Estimeres den samme relation, men med AP2 fås

$$(10) \quad LFCP5 = -.11 + .94*LYDD + (1-.94)*LAP2 \\ (18.2) \quad (69.0)$$

$$n = 1957-83 \quad s = .019 \quad DW = .96 \quad R^2 = .99$$

Co-integrationsregressionerne i (6)-(10) har alle en ret stor værdi af DW, således at co-integrationshypotesen accepteres. (6) ligner til forveksling (3). I ligning (7)-

⁸ Dette har ikke alene betydning for fcp5, men også for formuendtrykket, da beholdningerne af de varige forbrugsgoder er mindre jo kortere levetid og jo større afskrivningsrate, der antages. Jf. EH 23.2.87, afsnit 1.

⁹ Beholdning af "øvrige varige varer" indgår her ikke i formuendtrykket.

(10), hvor forbrugsudtrykket er mindre ydelsesorienteret, er koefficienten til LYdd større end i (3) og (5). Det betyder, at formue-indkomst-forholdet har mindre indflydelse på steady state forbrugskvoten, jf. (4) og (5) ovenfor.

I tabel 6 er vist resultatet af error correction estimationer med udgangspunkt i co-integrations-regressionerne (6)-(10). De to første søjler svarer til de to sidste i tabel 4, blot er AP1 erstattet af AP2. Om AP1 eller AP2 bruges som formueudtryk har her ikke den store betydning for estimerne; standardafvigelsen er dog lidt lavere med AP2.

I søjle 3-6 i tabel 6, der modsvarer niveaurelationerne (7) henholdsvis (8), er lagget i fCb og fCv kortere (levetid 6 år, afskrivningsrate 30%). Denne ændring bevirker, at fejlkorrktionsparameteren og den kortsigtede forbrugskvoté bliver større.

I søjle 7-10 i tabel 6, der svarer til niveaurelationerne (9) henholdsvis (10), indgår fCv uden lag, således at fCp5 svarer til fCp4 i den nuværende version af ADAM (formueudtrykket indeholder her ikke nogen formuekomponent svarende til fCv). Her er fejlkorrktionsparameteren og den kortsigtede forbrugskvoté endnu større.

Generelt ses, at regressionens standardafvigelse er mindst, når der er et langt lag i fCb og fCv, når AP2 anvendes som formueudtryk, og når den laggede forbrugsvækst indgår som forklarende variabel.

Endelig har jeg eksperimenteret lidt med lagstrukturen for restindkomst (Ydr) i indkomstudtrykket. Ovenfor indgår Ydr som et fordelt lag i Ydd med (procent-) vægtene 53-33-14. Jeg har afprøvet to alternativer, dels et langt lag med vægtstrukturen 30-25-20-15-10, dels intet lag.

Co-integrations-regressionerne med disse alternative indkomstudtryk, og med summen af koefficienterne til LYdd og LAP bundet til 1, ligner meget dem i ligningerne (3) og (6)-(10).

Tabel 6 Error correction estimationer af log-lineær model med alternative formue- og forbrugsudtryk.

Formue	AP2	AP1	AP2	AP1	AP2	AP1	AP2	AP1	AP2	AP1	AP2	AP1	AP2	AP1	AP2	AP1	AP2
fCb(T,b) ¹⁾	10,.15	10,.15	10,.15	6,.30	6,.30	6,.30	6,.30	6,.30	6,.30	6,.30	6,.30	6,.30	6,.30	6,.30	6,.30	6,.30	6,.30
fCV(T,b) ¹⁾	10,.15	10,.15	10,.15	6,.30	6,.30	6,.30	6,.30	6,.30	6,.30	6,.30	6,.30	6,.30	6,.30	6,.30	6,.30	6,.30	6,.30
co-int.-lign	(6)	(6)	(6)	(7)	(7)	(7)	(8)	(8)	(8)	(9)	(9)	(9)	(10)	(10)	(10)	(10)	(10)
Z(-1)	-.28	-.16	-.16	-.36	-.23	-.23	-.30	-.30	-.19	-.43	-.30	-.37	-.37	-.30	-.37	-.26	-.26
	(2.8)	(1.2)	(1.2)	(3.0)	(1.6)	(1.6)	(2.9)	(2.9)	(1.4)	(3.1)	(1.8)	(3.1)	(3.1)	(1.8)	(3.1)	(1.8)	(1.8)
DLYdd	.48	.48	.48	.55	.54	.54	.50	.50	.49	.62	.61	.56	.56	.61	.56	.56	.56
	(8.0)	(6.9)	(6.9)	(8.7)	(7.8)	(7.8)	(8.2)	(8.2)	(7.1)	(9.2)	(8.5)	(9.0)	(9.0)	(8.5)	(9.0)	(8.2)	(8.2)
DLAP<i>	.11	.11	.11	.087	.11	.11	.11	.11	.11	.090	.087	.12	.12	.087	.12	.12	.12
	(3.1)	(2.5)	(2.5)	(2.0)	(2.8)	(2.8)	(3.4)	(3.4)	(2.8)	(2.1)	(2.1)	(3.7)	(3.7)	(2.1)	(3.7)	(3.3)	(3.3)
DLCp5(-1)	.29	.29	.29	.26	.22	.22	.27	.27	.27	.18	.18	.18	.18	.18	.18	.18	.18
	(3.8)	(2.7)	(2.7)	(2.7)	(2.4)	(2.4)	(3.8)	(3.8)	(2.2)	(1.9)	(2.0)	(2.6)	(2.6)	(2.0)	(2.6)	(3.3)	(3.3)
DLYdd(-1)	.19	.19	.19	.22	.22	.22	.18	.18	.18	.19	.19	.18	.18	.19	.18	.16	.16
	(2.2)	(2.2)	(2.2)	(2.4)	(2.4)	(2.4)	(2.2)	(2.2)	(2.2)	(2.0)	(2.0)	(2.6)	(2.6)	(2.0)	(2.6)	(1.9)	(1.9)
DLYdd(-2)	.11	.11	.11	.11	.10	.10	.10	.10	.10	.04	.04	.04	.04	.04	.04	.04	.04
	(1.7)	(1.7)	(1.7)	(1.7)	(1.7)	(1.7)	(1.7)	(1.7)	(1.7)	(.5)	(.5)	(.7)	(.7)	(.5)	(.7)	(.7)	(.7)
n	59-83	58-83	58-83	59-83	58-83	58-83	59-83	58-83	58-83	59-83	58-83	59-83	58-83	58-83	59-83	58-83	58-83
s	.0098	.0113	.0113	0.115	.0121	.0121	.0100	.0100	.0112	.0125	.0125	.0112	.0112	.0125	.0107	.0112	.0112
DW	2.04	1.55	1.55	2.10	1.67	1.67	2.00	2.00	1.58	1.98	1.83	1.93	1.93	1.83	1.67	1.67	1.67
F-test	.7	1.7	1.7	.9	2.8	2.8	.4	.4	1.1	.7	1.1	.4	.4	1.1	.7	.7	.7
LM	.7	1.6	1.6	2.2	6.5	6.5	.5	.5	1.2	2.1	2.0	.8	.8	2.0	.8	1.1	1.1
Fejl 80	-.1	.4	.4	-1.1	-.8	-.8	-.2	-.2	.1	-1.5	-1.4	-.5	-.5	-1.4	-.4	-.4	-.4
81	.8	.7	.7	-.2	-.1	-.1	.6	.6	.4	-.2	-.3	.7	.7	-.3	.6	.6	.6
82	.5	.2	.2	-.2	-.2	-.2	.1	.1	-.2	-.5	-.4	-.2	-.2	-.4	-.3	-.3	-.3
83	-.9	-1.3	-1.3	-.2	-.7	-.7	-1.2	-1.2	-1.5	-.3	-.5	-1.5	-1.5	-.5	-1.7	-1.7	-1.7
84	-1.1	-1.3	-1.3	-1.0	-1.1	-1.1	-1.3	-1.3	-1.3	-.8	-.6	-1.3	-1.3	-.6	-1.1	-1.1	-1.1
85	1.2	1.7	1.7	1.5	1.7	1.7	1.4	1.4	2.0	1.9	2.4	1.7	1.7	2.4	2.2	2.2	2.2
86	1.3	2.2	2.2	2.1	2.8	2.8	1.9	1.9	2.8	2.8	3.3	2.3	2.3	3.3	2.9	2.9	2.9

1) T er levetid og b afskrivningsrate.

TABEL 7.

ERROR CORRECTION ESTIMATIONER AF LOG-LINEAR
MODEL MED ALTERNATIVE LAG 1 REESTIMDKOMST

Lag i Ydr	Længt										Julet	
	AP1	AP2	AP1	AP1	AP2	AP2	AP1	AP1	AP2	AP2	AP1	AP2
Formule												
$\downarrow cb(T, b)^{11}$	10,15	10,15	6,30	6,30	6,30	6,30	6,30	6,30	6,30	6,30	6,30	6,30
$\downarrow cv(T, b)^{11}$	10,15	10,15	6,30	6,30	6,30	6,30	1,1	1,1	1,1	1,1	1,1	1,1
$Z(-1)$	-.32 (2.7)	-.29 (2.8)	-.39 (3.1)	-.25 (1.7)	-.33 (3.1)	-.21 (1.6)	-.48 (3.3)	-.35 (2.2)	-.41 (3.6)	-.30 (2.4)	-.39 (3.5)	-.33 (3.3)
DLYdd	.55 (7.8)	.50 (8.1)	.58 (8.1)	.55 (7.4)	.52 (8.5)	.50 (7.4)	.65 (8.6)	.62 (8.2)	.59 (9.3)	.57 (8.8)	.53 (10.3)	.49 (9.7)
DLAP(i)	.087 (1.8)	.12 (3.7)	.085 (1.9)	.099 (2.4)	.12 (4.0)	.12 (3.6)	.088 (2.0)	.085 (2.1)	.13 (4.4)	.13 (4.3)	.078 (1.9)	.10 (3.2)
DL $\&$ Cp5(-1)	.27 (2.6)	.25 (3.3)	.24 (2.4)		.23 (3.3)		.16 (1.6)		.15 (2.2)		.30 (3.3)	.30 (4.4)
DLYdd(-1)				.25 (2.6)		.19 (2.3)		.21 (2.2)		.17 (2.3)		
DLYdd(-2)						.071 (1.1)						
n	59-83	59-83	59-83	58-83	59-83	58-83	59-83	58-83	59-83	58-83	59-83	59-83
S	.0116	.0097	.0120	.0119	.0097	.0103	.0130	.0124	.0102	.0100	.0117	.0101
DW	2.13	2.04	2.05	1.72	2.01	1.67	1.90	1.76	1.96	1.73	2.02	1.96
F-test	1.1	1.2	.8	2.5	.8	1.1	.8	1.6	.9	1.6	1.4	.6
LM	2.8	2.8	2.2	6.5	2.0	2.3	2.7	4.8	3.1	4.8	3.5	1.3
Fejl 80	-1.2	-.2	-1.4	-1.1	-.4	-.1	-1.8	-1.7	-.7	-.6	-1.5	-.7
81	-.1	.9	-.3	-.3	.7	.4	-.3	-.5	.8	.6	-.5	.3
82	.6	.9	.2	.4	.5	.4	-.0	.2	.2	.3	-.9	-.5
83	.6	-.5	.4	.1	-.8	-1.0	.4	.2	-1.1	-1.2	-.5	-1.4
84	-.2	-.9	-.3	-.2	-1.0	-.8	-.1	.3	-1.0	-.6	-.8	-1.2
85	1.8	1.5	2.1	2.3	1.7	2.2	2.7	2.9	2.2	2.4	1.3	1.2
86	1.5	1.2	2.3	2.8	1.9	2.5	3.2	3.4	2.5	2.7	2.9	2.5

Langt lag i fCb og fCv (levetid 10 år) og langt lag i Ydr giver en koefficient til LYdd på .91 uanset om AP1 eller AP2 anvendes.

Kort lag i fCb og fCv (levetid 6 år) og langt lag i Ydr giver en koefficient til LYdd på .94 uanset om AP1 eller AP2 anvendes som formueudtryk.

Hvis det korte lag i fCb og det lange lag i Ydr fastholdes, men fCv indgår uden lag, fås en lidt større koefficient til LYdd, nemlig .96, uanset om AP1 eller AP2 indgår.

Hvis fCb indgår med kort lag i fCp5, mens fCv indgår uden lag, og Ydr indgår uden lag i Ydd, fås en koefficient til LYdd på .93, uanset om AP1 eller AP2 benyttes.

I tabel 7 er error correction estimationerne vist. Ved at sammenligne med de tilsvarende estimationer i tabel 4 og 6 ses, at et længere lag i Ydr generelt ikke forbedrer resultatet, og ikke har nogen særlig betydning for parameterestimerne. En fjernelse af lagget i Ydr (jf. de to sidste søjler i tabel 7) betyder, at fejlkorrektionsparameteren (numerisk), og den kortsigtede forbrugskvote ud af lønindkomst bliver lidt mindre, men i øvrigt ændres estimationsresultatet ikke væsentligt.

3. Konklusion.

Sammenlignes estimationerne af den kvansidifferens-transformerede model med indkomsteffekt af kapitalgevinster i afsnit 1 og den log-lineære model i afsnit 2, er der ikke den store forskel m.h.t. statistiske egenskaber. Der er dog fire grunde til at foretrække den log-lineære model fra afsnit 2:

- 1) Langsigtsegenskaberne er kønnere; kvasidifferensmodellen har ikke en konstant forbrugskvote i steady state med mindre inflationsraten er nul, jf. EH 23.2.87; og når inflationsraten er nul, afhænger steady state forbrugskvoten i for høj grad af den reale vækstrate, jf. tabel 1.
- 2) Kvasidifferens-modellens kortsigtede forbrugskvote på ca. .3 er for lav og

- 3) det store konstantled er svært at fortolke.
- 4) Kvasidifferens-ligningen omskrevet til en $fCp5$ -relation er umiddelbart svær at gennemskue (specielt hvis det er opsparingskvote-varianten, der estimeres), mens den loglineære specifikation fra afsnit 2 i høj grad ligner ADAMs nuværende forbrugsfunktion.

Konklusionen er altså, at en log-lineær model estimeret ved hjælp af den beskrevne to-trins-metode, og med restriktion på parametrene i co-integrationsregressionen, er at foretrække. Med hensyn til valg af forbrugs-, indkomst- og formueudtryk kan følgende fremhæves. Et langt lag i fCb og fCv i makroforbrugs- (og formue-) udtrykket giver de kønneste estimationsresultater. Dette skal afvejes mod, at det af praktiske model-kørselshensyn er ubehageligt med lange lag - et forhold, der er blevet fremhævet fra brugerside. Længden af lagget i restindkomsten i indkomstudtrykket har ikke den store betydning for estimationsresultatet, hvorfor den nuværende lagstruktur kan fastholdes. Med hensyn til formueudtryk er estimationerne med AP2, der indeholder aktuelle kapitalgevinster på primoformuen, generelt lidt bedre end estimationerne med AP1, hvor kun laggede kapitalgevinster er indeholdt. Dette skal afvejes mod de simultanitetsproblemer i den samlede model, der opstår ved anvendelse af AP2.

Med hensyn til valg af specifikationsform for error correction ligningen, opnås de bedste resultater, når den laggede endogene (forbrugsvækst) indgår som regressor. På den anden side bliver estimatet af fejlkorrektionsparameteren mindre (men også mindre signifikant), når lagget indkomstvækst indgår i stedet for lagget forbrugsvækst; og dette er ønskeligt, da den store værdi af fejlkorrektionsparameteren har udgjort et problem ved anvendelsen af ADAMs nuværende forbrugsfunktion.

Da det nok ikke kan nås at omformulere og reestimere det dynamiske lineære udgiftssystem, inden den nye forårsversion af ADAM skal stables på benene, kommer vi i første omgang til at vælge en makroforbrugsfunktion, hvor

fCv indgår uden lag i forbrugsudtrykket. Altså kan vi i første omgang fokusere på de sidste fire søjler i tabel 5, hvoraf den fjerdesidste og den næstsidste er kønnest.

Bilag 1. Er variablerne integreret af første orden?

I dette bilag undersøges om variablerne fCp5, Ydd, AP1 og AP2 samt logaritmen til disse variabler er integrerede af 1. orden, d.v.s. om deres niveauer ikke er stationære, og om deres ændringer er stationære.

Niveauerne er ikke stationære, da der er betydelig trend i alle variablerne. Hvis man alligevel vil teste, kan det gøres ved at regressere ændringen i en variabel mod det laggede niveau og nogle laggede ændringer. For eksempel fås for fCp5:

$$(B.1) \quad DfCp5 = .010 * fCp5(-1) + .47 * DfCp5(-1) + .036 * DfCp5(-2)$$

(1.4) (2.1) (.2)

$$n = 1960-83 \quad s = 3936 \quad DW = 2.03$$

Hvis fCp5 var stationær skulle koefficienten til fCp5(-1) være signifikant negativ: en stor værdi af fCp5(-1) måtte oftest følges af et fald i fCp5. Det ses, at koefficienten til fCp5(-1) er positiv, hvorfor fCp5 ikke er stationær. Foretages en tilsvarende estimation for de øvrige variabler, fås det samme resultat: en positiv koefficient til det laggede niveau.

Om ændringerne er stationære kan undersøges på samme måde, idet der tages ændring til alle variabler i (B.1):

$$(B.2) \quad DDfCp5 = -.12 * DfCp5(-1) - .42 * DDfCp5(-1) - .59 * DDfCp5(-2)$$

(.9) (2.1) (3.1)

$$n = 1961-83 \quad s = 3471 \quad DW = 1.71$$

Det ses, at koefficienten til DfCp5(-1) er negativ. Men da den ikke er signifikant, tyder det på, at DfCp5 ikke er stationær. Et tilsvarende resultat fås for de øvrige variabler, dog med en numerisk noget større t-værdi til den laggede ændring, jf. tabel B.1.¹⁰

¹⁰ Tre laggede "dobbelte-ændringer" er medtaget i indkomst- og formueregressionerne. L betegner naturlig logaritme.

Tabel B.1 t-værdier til lagget ændring i regressioner
a lá (B.2)

Regressant: DD<i>

i	fCp5	Ydd	AP1	AP2	LfCp5	LYdd	LAP1	LAP2
t-værdi for D<i>(-1)	-0.9	-1.1	-1.4	-1.8	-1.0	-1.2	-1.2	-1.7

Ingen af ændringsvariablerne er således klart stationære. På den anden side er de relevante t-værdier negative og ikke helt små.

I figur B.1-4 er serierne for DfCp5, DYdd, DAP1 og DAP2 plottet for perioden 1958-86 (de tilsvarende figurer for ændringer til logaritmerne til de respektive variabler ligner meget). Problemet med DfCp5 og DYdd er, at der er en tendens til negativ trend: Ændringerne er relativt store i 50'erne og 60'erne, men små i 70'erne og 80'erne. Problemet med formueserierne er, at der er et kraftigt fald i begyndelsen af 1980'erne. På den anden side er der forholdsvis få observationer, og plottene virker ikke helt "skæve", så vi vælger her at sige, at man ikke kan afvise hypotesen om, at ændringerne er stationære, selvom denne konklusion er lidt tvivlsom.

Estimationsperioden går frem til 1983, men det ændrer ikke væsentligt på resultaterne, hvis den forlænges til 1986.

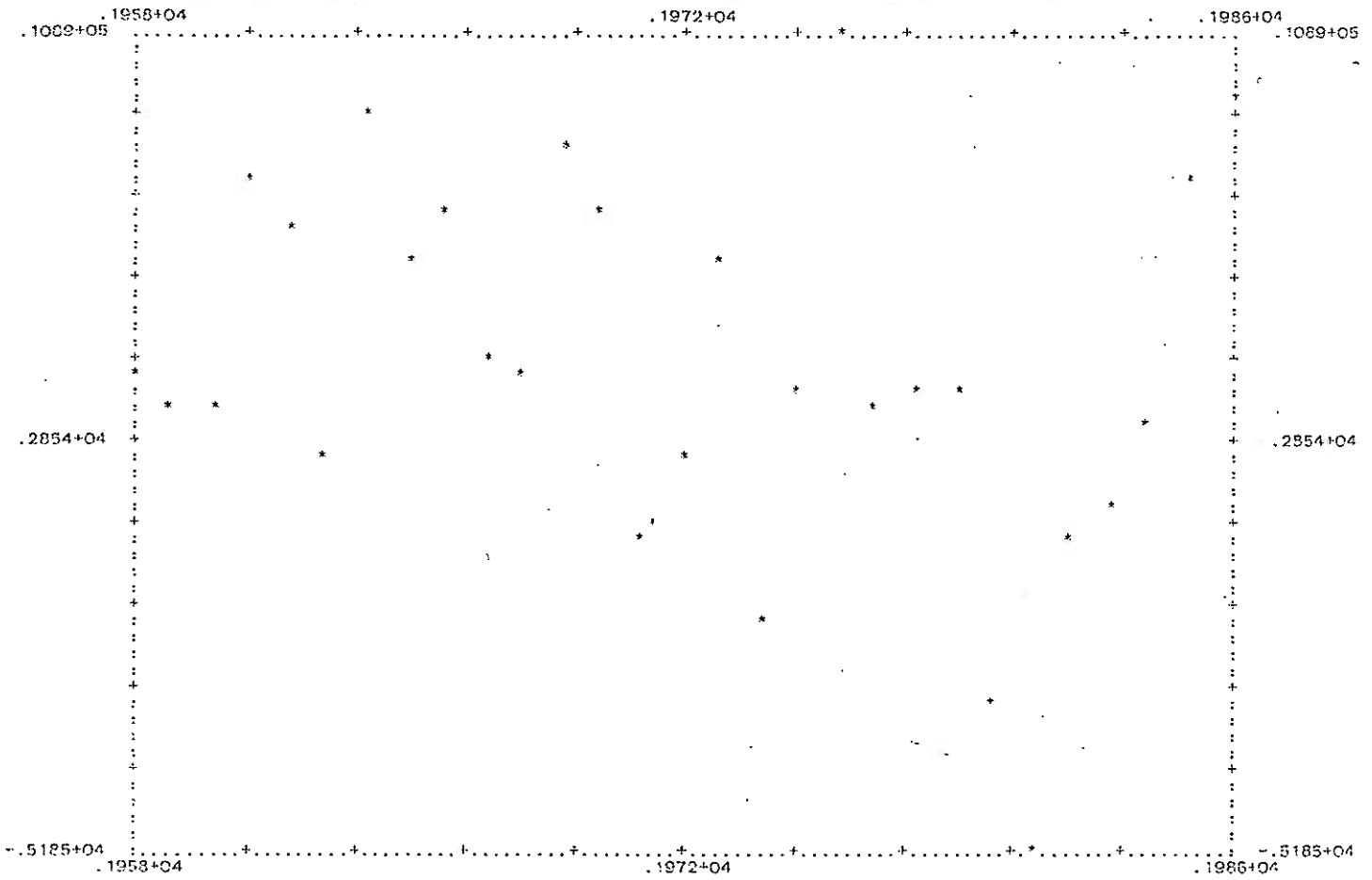


FIG. 2. DYdd

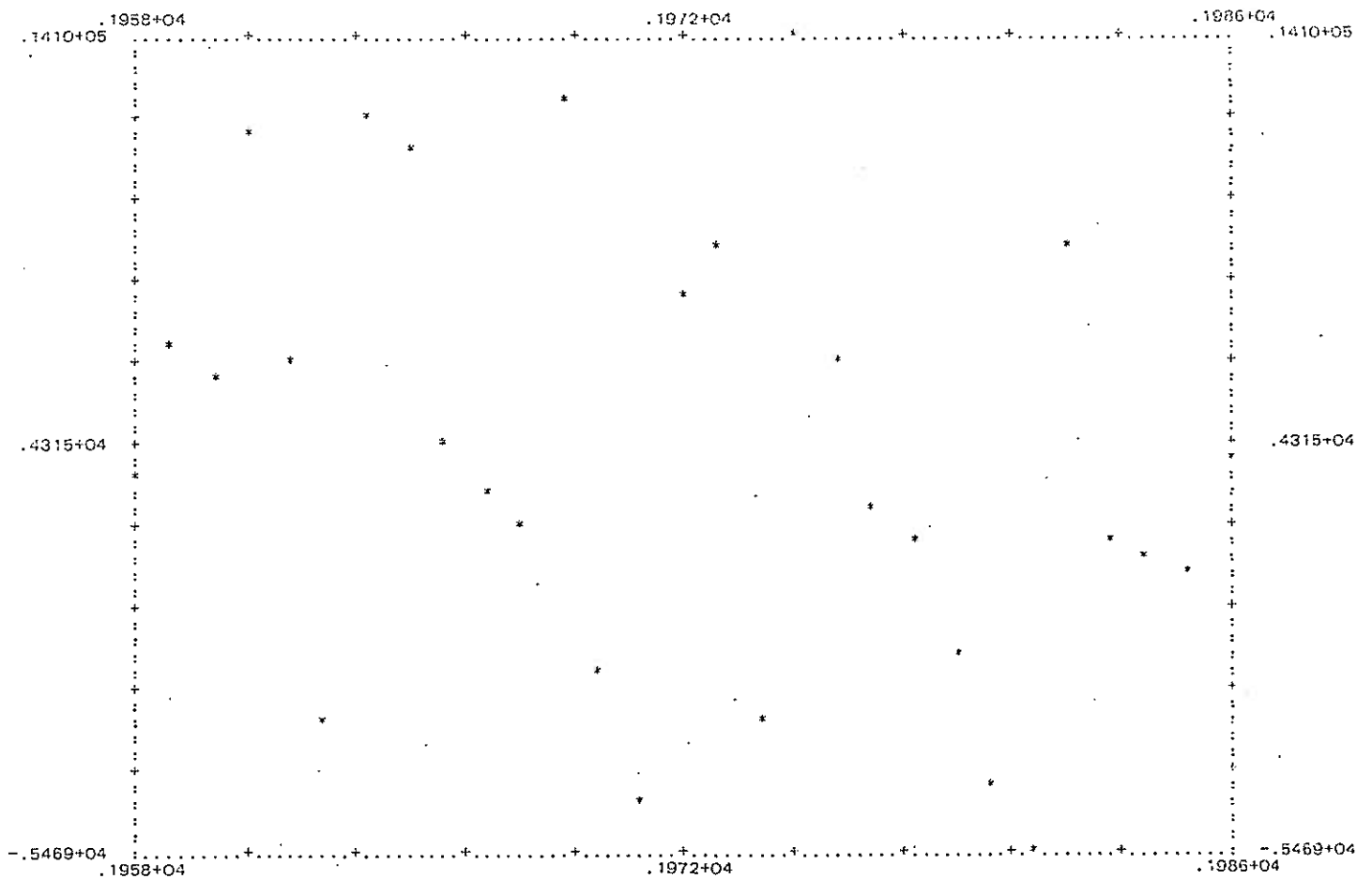


FIG. 3. DAP1

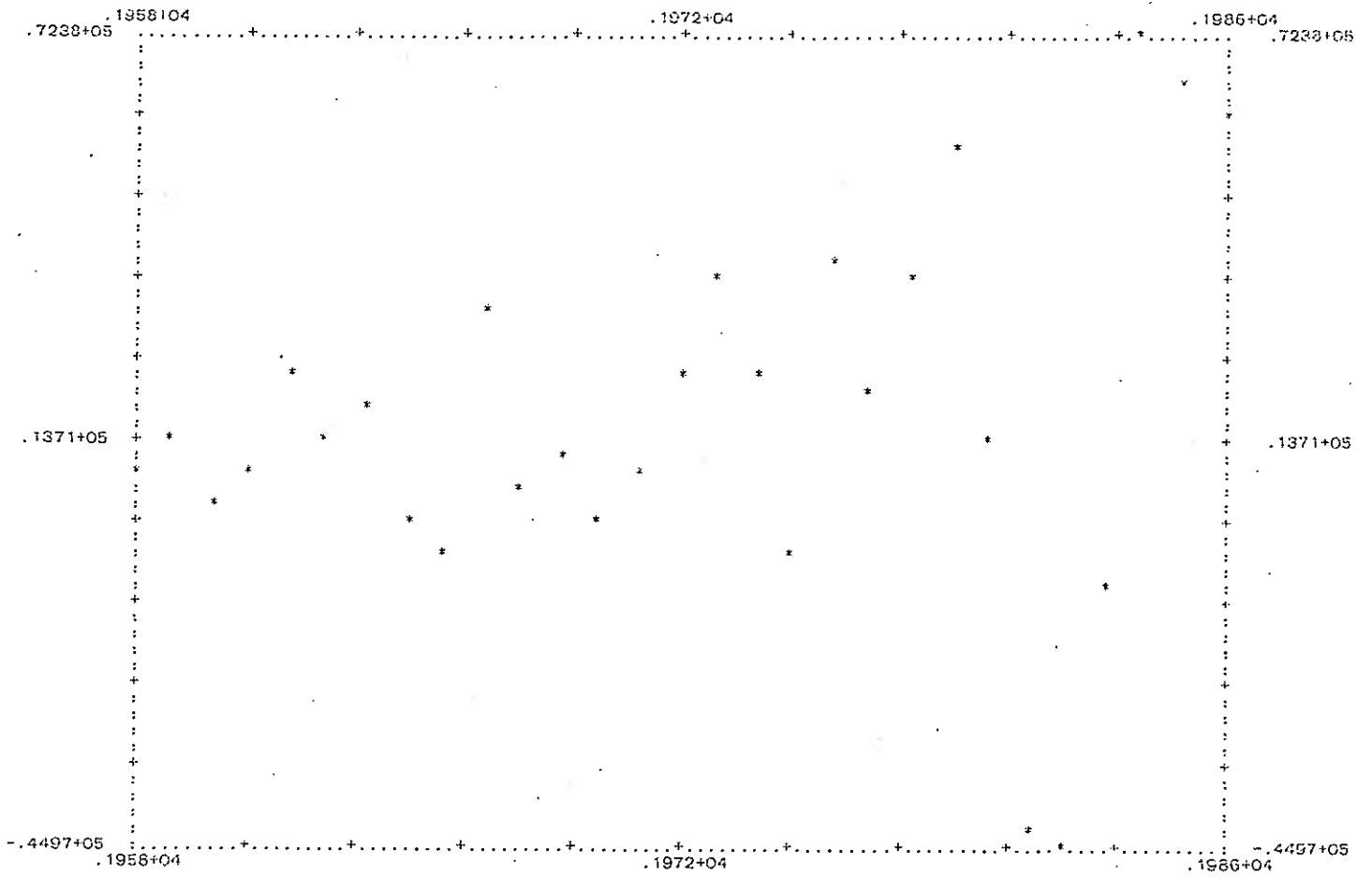
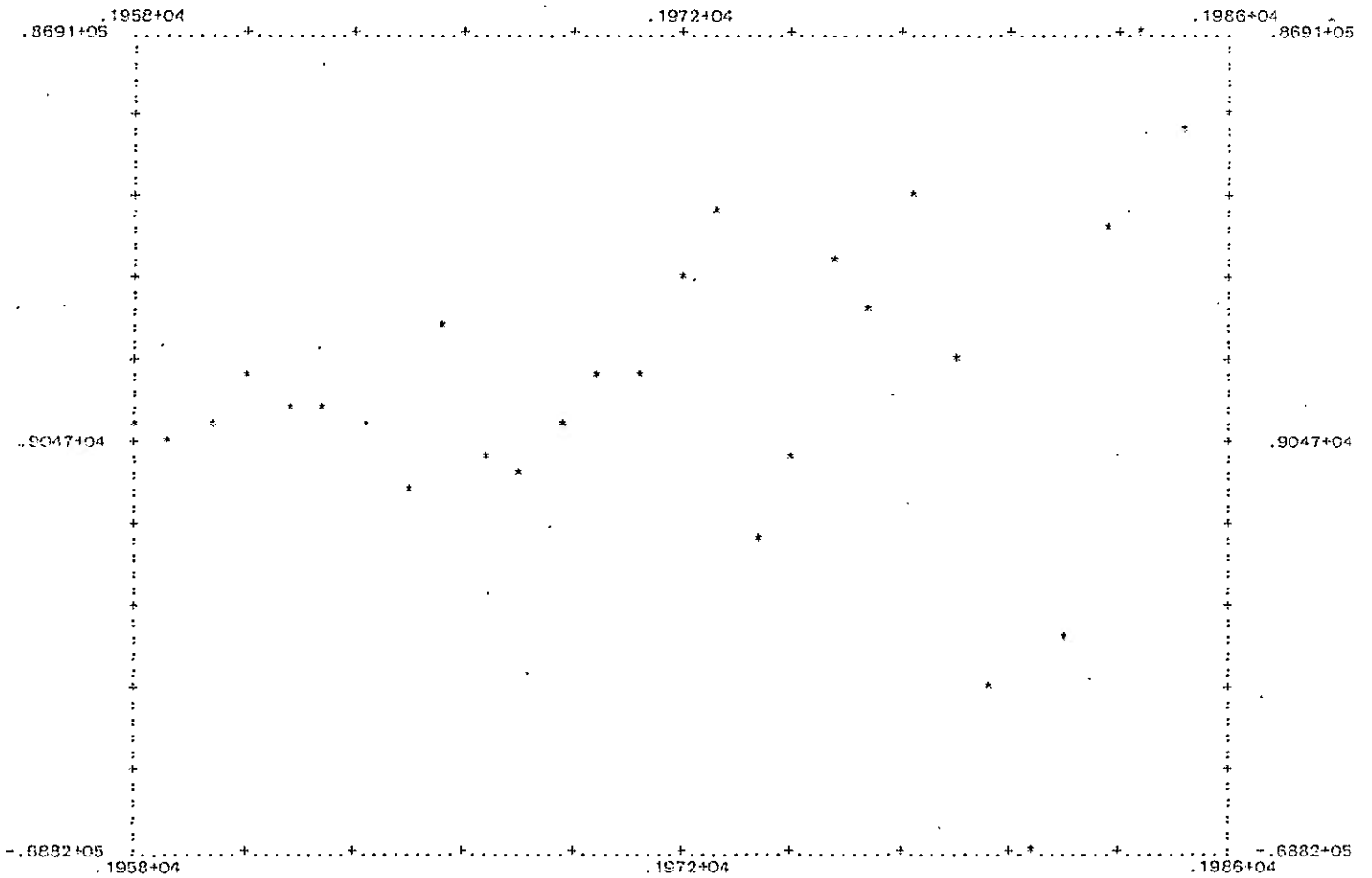


FIG. 4. DAP2



DATABILAG : VARIABLER DER ERÆNDRET I F.T. EH 23.2.87.

	FCP5	FCV1	YFCV30 06	KFCV15 10	KFCV30 06	AP1	AP2	DLFCP5	DLAP1	DLAP2	
1950	85124.42	0	0	0	0	87447.38	91706.31	.048431	0	.133429	1950
1951	82558.92	0	0	0	.1073+22	123545.9	130487.0	-.030602	0	.352682	1951
1952	83256.74	0	.1073+22	0	8907.155	132794.7	143228.2	.008417	0	.093166	1952
1953	83825.12	0	5719.540	0	9045.451	147391.0	152328.6	.006804	0	.061601	1953
1954	87561.30	0	6077.014	0	9589.473	153510.9	166002.5	.043606	0	.085963	1954
1955	89430.39	0	6193.323	0	9711.560	162809.7	188367.8	.021121	0	.126394	1955
1956	90649.50	0	6397.393	20484.42	10049.71	182702.1	204110.3	.013540	0	.080264	1956
1957	101100.9	6257.520	6641.586	21284.96	10466.18	202552.5	219846.9	.019119	.345575	.074271	1957
1958	105362.8	6602.140	7045.496	22438.28	11176.15	221643.4	234001.7	.041291	.072192	.062397	1958
1959	109178.0	7055.192	7681.548	24170.86	12282.37	225880.8	234224.1	.035569	.104285	.090071	1959
1960	112729.2	7691.859	8591.708	26733.43	13945.09	223282.7	267167.7	.032010	.040683	.078811	1960
1961	120923.8	8396.904	9555.663	29513.57	15566.47	20899.89	275032.1	.070172	.058810	.029011	1961
1962	128124.4	9150.039	10499.41	32379.13	17082.67	22270.81	278730.9	.057841	.139607	.013359	1962
1963	130976.0	9678.433	10930.04	34062.49	17514.42	265079.4	315751.6	.022013	.090071	.067996	1963
1964	140304.8	10266.05	11510.19	36061.20	18268.99	277477.8	378276.8	.068803	.078811	.112675	1964
1965	146814.6	10984.83	12251.43	38452.59	19393.78	281634.2	431562.7	.045353	.045711	.131786	1965
1966	154178.0	11816.31	13140.96	41283.35	20899.89	281634.2	431562.7	.048397	-.011569	-.019020	1966
1967	158924.9	12640.51	13958.41	43972.17	22270.81	257334.4	275032.1	.030324	.141938	.029011	1967
1968	163383.1	13370.37	14593.06	46211.18	23287.13	265079.4	278730.9	.027665	.029653	.013359	1968
1969	172137.1	14160.40	15446.30	48782.82	24572.88	277477.8	292830.0	.052194	.045711	.049345	1969
1970	179514.5	14773.69	15999.84	50711.56	25275.47	281634.2	315751.6	.041964	.014868	.075364	1970
1971	180515.4	15108.15	16058.67	51459.61	25072.99	291894.8	337968.1	.005560	.035784	.067996	1971
1972	183365.1	15569.55	16430.83	52879.75	25631.85	316894.8	378276.8	.015663	.082176	.112675	1972
1973	189794.7	16319.04	17269.26	55343.14	27145.02	354874.8	431562.7	.034463	.113195	.131786	1973
1974	189266.0	16648.73	17336.32	55962.81	27077.10	378902.4	423431.8	-.002790	.065513	-.019020	1974
1975	193208.5	17018.71	17578.04	56925.84	27480.80	376297.6	431463.6	.020617	-.006898	-.018791	1975
1976	204101.7	17795.92	18690.97	59902.76	29562.66	415837.9	477590.6	.054848	.099915	.101571	1976
1977	207884.7	18457.92	19553.59	62350.79	30915.03	438399.3	511591.1	.018365	.052835	.068772	1977
1978	211855.3	18815.79	19749.05	63359.84	30990.82	477808.1	570229.4	.018920	.086079	.108513	1978
1979	215959.4	18993.63	19656.62	63728.11	30696.10	534918.5	595165.8	.019187	.112905	.042801	1979
1980	213746.1	18675.36	18783.80	61828.91	28688.47	550381.1	558371.1	-.010302	.028496	-.063816	1980
1981	208560.7	18278.93	17847.37	59450.79	26741.90	508091.2	489549.8	-.024559	-.079950	-.131538	1981
1982	209608.2	17929.82	17133.47	57600.71	25688.17	463125.6	461980.2	.005010	-.092663	-.057964	1982
1983	211412.6	17676.89	16838.16	56637.03	25563.22	456856.7	512909.1	.008571	-.013629	.104577	1983
1984	214848.9	17770.93	17134.99	56947.37	26509.50	529237.9	599823.5	.016123	.147068	.156537	1984
1985	222982.7	18110.40	17891.12	58490.61	28272.03	596412.6	668341.6	.037159	.119495	.108164	1985
1986	232872.7	18443.35	18814.62	60547.23	29957.37	657623.3	740562.4	.043398	.097700	.102611	1986

END TSP.

Varige varer, boligmodel og forbrugssystem

1. Varige varer og forbrugssystem.

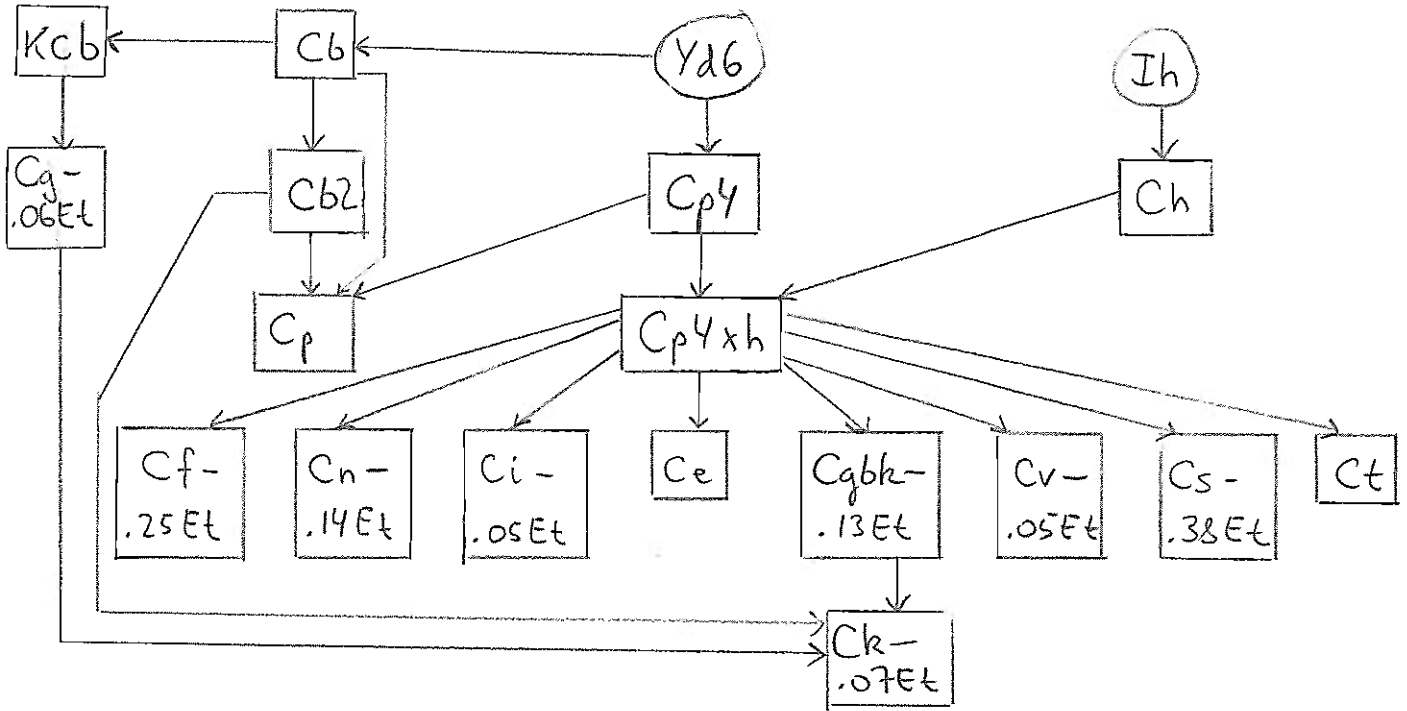
Når købet af øvrige varige varer (C_v) erstattes af et ydelsesudtryk af hensyn til makroforbrugsfunktionen, får det nogle konsekvenser for det dynamiske lineære udgiftssystem (DLU).

Figur 1 viser forenklet den kausale struktur i forbrugssystemet i april 1986 versionen af ADAM, som svarer helt til oktober 1984 versionens. Der er i figuren bl.a. set bort fra, at forbrugskomponenterne bestemmes i faste priser, at der sker en påvirkning fra relative priser, rente m.v., og at C_{p4xh} påvirker forbrugskomponenterne via k_{cu1} , ligesom der er set bort fra dynamik. Endvidere indgår turistindtægterne (E_t) på den måde DLU er estimeret og ikke på den måde, ligningerne er skrevet op i ADAM, og det samlede køb af forbrugsgoder (C_p) er bestemt som $C_p = C_{p4} - C_{b2} + C_b$, hvor det i ADAM er bestemt ud fra de enkelte forbrugskomponenter.

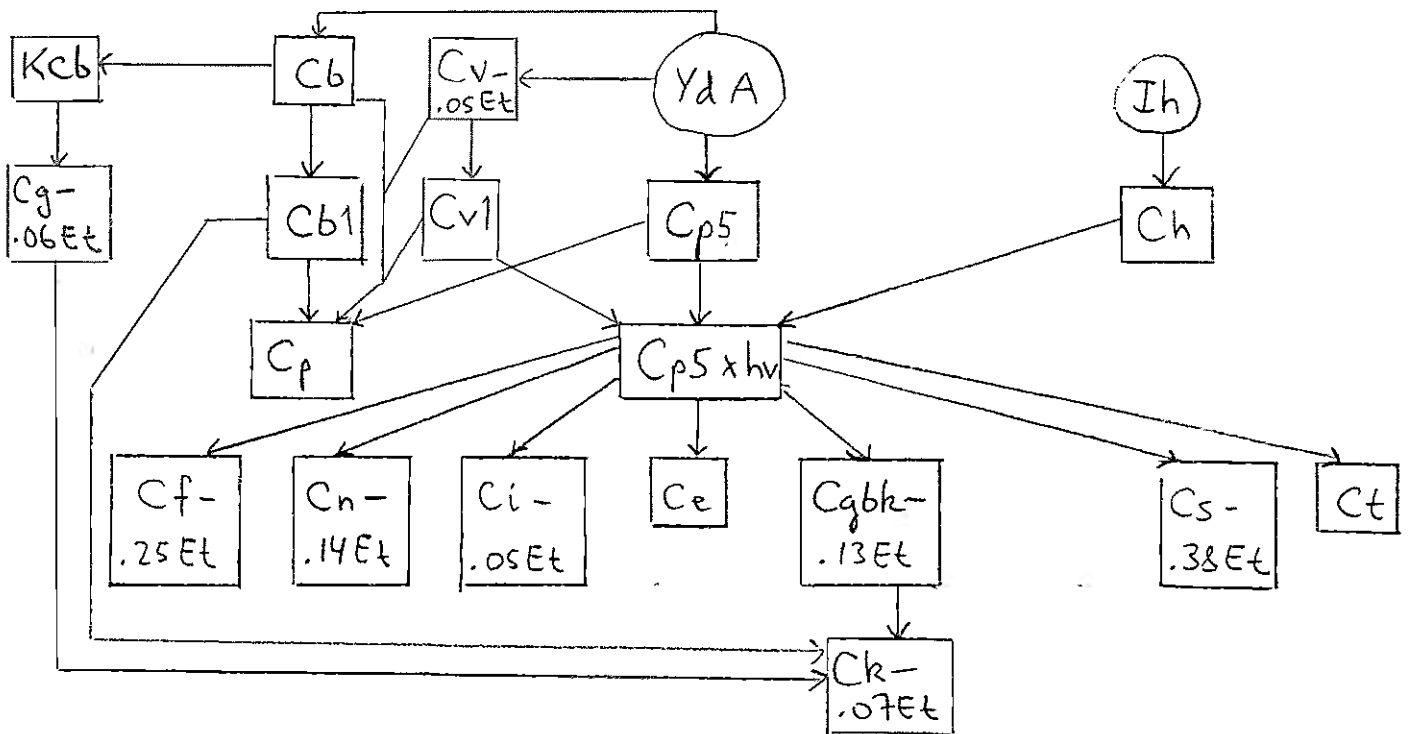
Indkomsten (Y_{d6}) bestemmer makroforbruget (C_{p4}) og bilkøbet (C_b). Boliginvesteringerne bestemmer boligforbruget (C_h), der opfattes som rationeret. $C_{p4xh} = C_{p4} - C_h$ fordeles så ud på de øvrige forbrugskomponenter i DLU. Forbrug af transportydelser, d.v.s. bilydelser (C_{b2}), benzin m.v. (C_g) og kollektiv transport (C_k) bestemmes dog under \dot{e}_t . C_{b2} bestemmes af aktuelt og lagget bilkøb, C_g bestemmes af bl.a. bilparken (K_{cb}), og C_k residualbestemmes som den resterende del af C_{gbk} .

Når øvrige varige goder indgår i makroforbruget (C_{p5}) med et ydelsesudtryk (C_{v1}), får forbrugssystemet en anden struktur. Der er flere muligheder, hvoraf én er vist i figur 2. Indkomst (Y_d) og formue (A) bestemmer makro-ydelsesforbruget (C_{p5}), bilkøbet

FIGUR 1. FORBRUGSSYSTEMET I DEN NUVÆRENDE ADAM-VERSION



FIGUR 2. ALTERNATIVT FORBRUGSSYSTEM



og købet af øvrige varige goder. Købet af varige goder bestemmer ydelsesudtrykkene Cb_1 og Cv_1 . Cv_1 kan nu trækkes ud af det budget, der fordeles på de øvrige forbrugskomponenter, på samme måde, som Ch trækkes ud, således at det budget, der fordeles i DLU, bliver $Cp5xhv = Cp5 - Ch - Cv$. Denne skitse er dog utilfredsstillende, idet ydelser fra øvrige varige goder så ikke indgår i budgettet $Cp5xhv$, mens bilydelser indgår. Der er næppe nogen rimelig begrundelse for denne asymmetri.

En anden mulighed kunne være at slå Cv_1 sammen med en anden forbrugskomponent, f.eks. Ci , og så i anden omgang residualbestemme denne. Derved behandles Cv_1 på samme måde, som bilydelser behandles i ADAM nu. Det er dog ikke rart at få flere residualbestemte forbrugskomponenter (eller at gøre Ck "endnu mere residual", hvilket ville være resultatet af at slå Cv_1 sammen med $Cgbk$), og det er svært at finde argumenter for at slå Cv_1 sammen med nogen af de andre forbrugskomponenter.

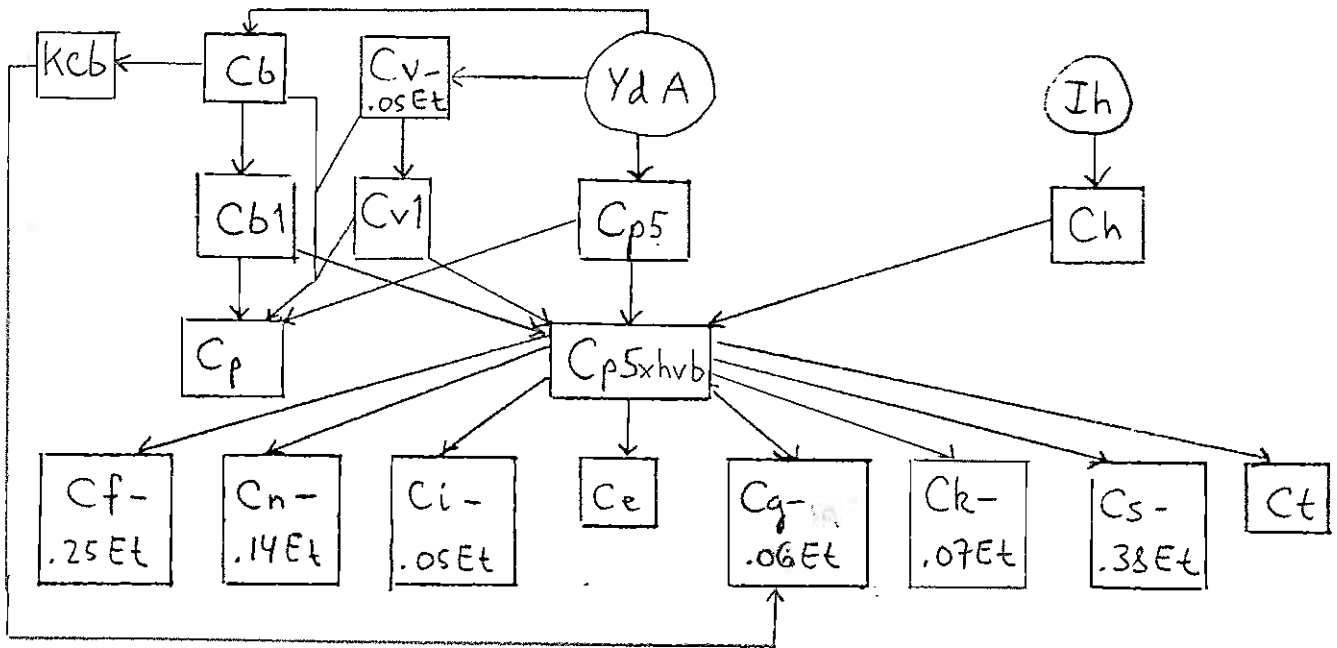
En tredje mulighed er at beholde den nuværende struktur (fig. 1) og lade $Cp5xh$ blive fordelt på de samme forbrugskomponenter som $Cp4xh$ bliver fordelt på nu, bortset fra at det er Cv_1 fremfor Cv , der bliver bestemt i DLU. Cv bestemmes så af Cv_1 givet de tidligere perioders Cv . Denne konstruktion, hvor købet af varige goder bestemmes af ydelserne, virker dog meget bagvendt.

Et fjerde alternativ er skitseret i figur 3. Her trækkes alt varigt (ydelses-)forbrug, Ch , Cb_1 og Cv_1 ud af $Cp5$, før den resterende del af $Cp5$ fordeles via DLU. Det vil sige, at kun det ikke-varige forbrug fordeles via DLU. (Der skal nok inddrages ekstra forklarende variabler ud over budget og relative priser i relationerne for Cg og Ck).

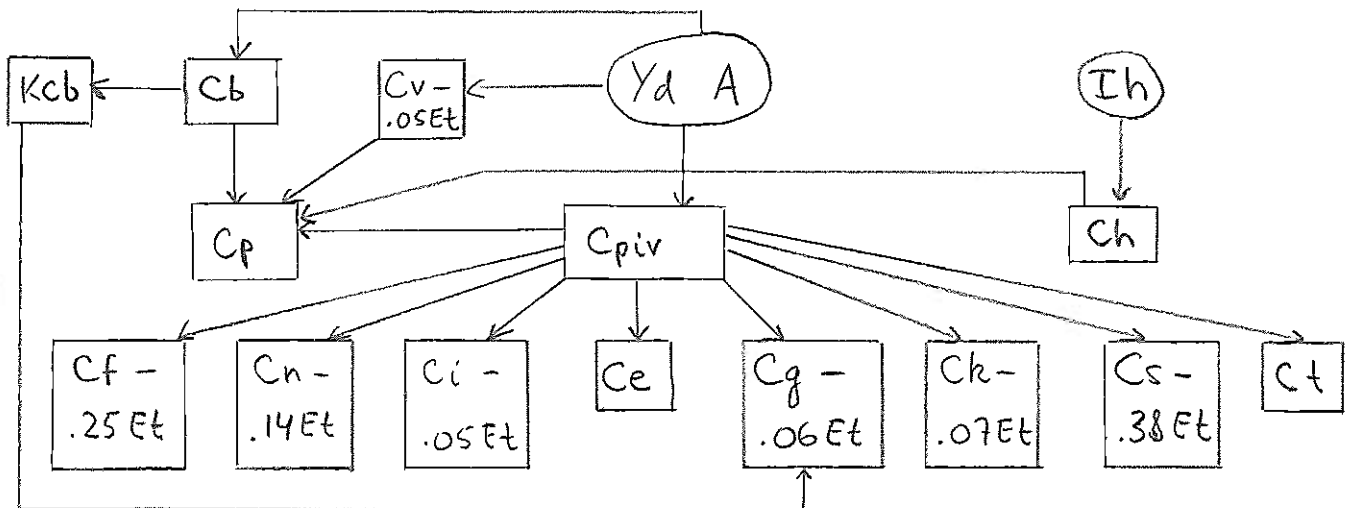
Et femte alternativ er at droppe relationen for samlet forbrug (makroforbrugsrelationen) og i stedet bestemme det samlede forbrug af ikke-varige varer ($Cpiv$) i en stokastisk relation og købet af biler og øvrige varige varer i to andre relationer. Dette er skitseret i figur 4. Der er her ikke behov for at generere ydelsesudtryk for Cv og Cb . $Cpiv$ fordeles via DLU på de forskellige kategorier af ikke-varige varer på samme måde som $Cp5xhvb$ i figur 3.

Den i figur 3 viste struktur er nok at foretrække: Makroforbrugsfunktionen bevares, biler og øvrige varige goder

FIGUR 3. ALTERNATIVT FORBRUGSSYSTEM



FIGUR 4. ALTERNATIVT FORBRUGSSYSTEM



behandles ens, og man undgår residualbestemte forbrugskomponenter. Til gengæld er det måske ikke så let at forsvare, at ydelser for biler og øvrige varige varer hives ud af budgettet, før dette fordeles via DLU.

Hvis man forkaster alle alternativer til det nuværende forbrugssystem, kan man bevare dette og lade C_v i stedet for C_{v1} indgå i makroforbrugsudtrykket, selv om det er mindre tilfredsstillende i forhold til makroforbrugsfunktionen.

2. Boligmodel og forbrugssystem

Som Ellen Andersen har fremhævet, bør boligmodellen i ADAM få konsekvenser for forbrugssystemet.¹ Et af forslagene er, at erstatte pch med en ny pris på boligydelse, som bl.a. afhænger af den ejerboligpris, der bestemmes i boligmodellen. I figur 5 er et muligt forbrugssystem skitseret, idet varige varer (Cb og Cv) er behandlet på samme måde som i figur 3.

Disponibel indkomst og formue (og rente) bestemmer makroforbrug og efterspørgslen efter boliger, biler og øvrige varige varer. Boligefterspørgslen bestemmer ejerboligprisen (phk) givet boligudbudet (d.v.s. primobeholdningen af boliger, Kh(-1)). phk bestemmer så usercost, uh, ud fra Ellens definition:²

$$uh = usbo - .5 * Rphpf,$$

hvor Rphpf er forventede prisstigninger på ejerboliger og

$$usbo = iwbz * (1 - tsa0u) + tsejh + tslejf.$$

iwbz er obligationsrenten, tsa0u skattesatsen, tsejh = $Siqejh * (1 - d8234 * tsa0u) / (phk * Kh)$ er satsen for ejendomsskat (efter skat), og tslejf er satsen for skat af lejeværdi (som også afhænger af phk).³

Indekset for ejerboligernes ydelsespris bestemmes som

$$phku = uh * phk / phku(1980).$$

Forbrug af boligbenyttelse Ch1 er herefter givet ved

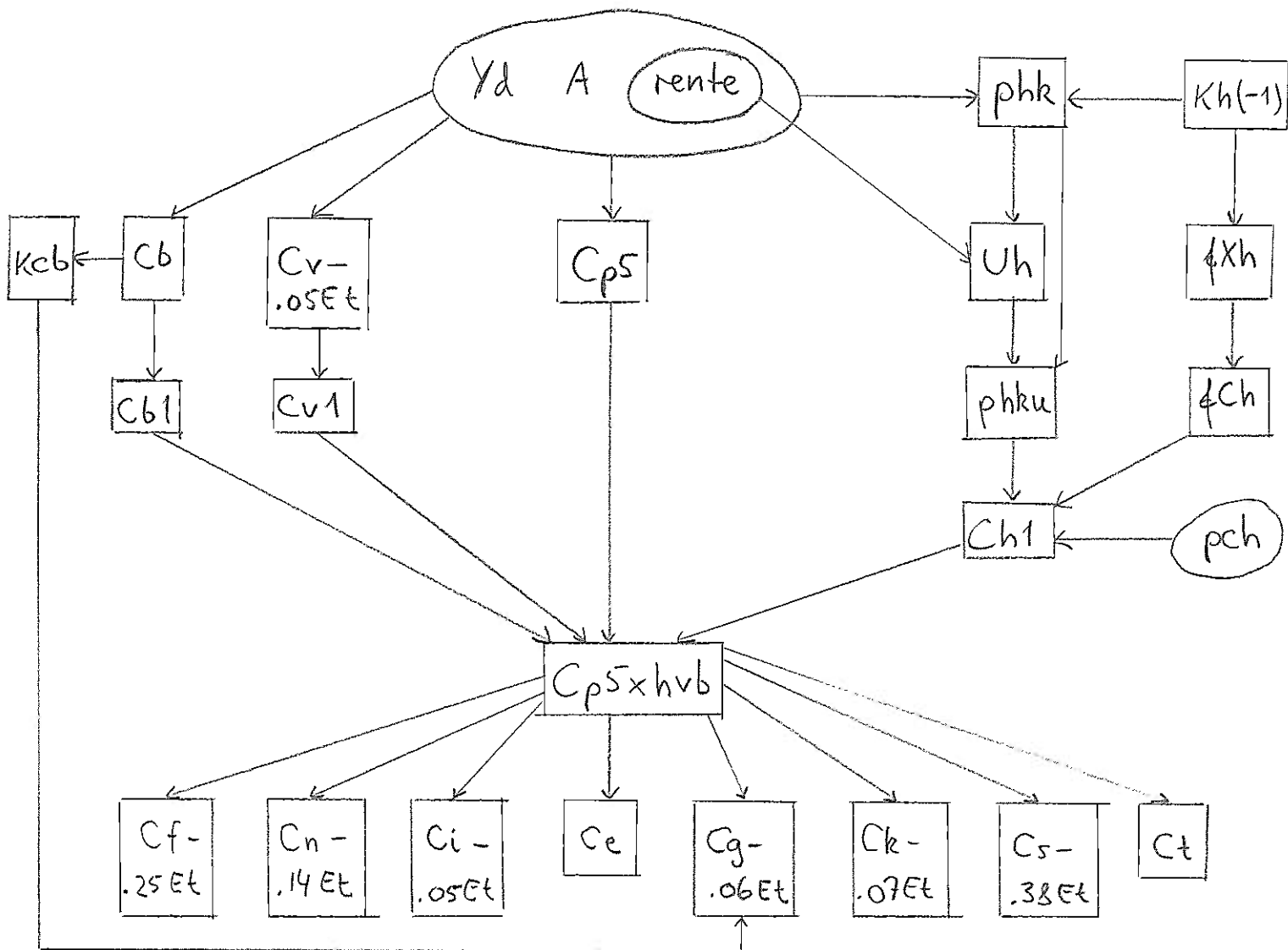
$$Ch1 = fCh * (f * phku + (1 - f) * pch),$$

¹Jf. "Samspillet mellem opfattelsen af boligmarkedet og definition og modellering af makroforbruget", 26.08.86.

²Jf. "Beregning af ejerboligens ydelsespris", 22.5.86.

³Se i øvrigt KSA 18.3.87: "Boligprisrelation og boliginvesteringsrelation III".

FIGUR 5. ALTERNATIVT FORBRUGSSYSTEM



hvor fCh opfattes som "mængden" af boligydelse, f er ejerboligernes andel af Kh^4 , og pch er NRs pris for boligbenyttelse. Boligydelserne i faste priser, fCh , vurderes altså for ejerboligernes vedkommende til ydelsesprisen for ejerboliger, $phku$, og for lejerboligernes vedkommende til "huslejeindekset" pch . $Ch1$ trækkes herefter fra $Cp5$ (ligesom $Cb1$ og $Cv1$), hvorefter den resterende del af $Cp5$ fordeles i DLU .

I figur 5 er endvidere skitseret Ellens forslag til "retvending" af H-sektoren.⁵ Primobeholdningen af boliger bestemmer produktionsværdi i boligbenyttelse, fXh :

$$(1) \quad fXh = \alpha * Kh(-1).$$

fXh bestemmer dernæst forbrug af boligydelse, fCh . Indbygges denne struktur i ADAM bør Kh erstattes af Ellens boligbeholdning, $KhEA$, som netop er konstrueret ud fra (1) (og en antagelse om at afskrivningsraten på boliger er 1%)⁶. Dette er kønnere end strukturen i ADAM nu, hvor fIh bestemmer fCh , der så bestemmer fXh .

Skitsen i figur 5 betyder, at makroforbrugsudtrykket skal defineres

$$Cp5 = Cp - Cb + Cb1 - (Cv - .05Et) + Cv1 - Ch + Ch1.$$

Ellen har andre forslag til udformningen af sammenhængen mellem forbrugssystem og boligmodel⁷, men det ovenfor skitserede er nok det, der er lettest at realisere.

⁴f vokser lineært fra .5 i 1940 til .7 i 1980, jf. EA: "En dansk boligmodel med rationeringseffekter", jan. 86.

⁵EA 05.02.86: "Boligbeholdning of nationalregnskab".

⁶Jf. EA 14.05.86: "Boligbeholdningen - sidste udkald".

⁷Jf. "A Model for the Danish Housing Market under Rationing", juni 1986.

Makroforbrug og formue

I dette notat redegøres for de foreløbige resultater af at inddrage formuen som forklarende variabel i makroforbrugsfunktionen.

Baggrunden for at medtage formuen i forbrugsbestemmelsen er, dels at den finansielle sektormodel og boligmodellen i april 1986-versionen af ADAM har gjort det muligt at bestemme en betydelig del af udviklingen i den private sektors formue, dels at der i 1980'erne har været problemer med at bestemme forbruget ud fra indkomsten alene. Endvidere har Jørgen Birger Christensen i sin Store Opgave ved polit-studiet (februar 86) vist, at inddragelse af formuen i makroforbrugsfunktionen giver gode resultater m.h.t. at forklare forbrugsudviklingen i 1980'erne. De specifikationer, han har mest held med, tager udgangspunkt i livscykelteorien. Jeg har estimeret stort set de samme specifikationer, dog med andre formuedata og et andet indkomstudtryk. (jf. afsnit 4 og 5 nedenfor).

Som en indikator for, at der er "noget at hente" ved at inddrage formuen i forbrugsbestemmelsen er i figur 1 vist udviklingen i forbrugskvoten ($fCp5/Ydd$) og formue-indkomstforholdet ($AP1/Ydd$) 1957-86.¹ Det ses, at der har været en høj grad af samvariation i de to størrelser fra 1972 til 1986. Til gengæld er dette ikke tilfældet før 1972.

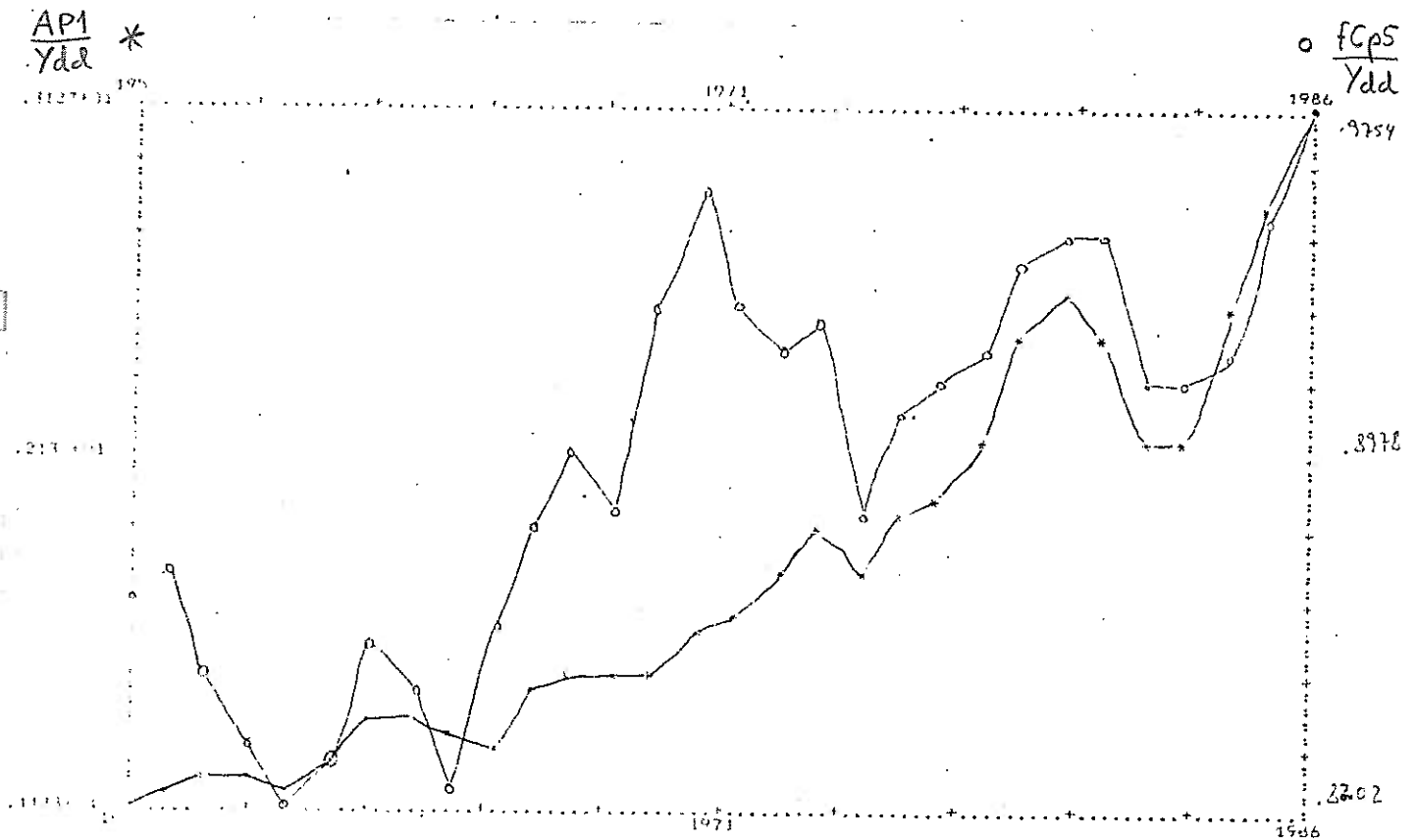
En del af husholdningernes formue består af varige forbrugsgoder, og livscykelteorien kræver, at forbrugsbegrebet er et ydelsesudtryk. I afsnit 1 beskrives derfor konstruktionen af ydelses- og beholdningsudtryk for varige goder - biler og "øvrige".

I afsnit 2 beskrives livscykelteorien kort. I afsnit 3 diskuteres forbrugs-, indkomst- og formueudtryk. Der redegøres

¹Disse forbrugs-, indkomst- og formueudtryk er beskrevet i afsnit 3.

for estimationsresultater vedrørende den grundlæggende livscykelteori i afsnit 4. I afsnit 5 beskrives og estimeres en model, hvor kapitalgevinster inddrages som selvstændige forklarende variabler. I afsnit 6 behandles en error correction formulering af livscykelteorien og estimationsresultater vises. Der afsluttes i afsnit 7.

FIGUR 1. FORBRUGSKVOTE OG FORHOLD MELLEM FORMUE
OG INDKOMST 1957-86



1. Beholdninger af og ydelser fra varige goder

I dette afsnit redegøres for konstruktion af beholdninger og ydelsesudtryk for køretøjer (først og fremmest biler) og øvrige varige goder. "Perpetual inventory"-metoden anvendes:¹ 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 (primo periode 1) er kapitalværdien af de (forventede) fremtidige ydelser, det afkaster:

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

hvor $y(i)$ er ydelserne 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. 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:

¹Denne metode benyttes også i Rhode og Elmeskov (1981): "Fornuens størrelse, sammensætning og fordeling i Danmark ultimo 1977" (DØRS-notat), hvor den er mere grundigt beskrevet.

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

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:

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

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:

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

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:

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

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.¹

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

$$y(t) = y(t-1) * (1-b)$$

Dvs.:

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

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):

$$w(t) = \frac{[y_0 * \sum_{i=t+1}^T (1+a)^{-i} * (1+r)^{-(i-t)}]}{[y_0 * \sum_{i=1}^T (1+a)^{-i} * (1+r)^{-i}]}$$

$$= (1+a)^{-t} * \frac{[\sum_{i=1}^{T-t} (1+a)^{-i} * (1+r)^{-i}]}{[\sum_{i=1}^T (1+a)^{-i} * (1+r)^{-i}]}$$

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

¹I den norske kvartalsmodel antages derimod, at ydelserne inden for levetiden er uafhængige af alderen, jf. E. Biørn og N. Jensen: "Varige goder i et komplett system av konsumeterspørgselsfunksjoner" Rapport 1983/16, Statistisk Sentralbyrå.

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

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 den nuværende version af ADAM.

I tabel 2 og 3 er vist de på grundlag af tabel 1s vægte beregnede beholdninger og ydelser for hhv. "biler" og "øvrige varige goder".⁴

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) argumenteres for en afskrivningsrate på 15% og en levetid på 15 år.⁵

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. Det er derfor valgt at sætte levetiden på biler m.v. til 10 år (og afskrivningsraten til 15%)

Den samme antagelse er gjort for den meget uhomogene gruppe af "øvrige varige goder", som bl.a. omfatter møbler, køkkenudstyr, briller, radio og TV-apparater, både, smykker og tasker.⁵ I det følgende betegnes de valgte ydelsesudtryk $YfCb1510$ og $YfCv1510$ hhv. $fCb1$ og $fCv1$, og beholdningerne $KfCb1510$ og $KfCv1510$ kaldes $KfCb1$ og $KfCv1$.

Alternativt til ovennævnte metode til beregning af beholdninger og ydelser kunne man beregne beholdningen ultimo

⁴Beholdninger og ydelser for øvrige varige varer er beregnet på grundlag af det samlede køb, fCv , men burde være beregnet på grundlag af danskeres køb, $fCv-.05fEt$ (fEt er turistindtægter).

⁵I den norske kvartalsmodel skønnes den gennemsnitlige levetid for biler at være 13 år og for øvrige varige goder 14 år, jf. Bjørn og Jensen (1983). Der regnes med lineære afskrivninger, så afskrivningsraten er den reciprokke af levetiden.

⁶Rhode og Elmeskov (1981) antager også en levetid på 10 år for denne brogede varegruppe.

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

2. Livscykel-teorien¹

Det mikroøkonomiske udgangspunkt bag livscykelteorien er, at forbrugerne alle har deres totale forbrug over livscyklens m.h.p. nyttemaksimering af deres formue og forventede arbejdsindkomster.

Forbrugernes oplysninger om deres forventede indkomster og udgifter op er således at opnå forbrugsmaksimering i pensionsalderen.

En forbrugers levetid, L , består af N år med arbejde. Forbrugers nytte afhænger af forbrug af ikke-varige goder og ydelser fra arbejde og kapital i forskellige tidsperioder samt af den arv, efterladt ved døds tid t maksimerer altså nytte.

$$U = U(c_t, c_{t+1}, \dots, c_L, a_L)$$

givet budgetrestriktionen:

$$\sum_{i=t}^L c_i / (1+r)^{i-t} + a_L / (1+r)^{L-t} \\ = \sum_{i=t}^L y_i / (1+r)^{i-t} + a_{t-1} \equiv v_t$$

¹Fremstillingen bygger på Modigliani og Brunberg: "Utility Analysis and Aggregate Consumption Functions: An Attempt at Integration", 1979; Modigliani og Audo: "The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests", 1963; og Modigliani: "The Life Cycle Hypothesis of Saving Twenty Years Later", 1975. Alle optrykt i "The Collected Papers of Franco Modigliani", vol. 2, MIT Press, 1980.

c_t og y_t er hhv. (planlagt) forbrug og (forventet) disponibel arbejds- og transfereringsindkomst ekskl. renteindkomst ved alderen t deflateret med det aktuelle prisniveau, a_t er nettoformuen (real + finansiel) ultimo det t 'te år (denne størrelse inkluderer også den diskonterede værdi af den arv, forbrugeren forventer at modtage i fremtiden), r er realrenten (som forventes at være konstant over tiden) og v_t er samlede forventede "ressourcer" ved alderen t .³ Implicit forudsættes, at forbruget i en periode ikke kan være likviditetsbegrænset (hvilket er opfyldt ved perfekt kapitalmarked).

Hvis nyttefunktionen forudsættes homotetisk ($u(\cdot) = f(g(\cdot))$, hvor g er homogen af første grad og f voksende) i alle elementer, bliver løsningen til maksimeringsproblemet:

$$c_t = \delta_t^t * v_t, \quad i = t, t+1, \dots, L, \quad a_L = \delta_a^L * v_t$$

hvor δ_t^t afhænger af nyttefunktionens form (som igen afhænger af bl.a. tidspræferencer og familiestørrelse over livscyklusen), renten og alderen, men ikke af v_t .

Når $U(\cdot)$ er homotetisk, er forbrugernes relative allokering af ressourcerne v_t på forbrug i de enkelte perioder og efterladt arv altså uafhængig af størrelsen af v . Dette er centralt for udledningen af makroforbrugsfunktionen.³

Forbruget ved alderen t er altså:

$$(1) \quad c_t = \delta_t^t * v_t = \delta_t^t * (y_t + (L-t) * y_t^e + a_{t-1}),$$

hvor

$$y_t^e = (L-t)^{-1} * \sum_{i=t+1}^L y_i / (1+r)^{i-t}$$

³Modigliani ser bort fra overførselsindkomster fra det offentlige (herunder pensioner) i sin beskrivelse af teorien, dvs. at han fortolker y , som alene arbejdsindkomst, hvorfor summationen over y_i kun går fra t til N .

³Alternativt kan dog forudsættes, at nyttefunktionen er homotetisk i C_t, C_{t+1}, \dots, C_L , og at δ_a^t er en voksende funktion af v_t/\bar{v}_t , hvor \bar{v}_t er de gennemsnitlige ressourcer for aldersgruppe t .

er forventet gennemsnitlig fremtidig arbejds- og transfereringsindkomst diskonteret.

Aggregering af (1) til en makroforbrugsfunktion sker i to trin. Først aggregeres over alle forbrugere med alderen t . Hvis δ_t^t er ens for alle disse forbrugere fås:

$$(2) \quad C_t = \delta_t^t * Y_t + \delta_t^t * (L-t) * Y_t^e + \delta_t^t * A_{t-1},$$

hvor C_t , Y_t , Y_t^e og A_{t-1} er summationerne af de individuelle c_t , y_t , y_t^e og a_{t-1} for aldersgruppe t . Hvis δ_t^t ikke er ens for alle forbrugere med alderen t , kan parametrene i (2) fortolkes som vejede gennemsnit af δ_t^t i (1).

Endelig aggregeres (2) over de forskellige aldersgrupper til makroforbrugsfunktionen:

$$(3) \quad C = \alpha_1 * Y + \alpha_2 * Y^e + \alpha_3 * A(-1),$$

hvor C , Y , Y^e og $A(-1)$ er summationer over alle aldersgrupper af hhv. C_t , Y_t , Y_t^e og A_{t-1} . Stabilitet af parametrene i (3) over tiden er opfyldt, hvis følgende forhold er konstante: (I) parametrene i (2) for hver aldersgruppe (disse parametre afhænger som nævnt bl.a. af rente, sammenhæng mellem familjestørrelse og livscykel, og tidspræferencer mht. forbrugets fordeling over livscyklens), (II) befolkningens alderssammensætning, (III) den relative fordeling af indkomst, forventet indkomst og formue over aldersgrupperne.

For at gøre (3) operationel må indkomstforventningen Y^e bestemmes. Oftest antages, at Y^e er proportional med den aktuelle indkomst, $Y^e = k * Y$, hvilket indsat i (3) giver:

$$(4) \quad C = \beta_1 * Y + \beta_2 * A(-1)$$

med

$$\beta_1 = \alpha_1 + k * \alpha_2 (\approx \alpha_1 + \alpha_2, \text{ hvis } k \approx 1) \text{ og } \beta_2 = \alpha_3.$$

Parametrene i (4) afhænger som nævnt af renten. Hvis afhængigheden er lineær fås:

$$(5) \quad C = (\beta_{11} + \beta_{12} * r) * Y + (\beta_{21} + \beta_{22} * r) * A(-1)$$

Hvis kun β_2 i (4) afhænger af renten (se f.eks. Modigliani (1975)) fås:

$$(5^1) \quad C = \beta_1 * Y + (\beta_{21} + \beta_{22} * r) * A(-1)$$

I steady state, hvor indkomst, forbrug og formue vokser med samme vækstrate, g , og hvor realrenten er konstant, vil opsparingskvoten og forholdet mellem formue og indkomst være konstant. Den samlede indkomst, Y_T , er lig arbejds- og transfereringsindkomst, Y , plus afkast fra formuen, $r * A$:

$$(6) \quad Y_T = Y + r * A(-1)$$

I steady state er der ingen uforudsete kapitalgevinster, medens forudsete kapitalgevinster er med i r og derfor i Y_T :

$$(7) \quad \Delta A = S = Y_T - C = g * A(-1)$$

(Δ betegner absolutte ændringer). Fra (5), (6) og (7) fås:

$$g * A(-1) = Y + r * A(-1) - (\beta_{11} + \beta_{12} * r) * Y - (\beta_{21} + \beta_{22} * r) * A(-1)$$

eller

$$g * A(-1) = Y_T - (\beta_{11} + \beta_{12} * r) * (Y_T - r * A(-1)) - (\beta_{21} + \beta_{22} * r) * A(-1)$$

Heraf fås:

$$A(-1)/Y = (1 - \beta_{11} - \beta_{12} * r) / (g + \beta_{21} - (1 - \beta_{22}) * r)$$

$$A(-1)/Y_T = (1 - \beta_{11} - \beta_{12} * r) / (g + \beta_{21} - (\beta_{11} + \beta_{12} * r - \beta_{22}) * r).$$

Endvidere fås fra (6) og (7):

$$S/Y = g * A(-1)/Y$$

$$C/Y = 1 - g * A(-1)/Y + r * A(-1)/Y$$

$$S/Y_T = g * A(-1)/Y_T$$

$$C/Y_T = 1 - g * A(-1)/Y_T$$

Hvis det antages, at koefficienten til indkomsten (4) ikke afhænger af renten, jf. (5¹), gælder de samme steady state egenskaber, idet $\beta_{11} = \beta_1$ og $\beta_{12} = 0$.

I steady state er forholdet mellem formue og indkomst altså en aftagende funktion af vækstraten.

I steady state med nulvækst (og konstant aldersmæssig befolkningssammensætning) er opsparingskvoten S/YT nul, fordi opsparingen fra forbrugere i den erhvervsaktive alder præcis modsvares af pensionisters nedsparing. I steady state med positiv vækst er opsparingskvoten positiv og en voksende funktion af vækstraten. Hvis væksten skyldes befolknings-tilvækst, afspejler det, at alderssammensætningen af befolkningen ændres, således at der kommer flere unge husholdninger (med positiv opsparing) i forhold til ældre. Hvis der er tale om produktivitetsvækst, vil opsparingen hos de yngre generationer være større end pensionisternes nedsparing, fordi de unge ønsker en højere levestandard som pensionister, end de ældre gjorde, da de sparede op til pension.

Som det fremgår af dette afsnit, er der langt fra den grundlæggende teori bag livscykelhypotesen til makro-estimationsligningerne (4), (5) og (5¹). Selv om ligningerne som beskrevet kan udledes fra et nyttemaksimeringsproblem, hvor de samlede "livsressourcer" indgår som budgetrestriktion, kan sådanne ligninger, hvor den aktuelle indkomst og formue indgår som forklarende variabler (i stedet for livsressourcerne), udmærket være forenelige med en situation, hvor en betydelig del af forbrugerne er likviditetsbegrænsede (p.g.a. imperfekte kapitalmarkeder).

3. Forbrugs-, indkomst- og formueudtryk

Forbrugsudtrykket, der skal indgå i makroforbrugsfunktionen, fås ved at erstatte køb af varige goder med ydelser (jf. afsnit 1):

$$(8) \quad fCp5 = (Cp - Cb + pcb * fCb1 - Cv + pcv * fCv1) / pcp$$

Formueudtrykket skal være så bredt som muligt. Vi har data for den private ikke-finansielle sektors finansielle nettostilling til kursværdi,¹⁰ kontantværdien af boligbeholdningen og beholdningen af varige forbrugsgoder. Der mangler altså fundamentalt realkapital i virksomheder (herunder aktier) og en opdeling af den finansielle formue på virksomheder og husholdninger.

I følge livscykelteorien skal arbejdsindkomst (masseindkomst), men ikke rest- og renteindkomst, indgå i indkomstudtrykket i forbrugsfunktionen.

Men dette er problematisk, når realkapital i virksomheder ikke er med i formueudtrykket. Hvis der var en stærk og stabil korrelation mellem den samlede og den målte formue, ville resultatet blot være en estimeret β_2 , som var større end den sande; men udviklingen i værdien af realkapital i virksomheder er nok ikke særlig stærkt korreleret med udviklingen i finansiell nettostilling og boligformue. Så det er nok mest rimeligt at medtage disponibel restindkomst i indkomstudtrykket; dog bør restindkomst i boligbenyttelse nok ikke indgå i den disponible indkomst, da boligbeholdningen jo er med i formueudtrykket. Når restindkomster medtages i indkomstudtrykket, bør de i følge livscykelteorien indgå med et fordelt lag, således at de kan repræsentere et forventet/normalt afkast af den del af formuen, der ikke er med i formueudtrykket.¹¹

Udtrykket for deflateret disponibel indkomst er:

$$(9) \quad Y_{dd} = (Y_w - T_{ypri} + T_{yn} - (S_d - S_{ds} - S_{dr} + S_{agb} + S_{aso}) + W_0 * Y_{dr} + \sum_{i=1}^n w_i * Y_{dr}(-i) * p_{cp} / p_{cp}(-i)) / p_{cp},$$

hvor disponibel restindkomst, Y_{dr} , er givet ved:

$$(10) \quad Y_{dr} = Y_{rp} + Y_{rs} - S_{ds} - .9 * (p_{ipb} * f_{ipvb} + p_{ipm} * f_{ipm2}) \\ = Y_{dr6} - Y_{rh} - T_{ipp1}.$$

¹⁰Jf. EH 04.11.86: "Finansielle formuedata til forbrugsestimationer".

¹¹Jf. Modigliani (1975)

De første led på højresiden i (9) svarer til det udtryk for disponibel løn- og transfereringsindkomst, der indgår i den disponible indkomst i april 1986 versionen af ADAM. De laggede restindkomster inflateres med pcp for at undgå en antagelse om pengeillusion (en alternativ inflator kunne være Yf , som ville implicere, at der også blev taget højde for realvækst). W_0, \dots, W_n er vægte, der summer til 1.¹⁴⁾ Udtrykket for disponibel restindkomst i (10) svarer til $Ydr6$ i ADAM april 1986, fratrukket restindkomst i boligbenyttelse, Yrh , og renteindtægter, $Tipp1$. Når Yrh og $Tipp1$ trækkes ud af indkomstudtrykket, burde de tilsvarende skatter - skat af lejeværdi af egen bolig og skat(tefradrag) af renter - også trækkes ud. Dette er imidlertid ikke nemt at gøre. Skaden ved at ignorere problemet er dog ikke så stor, da $Tipp1$ i hele den relevante periode er negativ (og numerisk noget større end Yrh), således at "netto-skatterne" svarende til $Yrh+Tipp1$ nok er små.

Et alternativt indkomstudtryk, som kun indeholder masseindkomst er:

$$(11) \quad Ydmd = (Yw - Tynp + Tyn - (Sd - Sds - Sdr + Sagb + Saso - Sbb - Sbu)) / pcp$$

Forskellen i f.t. masseindkomstdelen af (9) er alene, at Sbb , pålignede B-skatter på slutligningstidspunkt, og Sbu , indeholdte udbytteskatter, er trukket fra Sd .¹²⁾

Der er afprøvet to forskellige udtryk for primiformuen, deflateret. Det første er

$$(12) \quad AP1 = [PFNK(-1) + phk(-1)*Kh(-1) + pcb(-1)*KfCb1(-1) + pcv(-1)*KfCv1(-1)] / pcp$$

$PFNK$ er den private ikke-finansielle sektors finansielle nettostilling (ultimo), hvor obligationer er opgjort til kurs-

¹²⁾Før 1970 er $sbb+sbu$ konstrueret som $Yrp*(Sd-Sds)/(Yw+Yrp-Sagb-Saso)$, jf. modelgruppepapiret EH 21.10.85: "Makroforbrugsrelationen - fordelt lag af restindkomst".

¹³⁾Egentlig burde sbb og sbu være trukket fra Sd i (9) og til gengæld trukket fra Ydr i (10), men da serierne kun går tilbage til 1970, og da de i forvejen er ret "udjævnede" (se EH 21.10.85), er dette, som i $Yd6$ i ADAM, APR86, undladt.

14) I det flg. antages $w_0 = .53$, $w_1 = .33$ og $w_2 = .14$ som i ADAM APR86.

værdi¹⁴; phk er kontantprisen på en-familiehuse og Kh ultimobeholdningen af boliger; de to sidste led i parenteser er værdien af beholdningerne af varige forbrugsgoder, jf. afsnit 1. I (12) vurderes primoformuen til de priser/kurser, der gjaldt i den foregående periode. Alternativt kan de aktuelle priser anvendes, således at aktuelle kapitalgevinster/tab kommer til at indgå i formuen:

$$(13) \quad AP2 = [PFNK(-1) + PBK(-1)*RKURPB + PBGK(-1)*RKURBR + phk*Kh(-1) + pcb*KfCb1(-1) + pcv*KfCv1(-1)]/pcp,$$

hvor PBK og PBGK er den private sektors obligationsbeholdning og -gæld. Der er ikke beregnet aktuelle kursgevinster på A-sektorens (livsforsikringssekskabers, pensionskassers og offentlige fondes) obligationsbeholdning, ABK, da det må anses for urealistisk, at disse påvirker forbrugsdispositioner. RKURPB og RKURBR er den relative ændring i kursen for hhv. obligationsbeholdninger og obligationsgæld (realkreditobligationer).

Det skal bemærkes, at n-år formuen inddrages i forbrugsfunktionen, og når den indeholder obligationsbeholdninger i pensionskasser m.v., vil forbrugsfunktionen fange nogle af de samme effekter, som BDs hidtidige funktion, hvor indkomst-udtrykket jo indeholder en normal/forventet forrentning (beregnet på grundlag af en udglattet vækstrate for BFI) af aktiver i pensionsordninger m.v. Der indgår dog fortsat ikke noget forventningskorrektionsled som hos BD, hvor aktuelle indbetalinger sammenlignes med den forrentede værdi af 19 år gamle indbetalinger, dvs. med de forventede udbetalinger. (Pensionsopsparing indestår i gennemsnit 19 år). I øvrigt er der ikke sket ændringer i behandlingen af pensionskasser m.v.: Indbetalinger betragtes fortsat som "frivillig" opsparing og fratrækkes derfor ikke i den disponible indkomst, ligesom udbetalinger ikke tillægges denne. Renteindtægter i pensionskasser m.v. har heller ikke tidligere været regnet med i disponibel indkomst.

Med hensyn til rentesatsen skal denne i følge livscykelteorien være en lang rente, beregnet real efter skat:

$$(14) \quad r = .5 * (iku+iwbz) * (1-tsaOu) - Rpcpf,$$

hvor $iwbz$ er obligationsrenten, iku bankrenten, $tSaOu$ skattesatsen og $Rpcpf$ den forventede relative stigning i pcp . Det er valgt at lade et gennemsnit af obligations- og bankudlånsrente indgå, i stedet for alene obligationsrenten, som livscykelteorien kunne tale for. Årsagen er, at nogle forbrugere er likviditetsbegrænsede (hvilket standardlivscykelteorien ser bort fra); og for dem er iku nok den relevante rentesats. Inflationsforventningerne er forudsat statiske, dvs. $Rpcpf = Rpcp$.

4. Estimation af livscykelmodellen

Ligning (5¹) er blevet estimeret med de i afsnit 3 beskrevne udtryk for forbrug, indkomst, formue og rentsats. (Også ligning (5) er estimeret, men koefficienten til $r*Y$ blev klart insignifikant, hvilket er et sædvanligt resultat, jf. f.eks. Modigliani, 1975, s. 15). De fire første søjler i tabel 4 viser resultatet af at estimere (5¹) uden videre ved OLS, idet hhv. AP1 og AP2 er benyttet som formueudtryk, og der er estimeret med og uden et rente-gange-formue-led. Det ses, at standardafvigelsen er stor, og DW lille i alle fire estimatoiner. Da der således er stærk 1. ordens autokorrelation, er Cochrane-Orcutt-metoden (i Princeton-TSP) dernæst anvendt, jf. de næste fire søjler i tabel 4. RHO er den estimerede autokorrelationsparameter. Det ses, at både standardafvigelse og DW-teststørrelsen her er klart kønnere, medens parameterestimerterne ikke ændres meget. (Undtagen for estimationen med AP1 og uden $r*AP1$, hvor der også estimeres en stor RHO-værdi). Cochrane-Orcutt-metoden leder i dette tilfælde ikke frem til et globalt minimum for standardafvigelsen. Estimeres således i ændringer, hvilket svarer til en værdi af RHO på 1, fås lavere standardafvigelse, jf. de sidste fire søjler i tabel 4.

Tabel 4. Estimationsresultater for livscykelmodeller.

Model	Niveau OLS						Cochrane-Orcutt						Endringer OLS					
	AP1	AP2	AP1	AP2	AP2	AP1	AP1	AP2	AP2	AP2	AP1	AP1	AP2	AP2	AP1	AP1	AP2	AP2
Ydd	.83	.82	.82	.81	.79	.71	.80	.80	.80	.56	.51	.51	.51	.46				
A	(47.6)	(47.3)	(43.2)	(45.4)	(22.9)	(14.3)	(23.2)	(24.6)	(6.5)	(6.8)	(5.7)	(5.7)	(5.5)					
r*A	.043	.051	.042	.048	.059	.094	.048	.055	.077	.086	.066	.066	.074					
RHO	(4.6)	(5.6)	(4.3)	(5.6)	(3.3)	(4.2)	(3.0)	(3.6)	(3.5)	(4.2)	(3.5)	(3.5)	(3.9)					
	-.18	-.13	-.13	-.13	-.20	-.21	-.21	-.21	-.094	-.12	-.12	-.12	-.12					
	(1.9)	(1.4)	(1.4)	(1.4)	(2.15)	(2.4)	(2.4)	(3.6)	(1.0)	(1.5)	(1.5)	(1.5)	(1.5)					
Est.per	57-83	57-83	57-83	57-83	58-83	58-83	58-83	58-83	58-83	58-83	58-83	58-83	58-83	58-83	58-83	58-83	58-83	58-83
S	3503	3675	3625	3689	2733	2910	2866	3118	2581	2586	2591	2586	2665					
S/FCp5	.021	.022	.022	.022	.016	.017	.017	.019	.015	.015	.015	.015	.016					
DW	.75	.80	.79	.89	1.60	1.95	1.49	1.73	1.50	1.58	1.15	1.58	1.28					
Fejl ¹⁾																		
80	.4	-.0	1.4	1.1	.3	-.6	1.7	1.2	-.5	-.9	1.2	1.2	.9					
81	-.2	.6	.5	1.2	-.1	1.2	.4	1.3	.0	.5	.5	.5	1.1					
82	-1.2	-2.1	-2.0	-2.6	-.7	-.7	-1.3	-2.4	.1	-.1	-.3	-.3	-.7					
83	.4	.0	-.9	-1.3	.4	.2	-.9	-1.5	.5	.3	-1.2	-1.6	-1.6					
84	-1.0	-1.3	-1.2	-1.5	-1.7	-3.1	-1.6	-1.9	-2.3	-2.6	-2.2	-2.2	-2.5					
85	2.3	1.5	2.2	1.6	1.8	.1	2.2	1.3	1.0	.5	1.5	1.5	.9					
86	1.9	1.2	1.7	1.1	1.6	-.1	1.7	.8	1.0	.5	1.3	.7	.7					

Anm.: Tal i parentes er t-værdier.

1) Enkeltperiode-forudsigelsesfejl; fejl på procentvis årlig stigning (observeret-forudsagt).

Det ses, at kortsigtsforbrugskvoten er væsentlig lavere og koefficienten til formuen større, når der estimeres i ændringer i forhold til niveau og Cochrane-Orcutt. Koefficienten til formuen har i alle estimationer en rimelig størrelse, som svarer til udenlandske resultater. Koefficienten til rente-gange-formue-udtrykket er i alle estimationer negativt, hvilket betyder, at substitutionseffekten af renteændringer er dominerende i forhold til indkomsteffekten. Når der estimeres i ændringer, er koefficienten dog ikke signifikant. Vurderet på grundlag af standardafvigelse, DW og forudsigelsesevne for 1980'erne er ændringsspecifikationen med AP1 som formueudtryk nok bedst. Som de fleste øvrige relationer har disse to dog problemer med at forklare forbruget i 1984. Hvis vi ser bort fra, at der er estimeret i ændringer, og sætter de estimerede parametre ind i niveaurelationen, fås at i steady state med vækstraten g og renten r , er forholdet mellem formue og indkomst og forbrugskvoten givet ved hhv.:

$$AP1/Ydd = (1-\beta_1)/(g+\beta_{21}-(1-\beta_{22})*r)$$

og

$$fCp5/Ydd = 1-g*AP1/Ydd + r*AP1/Ydd$$

Jf. afsnit 2. Tabel 5 viser steady state formue-indkomst

Tabel 5. AP1/Ydd og fCp5/Ydd i steady state

		Med $r*AP1$	Uden $r*AP1$
AP1/Ydd	($g=.01, r=-.02$)	4.0	4.2
	($g=.04, r=-.02$)	3.2	3.4
	($g=.01, r=.02$)	6.8	6.4
	($g=.04, r=.02$)	4.6	4.6
fCp5/Ydd	($g=.01, r=-.02$)	.88	.87
	($g=.04, r=-.02$)	.81	.80
	($g=.01, r=.02$)	1.07	1.06
	($g=.04, r=.02$)	.91	.91

forholdet og forbrugskvoten givet at vækstraten er .01 hhv. .04, og renten er -.02 hhv. .02. Det ses, at formue-indkomst forholdet og forbrugskvoten er meget følsomme over for ændringer i rente og vækstrate. Dette gælder dog i mindre grad, hvis man beregner de to steady state forhold m.h.t. den "totale indkomst", $Y_{dd} + r * AP_1$.

Kortsigtsforbrugskvoten kan synes noget lav for ændrings-estimationerne, men den er ikke langt fra ADAMs nuværende, og dertil kommer, at man må forvente en forholdsvis lav forbrugskvote, når der anvendes et trægt ydelsesudtryk som fCp_5 . Når AP_1 anvendes som formuebegreb påvirker den aktuelle rente kun det aktuelle forbrug i specifikationer med rente-gange-formue-led. For ændringsspecifikationen er effekten af en stigning i realrenten efter skat på 1 procentpoint (dvs. en stigning i renten før skat på ca. 2 procentpoint), et fald i forbruget på .2 procent beregnet i 1983, hvilket er en lidt mindre renteeffekt end i forbrugsrelationen i ADAM april 1986.

På lidt længere sigt vil en rentestigning også virke forbrugsbegrænsende via fald i kontantværdi af boliger og kursværdi af obligationsaktiver, men forbrugsøgende via fald i kursværdi af obligationsgæld.

For at kunne sammenligne estimationerne af livscykelmodellen med noget, der svarer til ADAMs nuværende forbrugsrelation¹⁵, er i tabel 6 vist estimationsresultatet for to error-correction specifikationer med Cp_5 som forbrugsudtryk. I estimationen svarende til første søjle er realrenten efter skat (konstrueret som i ADAM APR86) medtaget som regressor, medens der i den anden estimation kun indgår indkomstvækst og lagget forbrugskvote foruden konstantleddet. Præfiks D og L står for hhv. absolutte ændringer og naturlig logaritme. I stedet for pcp_4v er anvendt pcp overalt. Bortset herfra svarer Yd_6 til indkomstudtrykket i ADAM APR86.

Sammenlignet med disse to estimationer er resultaterne fra tabel 4 ikke så kønne. Livscykelmodellerne har klart større standardafvigelse (i forhold til gennemsnittet af fCp_5), hvilket

¹⁵Jf. modelgruppepapiret EH 30.05.86.

især skyldes store residualer i årene 1958, 59, 63, 66, 68, 70, 72, 73 og 76, og de er ikke bedre til at forudsige forbrugsudviklingen 1980-84; til gengæld er de bedre til at forudsige den i 1985-86 (hvis ellers disse foreløbige nationalregnskabstal er troværdige).¹⁶

Sammenlignes estimationsresultatet i første søjle i tabel 6 med det for ADAMs nuværende, ses, at regressionens standardafvigelse er lidt mindre, og kortsigtsforbrugskvoten, koefficienten til den laggede forbrugskvot og renteparameteren er alle (numerisk) mindre. Dette er også, hvad man kunne forvente, når der anvendes et mere ydelsespræget forbrugsudtryk. (Ved sammenligningen skal det dog bemærkes, at der her er estimeret på perioden 1958-83, mens ADAMs nuværende relation er estimeret for 1955-82).

Tabel 6. Error-correction modeller uden formue.
Afhængig variabel: DLc_{p5} - DLpc_p.

KONST	-.029 (3.9)	-.023 (4.1)
DLYd6 - Dlpcp	.41 (7.2)	.39 (7.0)
L(Cp5/Yd6)(-1)	-.51 (5.8)	-.43 (7.4)
iku(-1/4), netto, real	-.20 (1.3)	
Est. per.	58-83	58-83
S	.0089	.0090
DW	2.07	2.15
fCp5/Yd6 (g=.01, r=.02)	.93	.93
Fejl ¹⁾		
80	.4	.1
81	-.4	-.7
82	-.1	-.2
83	-1.0	-.6
84	-1.8	-.2
85	1.8	2.3
86	4.3	4.4

1) Se fodnote 1 til tabel 4

¹⁶Error-correction modellerne i oktober 84 og april 86 versionerne af ADAM undervurderer i endnu højere grad væksten i Cp4 i 1986: Der er fejl på hhv. godt 7 o-g knap 6 pct.

5. Kapitalgevinster

I afsnit 4 indgik kapitalgevinster som en del af formuen; for AP1-udtrykkets vedkommende med et års lag, og for AP2 uden lag. Men kapitalgevinster kan betragtes som en form for indkomst, som har en direkte effekt på forbruget, ud over deres indirekte formueeffekt. I Pesaran og Evans' model¹⁷, har kapitalgevinster denne egenskab. Deres model tager udgangspunkt i den simple livscykel-makrorelation, dog med konstantled, og de tilføjer så nogle kapitalgevinstudtryk:

$$(15) \quad C = \alpha_0 + \alpha_1 Y + \alpha_2 A(-1)/p + \sum_{j=1}^m \alpha_{3j} Z_j/p$$

hvor C og Y som tidligere er forbrug og indkomst deflateret med forbrugerprisen, p; A er her den nominelle formue ultimo perioden, medens Z_j er kapitalgevinsten på aktiv j i perioden:

$$Z_j = (\pi_j - \pi) A_j(-1),$$

hvor π_j er den relative ændring i prisen på formuegode j i perioden, π er den relative ændring i forbrugerprisen, p, og $A_j(-1)$ er værdien af beholdningen af formuegode j ultimo periode t-1. Parametrene α_{3j} afspejler, at indkomsteffekten af kapitalgevinster på forskellige aktiver kan være forskellig, f.eks. begrundet i forskellig grad af likviditet.

Estimation af (15) kan betyde heteroscedasticitet, hvis variansen på restleddet varierer med Y. Dette problem undgås, hvis (15) omformes til en relation i opsparingskvoten $s = (Y - C)/Y$:

$$(16) \quad s = 1 - \alpha_0/Y - \alpha_1 - \alpha_2 A(-1)/pY - \sum_{j=1}^m \alpha_{3j} Z_j/pY$$

¹⁷"Inflation, Capital Gains and U.K. Personal Savings: 1953-1981", *Economic Journal*, 1984, s. 237-57.

Pesaran og Evans danner deres formueudtryk ved med udgangspunkt i et basisår at akkumulere opsparing og kapitalgevinster:

$$(17) \quad A(t) = A_0 + \sum_{i=1}^t p(i)(Y(i)-C(i)) + \sum_{i=1}^t G(i)$$

hvor A_0 er formuen i et basisår, og G er de nominelle kapitalgevinster givet ved

$$G = \sum_{j=1}^m \pi_j A_j(-1)$$

Estimation af (15) eller (16) under anvendelse af formueudtrykket (17) indebærer en række problemer: A_0 i (17) kendes ikke, og målefejl for Y og C betyder, at A -udtrykket indeholder målefejl, hvis varians vil vokse med tiden. For at eliminere disse problemer indsættes (17) i (16), hvorefter der tages kvasi-differens: Ligningen lagges en periode, ganges med variabelen $\theta = p(-1)Y(-1)/pY$ og trækkes dernæst fra den ulaggede ligning. Derved fås estimationsligningen:

$$(18) \quad s - \theta s(-1) = (1 - \alpha_1)(1 - \theta) - \alpha_0 \pi / [(1 + \pi)Y] \\ - \alpha_2 \theta [s(-1) + G(-1) / p(-1)Y(-1)] \\ - \sum_{j=1}^m \alpha_3 j [Z_j / pY - \theta Z_j(-1) / p(-1)Y(-1)]$$

Denne ligning har den fordel, at formuen ikke indgår, og at heteroscedasticitets- og autokorrelationsproblemerne er begrænsede. Selv om formuen ikke indgår direkte, indgår formuevariabler dog indirekte i beregningen af kapitalgevinster. Og kursværdiberegninger på de finansielle formuevariabler er forbundet med stor usikkerhed, og fejlene akkumuleres og bliver derved større jo længere væk, man bevæger sig fra beregningernes fixpunkt¹⁸.

¹⁸Jf. modelgruppepapirerne EH 4.11.86 og GA 4.6.86.

Ligning (18) har pæne langsigtsegenskaber. Hvis der ikke er inflation eller kapitalgevinster/tab ($\pi=Z=G=0$), og steady state vækstraten er g , så er $\theta=1/(1+g)$, og (18) giver

$$s(1-1/(1+g)) = (1-\alpha_1)(1-1/(1+g)) - \alpha_2 s / (1+g)$$

$$\Leftrightarrow s = (1-\alpha_1)g / (g + \alpha_2)$$

Dette ligner resultatet fra error-correction- og livscykelmodellerne: I steady state er opsparingskvoten konstant og en voksende funktion af vækstraten.¹³

I tabel 7 er i første søjle vist estimationsresultatet for ligning (18), idet

$$s = 1 - f_{Cp5} / Y_{dd}$$

$$\theta = Y_d(-1) / Y_d, Y_d = p_{cp} * Y_{dd}$$

$$\pi = DL_{pcp}$$

$$Y = Y_{dd}$$

$$G = DL_{KURPB} * PBK(-1) - DL_{KURBR} * PBGK(-1) + DL_{phk} * phk(-1) * Kh(-1)$$

$$p = p_{cp}$$

$$ZB = (DL_{KURPB} - DL_{pcp}) * PBK(-1)$$

$$ZBG = (DL_{KURBR} - DL_{pcp}) * PBGK(-1)$$

$$ZH = (DL_{phk} - DL_{pcp}) * phk(-1) * Kh(-1)$$

Der er altså medtaget kapitalgevinster på tre formuegoder: privat ikke-fiansiel sektors obligationsbeholdning og -gæld samt boligbeholdningen. Koefficienterne til disse kapitalgevinster betegnes hhv. α_{3B} , α_{3BG} og α_{3H} i tabel 7.

¹³Hvis der er inflation i steady state, er forbrugskvoten dog ikke konstant. Den vil aftage med tiden, hvilket skyldes medtagelsen af konstantleddet α_0 i den oprindelige ligning (15).

Tabel 7. Estimationsresultat for model med kapitalgevinster (18), n = 1958-83.

α_0	114390	109982	95979	113876
	(6.2)	(6.4)	(4.3)	(6.5)
$1-\alpha_1$.67	.67	.60	.68
	(10.1)	(10.9)	(8.2)	(10.7)
α_2	.074	.10	.073	.10
	(4.0)	(4.6)	(3.2)	(4.4)
α_{3B}	.61	.62		.61
	(2.4)	(2.7)		(2.6)
α_{3BG}	-.30	-.31		-.29
	(3.4)	(3.8)		(3.5)
α_{3H}	.051	.072		.068
	(2.5)	(2.6)		(2.5)
s	.0085	.0079	.0113	.0081
DW	1.65	1.76	2.05	1.82
$C(1)^2$.92	.94	.93	.94
$C(4)^2$.76	.81	.79	.81
Fejl ¹⁾				
80	-.2	-.2	-.8	-.3
81	.7	.8	-.1	.7
82	-.1	.0	.5	-.1
83	.4	.4	.8	.2
84	-1.1	-.9	-.3	-2.2
85	1.9	1.9	1.5	1.5
86	1.6	1.7	1.9	.9

1) Se fodnote 1 til tabel 4

2) $C(g)$ er steady state forbrugskvoten ved en vækst på g%.

Estimationsresultatet i første søjle i tabel 7 kan sammenholdes med den oprindelige ligning (15) med henblik på en fortolkning. Konstantleddet, α_0 , estimeres til 114 mia. kr., hvilket umiddelbart synes meget stort. (Noget tilsvarende gør sig gældende for Pesaran og Evans' estimationer). α_0 kan altså ikke fortolkes som subsistensforbrug, men må tolkes som det gennemsnitlige autonome forbrug i estimationsperioden. Pesaran og Evans mener også, at det store konstantled kan afspejle udeladelse af nogle kapitalgevinster fra estimationen - i vores tilfælde kapitalgevinster vedr. aktier og realkapital i virksomheder. Koefficienten til formuen, α_2 , er .07, hvilket svarer til estimationerne i absolutte ændringer i afsnit 4.

Koefficienterne til kapitalgevinster/tab har de forventede fortegn og er signifikante. Men det synes umiddelbart besynderligt, at den kortsigtede forbrugskvote ud af masseindkomst ($\alpha_1 = .33$) er mindre end ud af kapitalgevinster på obligationsbeholdningen ($\alpha_{3B} = .61$). Det harmonerer ikke med den permanente indkomstteori og livscykelteorien, der siger, at forbrugskvoten ud af forbigående indkomst, hvortil kapitalgevinster i høj grad må regnes, er nul, eller i hvert fald lille. En forklaring på det store estimat af α_{3B} kan være, at kapitalgevinster på obligationer er stærkt korreleret med kapitalgevinster på aktier.

Den marginale forbrugskvote ud af kapitalgevinster på huse er langt mindre end den for obligationer, hvilket man også kunne forvente, da kapitalgevinster på huse er mindre likvide. Tilsvarende tyder estimationsresultatet på, at forbrugerne reagerer kraftigere på ændringer i kursværdien af obligationsaktiver end på ændringer i obligationsgældens kursværdi.

Steady state forbrugskvotens afhængighed af vækstraten synes rigeligt stor.

Anden søjle i tabel 7 viser estimationsresultatet, når kursgevinster på ejerboliger indgår i stedet for kursgevinster på samtlige boliger. Kursgevinster på ejerboliger er beregnet ved at gange $Kh(-1)$ i udtrykket for G og ZH med ejerboligernes andel af boligmassen. Denne andel antages at vokse lineært fra .55 i 1950 til .73 i 1986²⁰. Estimerne for koefficienterne til formue og kapitalgevinster på boliger bliver noget større, standardafvigelsen på estimationen bliver mindre, og Durbin-Watson teststørrelsen bliver lidt kønnere. Ellers ligner resultatet meget det, der er angivet i første søjle.

Tredie søjle i tabel 7 viser resultatet af at estimere (18) uden de tre kapitalgevinstudtryk (hele boligbeholdningen indgår i beregningen af G). Den marginale forbrugskvote bliver her lidt større (.40), mens formue-parameteren ligner den fra første søjle. Standardafvigelsen på regressionen er naturligvis lidt ringere, til gengæld er DW kønnere. Forudsigelsen af for-

²⁰Jf. Ellen Andersen: "En dansk boligmodel med rationeringseffekter". Januar 1986. Skønnet stammer fra Michael Møllers lic.-afhandling.

brugsvæksten i 1980'erne er køn for alle tre estimationer, dog med problemer i 1985-86.

Selv om kapitalgevinster på obligationsbeholdninger i pensionskasser m.v. ikke har en direkte indkomsteffekt, d.v.s. at de ikke påvirker forbruget i den aktuelle periode, så kan man argumentere for, at de bør have en (lagget) formueffekt, og at de derfor bør indgå i G. Estimeres således med G tillagt $DLKURPB*ABK(-1)$ fås stort set de samme estimationsresultater som i de tre første søjler i tabel 7; standardafvigelsen på regressionerne bliver dog lidt større, DW lidt kønnere og forudsigelsesfejlene for 1985-86 lidt mindre; forudsigelsesfejlene for 1984 bliver til gengæld lidt større; parameterestimerterne er stort set uændrede. I sidste søjle i tabel 7 er vist estimationsresultatet svarende til anden søjle, d.v.s. at kapitalgevinster på boliger er beregnet ud fra alene ejerboligbeholdningen.

Direkte estimation af (15) med og uden konstantled har også været forsøgt, men konstantleddet er insignifikant og DW-teststørrelsen er meget lav; dette problem afhjælpes ikke, selv om der estimeres i ændringer eller ved hjælp af Cochrane-Orcutt-metoden.

6. Error-correction og formue (integral kontrol)

Estimationsresultaterne i afsnit 4 for den grundlæggende livscykelmodel viste, at der var autokorrelationsproblemer og store residualer nogle år. Disse problemer kan afhjælpes ved at indføre noget dynamik i estimationsligningen, jf. afsnit 5, hvor dynamikken kom ind via kvasidifferenstransformationen. I det følgende tages et andet udgangspunkt, idet dynamikken indføres via minimering af en tabsfunktion, som i Hendry og Ungern-Sternberg (1981).²¹ Livscykelteoriens steady state resultater - at forholdet mellem formue og indkomst og forholdet mellem forbrug og indkomst er konstante og funktioner af vækstraten i steady state - fastholdes:

²¹"Liquidity and Inflation Effects on Consumers' Expenditure" i A. Deaton (ed.): "Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behaviour, CUP, 1981.

$$(19) C = K^* Y, \quad A = B^* Y.$$

I steady state, hvor C , Y og A vokser med samme vækstrate g , og hvor der ikke er kapitalgevinster (eller disse tænkes medregnet i indkomsten) gælder:

$$(20) A - A(-1) = Y - C = S = gA(-1)$$

Fra (19) og (20) fås at

$$K^* = 1 - (g/(1+g))B^*,$$

hvilket svarer til den i afsnit 2 udledte sammenhæng mellem forbrugskvote og formue-indkomst-forhold (bortset fra korrektionen $(1+g)$, som skyldes, at det er ultimoformuen, der indgår i (19)). Idet små bogstaver betegner logaritmer kan (19) skrives:

$$(21) c = k^* + y, \quad a = b^* + y.$$

Det påstås nu, at der gælder følgende en-periode kvadratiske tabsfunktion:

$$(22) q = \delta_1 (a - y - b^*)^2 + \delta_2 (c - y - k^*)^2 + \\ \delta_3 (c - c(-1))^2 - 2\delta_4 (c - c(-1))(y - y(-1)),$$

hvor a og c er logaritmen til planlagt ultimoformue og forbrug, og y er logaritmen til forventet indkomst. De første to led afspejler omkostningerne ved afvigelser mellem på den ene side de planlagte A/Y og C/Y forhold og på den anden side de respektive steady state værdier. Tredie led afspejler omkostninger ved at ændre forbruget, medens fjerde led angiver, at disse omkostninger er mindre, hvis forbruget ændres i samme retning som indkomsten (og dermed steady state forbruget).

Førsteordensbetingelsen for minimering af tabsfunktion ($dq/dc = 0$) bruges til at udlede estimationsligningen. Først elimineres a dog fra (22) ved at påstå, at steady state

relationen (20) gælder for planlagte størrelser. (20) kan skrives:

$$(Y-C)/Y = (A-A(-1))/Y = [(A-A(-1))/A(-1)]B^*/(1+g),$$

hvilket approksimativt kan omskrives til

$$(23) Da = H^*(y-c), \quad H^* = (1+g)/B^*,$$

hvor D betegner absolut ændring. Førsteordensbetingelsen for minimering af q givet (23) leder (efter en del mellemregninger) frem til estimationsligningen:

$$(24) Dc = \alpha_0 + \alpha_1 Dy + \alpha_2 (y(-1)-c(-1)) + \alpha_3 (a(-1)-y(-1)),$$

hvor

$$\alpha_0 = (\delta_2 k^* - \delta_1 H^* b^*)/\alpha_4, \quad \alpha_1 = (H^* \delta_1 (H^* - 1) + \delta_2 + \delta_4)/\alpha_4, \\ \alpha_2 = (H^{*2} \delta_1 + \delta_2)/\alpha_4, \quad \alpha_3 = H^* \delta_1/\alpha_4, \quad \alpha_4 = (H^{*2} \delta_1 + \delta_2 + \delta_3).$$

Bortset fra sidste led på højresiden svarer (24) til error-correction-modellen i ADAM, OKT84. Variablen Dy kaldes differential kontrol (ændring i indkomst fører til ændring i forbrug) og $(y(-1)-c(-1))$ kaldes proportional kontrol (forbruget afhænger negativt af det laggede forhold mellem forbrug og indkomst). Den sidste variabel $(a(-1)-y(-1))$ kaldes integral kontrol (tidligere perioders opsparing akkumuleres i a og påvirker derigennem forbruget). Integral kontrol-variablen betyder, at hvis forbrugskvoten i flere perioder har været f.eks. større end svarende til ligevægtsforbrugskvoten, vil den deraf følgende lavere opsparing resultere i stadig mindre A/Y-forhold, som vil udøve et stadig kraftigere negativt pres på forbruget.

Sættes $Dy = Dc = Da = g$ i (24) fås steady state forbrugskvoten:

$$(25) C/Y = N(A/Y)^m,$$

hvor $N = \exp[(\alpha_0 - (1 - \alpha_1)g)/\alpha_2]$ og $m = \alpha_3/\alpha_2$

Estimationsligningen (24) blev udledt ud fra minimering af tabsfunktionen (22). En tilsvarende estimationsligning, men med den ekstra forklarende variabel $Da(-1)$, kan udledes ved at tage steady state relationen (25) som udgangspunkt, og derefter dynamisere ved at indføre rationelle lag i variablerne på samme måde, som "man plejer" at udlede error correction modeller.²² Idet A lagges kan (25) skrives

$$(25^1) \quad C = NA(-1)^m Y^{1-m}$$

I logaritmer fås

$$c = n + ma(-1) + (1-m)y.$$

Første ordens rationelt lag (normeret m.h.t. c) giver

$$(26) \quad \begin{aligned} c &= n + a_1c(-1) + (1-m)(\beta_0y + \beta_1y(-1)) + m(\epsilon_0a(-1) + \epsilon_1a(-2)) \\ &= n + a_1c(-1) + b_0y + b_1y(-1) + e_0a(-1) + e_1a(-2), \end{aligned}$$

hvor $b_i = (1-m)\beta_i$ og $e_i = m\epsilon_i$.

Restriktionen $a_1 + b_0 + b_1 + e_0 + e_1 = 1$ sikrer, at (26) giver (25) i steady state. Anvendes den til at eliminere b_1 i (26) fås efter en del omskrivninger estimationsligningen:

$$(27) \quad \begin{aligned} Dc &= n + b_0Dy + (a_1 - 1)(c(-1) - y(-1)) \\ &\quad + (e_0 + e_1)(a(-2) - y(-1)) + e_0Da(-1), \end{aligned}$$

²²Jf. f.eks. Davison, Hendry, Srba og Yeo: "Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom". Economic Journal, 1978.

der svarer til (24) bortset fra variabelen $Da(-1)$ og bortset fra, at det er den laggede primoformue, der indgår i integral-kontrol-leddet.

Indsættes $Dy = Dc = Da = g$ i (27) fås steady state relationen

$$(28) C/Y = U(A(-1)/Y)^u$$

hvor

$$U = \exp[(n + (b_0 + e_0 - 1)g)/(1 - a_1)] \text{ og } u = (e_0 + e_1)/(1 - a_1).$$

Tabel 8 viser resultatet af at estimere (24) og (27), idet (L betegner naturlig logaritme):

$$Dc = DLfCp5$$

$$Dy = DLYdd$$

$$(c-y)(-1) = L(fCp5/Ydd)(-1)$$

$$(a-y)(-1) = L(AP\langle i \rangle/Ydd(-1)) \quad \text{for (24)}$$

$$(a-y)(-1) = L(AP\langle i \rangle(-1)/Ydd(-1)) \quad \text{for (27)}$$

$$Da(-1) = DLAP\langle i \rangle$$

Tabel 8. Estimation af ligning (24) og (27), 1958-83

Model	(24)		(27)	
Formue	AP1	AP2	AP1	AP2
Konstant	-.027 (1.5)	-.040 (2.3)	-.026 (1.5)	-.029 (1.8)
DLydd	.40 (5.6)	.41 (6.0)	.39 (5.8)	.36 (5.7)
(C-Y)(-1)	-.41 (4.3)	-.46 (5.2)	-.37 (4.0)	-.37 (4.3)
(a-Y)(-1)	.0032 (.2)	.015 (1.0)	.0029 (.2)	.0074 (.6)
Da(-1)			.077 (2.1)	.094 (2.7)
S	.011	.010	.0099	.0091
DW	1.75	1.62	1.87	1.77
R ²	.82	.83	.85	.87
C(1,2) ¹⁾	.929	.926	.924	.923
C(1,4)	.934	.946	.929	.936
C(4,2)	.888	.891	.884	.883
C(4,4)	.893	.911	.889	.895
Fejl ²⁾				
80	-.4	-.5	-.5	.1
81	-1.3	-1.1	-.6	-.2
82	-.9	-.9	-.1	-.2
83	-.8	-1.0	-.4	-1.4
84	-.0	-.4	-1.0	-1.4
85	2.4	2.0	1.9	1.6
86	3.9	3.4	3.2	2.9
AP1				
AP2				

1) C(g,ba) er steady state forbrugskvoten ved en vækst på g pct.
og et formue-indkomst-forhold på ba.

2) Se fodnote 1 til tabel 4.

Som det fremgår af de fire først søjler i tabel 8, er koefficienten til det laggede A/Y-forhold, d.v.s. integral kontrol variabelen, insignifikant²³ (omend fortegnet er rigtigt). Derfor er ligningen (27) også estimeret uden denne variabel, jf. de to sidste søjler i tabellen. Estimerne for de øvrige parametre er meget ens for de forskellige estimationer. Estimerne af koefficienten til formuevæksten for ligning (27) svarer til koefficientestimerne til formuen i de foregående afsnit. Anvendelse af AP2 som formueudtryk giver en lidt lavere standardafvigelse for regressionen, men til gengæld også en lidt grimmere DW-værdi. Det ses, at steady state forbrugskvoten kun ændres meget lidt med A/Y-forholdet, hvilket naturligvis skyldes, at estimerne for koefficienten til $(a-y)(-1)$ er tæt ved nul, jf. (28). (Når $(a-y)(-1)$ udelades som regressor, bliver steady state forbrugskvoten uafhængig af A/Y-forholdet). Forudsigelsesfejlene i 1980'erne er generelt ret små bortset fra 1985 og - især - 1986, hvor de estimerede relationer ikke kan fange den kraftige reale forbrugsvækst på hhv. 3.7 og 4.3 pct.

7. Afslutning

Sammenlignes estimationsresultaterne fra tabel 4, 7 og 8, hvor formuen indgår, med tabel 6, hvor formuen ikke indgår, fås følgende konklusion m.h.t. forklaring af forbrugsudviklingen i 1980'erne: For perioden 1980-84 vinder man ikke noget ved at inddrage formuen i forbrugsfunktionen - forudsigelsesfejlene er små, også i den "rene" indkomstmodel. (Estimationerne i tabel 4 har endda store fejl i 1984). For 1985-86 er ændrings-specifikationen af den grundlæggende livscykelmodel (tabel 4) og kapitalgevinst-estimationen i sidste søjle i tabel 7 bedst, mens den rene indkomstmodel (tabel 6) og de to formuemodeller i afsnit 5 og 6 (tabel 7 og 8) har alvorlige problemer, især i 1986. Undervurderingen af forbrugsudviklingen i 1985-86 er mest markant for error-correction modellerne i tabel 6 og 8. For 1986 kan dette forklares af fejlkorrektionsleddet (den laggede forbrugskvote): Når forbrugskvoten er høj to år i træk (som det

²³ Et lignende sorgeligt resultat fås i Jørgen Birger Christensens Store Opgave.

var tilfældet i 1985 og 1986), vil der opstå problemer, fordi den høje forbrugskvotepå det første år trækker forbrugsskønnet for det andet år ned. Sammenlignes formuemodellerne, er estimationerne i afsnit 5 og 6 bedst, men ikke uden problemer. I Pesaran og Evans' model estimeres et stort konstantled, som synes svært at fortolke, og en uplausibel stor forbrugskvotepå kapitalgevinster på obligationer. I error-correction modellerne i afsnit 6 er integral kontrolvariablen insignifikant, og forbrugsvæksten undervurderes med 3 pct. i 1986.

De videre forsøg med inddragelse af formuen i forbrugsbestemmelsen må bl.a. afhænge af, hvordan det samlede forbrugssystem i den kommende version af ADAM skal se ud. Når C_v indgår i makroforbrugsudtrykket med et fordelt lag, får det konsekvenser for det dynamiske lineære udgiftssystem, og forbrugssystemet bør, som Ellen Andersen har påpeget, ændres i lyset af boligmodellen, hvilket kan få konsekvenser for definitionen af forbrug og disponibel indkomst. Disse problemstillinger er diskuteret i notatet "Varige goder, boligmodel og forbrugssystem".²⁴

Men uanset denne diskussion kan følgende muligheder afprøves:

1. Lagget i ydelses- og formueudtrykkene svarende til C_b og C_v kan nedsættes til f.eks. 5 år. Hvis estimationsresultaterne herved ikke bliver væsentlig ringere, kan man nøjes med de kortere lag, hvilket er teknisk mere behageligt ved modelkørsler.
2. Alternative laglængder og lagstrukturer for restindkomst i den disponible indkomst.
3. Inddragelse af en serie for aktier i formuen, hvilket kan få konsekvenser for restindkomstudtrykket i Y_{dd} .
4. Pensionskasser m.v. kan gives en mindre vægt i formueudtrykket.
5. Hvis årsagen til at formuen skal med i forbrugsfunktionen er, at forbruget er likviditetsbegrænset (og formuen er afgørende for lånemuligheder), bør nettorenteindtægter måske tages med i den disponible indkomst.

6. Når laglængden for ydelses- og formueudtryk for C_b og C_v er fastlagt, skal der dannes en pris svarende til $pcp4v$ for det nye forbrugsudtryk, og denne skal anvendes som deflator i forbrugssystemet.
7. Problemet med den høje forbrugskvote ud af kapitalgevinster på obligationer i modellen i afsnit 5 kan evt. løses ved, at lade disse kapitalgevinster (netto) indgå direkte i indkomstudtrykket, således at deres forbrugskvote a priori antages at være lig med forbrugskvoten ud af lønindkomst.

34

EXECUTION

1947	1948	1949	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986
FCP5	YDD	YD6	YDR	DLFCP5	DLYDD	PCP	R	IWBZ	IKU																														
78428.37	-3918.073	10079.87	-3943.534	0	0	1.000000	0	0	0																														
81049.38	65926.37	12954.44	6076.277	0	0	.142843	0	.047900	.049500																														
85059.73	88707.12	12954.44	6739.988	0	0	.147055	.010864	.048800	.051300																														
82497.92	100354.5	15978.50	8092.720	0	0	.161623	-.055330	.050800	.054900																														
83180.93	99706.23	17324.69	7842.609	0	0	.176362	-.043222	.056100	.062000																														
87457.83	101896.2	18045.66	8355.890	0	0	.179554	.030331	.058900	.063800																														
89324.54	105196.9	18890.92	8993.204	0	0	.182006	.033805	.057500	.063400																														
901063.4	110070.3	19976.92	9062.103	0	0	.183992	.038101	.059200	.066200																														
105311.6	109048.7	20741.55	8990.583	0	0	.192426	.006796	.064600	.071000																														
109128.4	110124.3	21839.48	9561.499	0	0	.200710	.009118	.065600	.070000																														
120863.2	114023.1	23025.66	9725.638	0	0	.204217	.034838	.067600	.069000																														
128068.0	124723.1	25805.16	9664.062	.041176	.031720	.204082	.050544	.058600	.072500																														
130953.4	124723.1	27829.61	11316.02	.035601	.057975	.209357	.023789	.059600	.070500																														
142887.2	130953.4	31420.93	12495.41	.031913	.048746	.215119	.025876	.063100	.076500																														
149279.7	142887.2	34814.15	13190.53	.070221	.087214	.222843	.022677	.069100	.083000																														
147147.2	149279.7	36196.53	13271.55	.057903	.043766	.236123	-.000351	.069500	.088000																														
159389.9	147147.2	40589.59	15313.06	.02201	-.014388	.249139	.000868	.068600	.086500																														
170911.8	159389.9	46103.91	16530.31	.068776	.079920	.258067	.007433	.074600	.085500																														
175590.3	170911.8	50321.63	17762.49	.045354	.069794	.273252	.007433	.091300	.092500																														
178909.4	175590.3	55161.79	18439.04	.049001	.027006	.290332	.002865	.091800	.094000																														
181419.2	178909.4	60273.84	19217.28	.030319	.018726	.311909	-.008478	.094400	.096500																														
193997.1	181419.2	67843.50	21613.29	.052196	.067033	.349365	-.008313	.087800	.100000																														
192883.6	193997.1	71999.50	22166.98	.041922	-.005757	.372518	.024166	.096400	.113000																														
188636.8	192883.6	76305.37	22379.30	.005555	-.022283	.403399	.005037	.113700	.124000																														
205901.7	188636.8	86416.28	28708.62	.015620	-.022272	.436286	-.022727	.116000	.130000																														
203615.4	205901.7	100869.3	33823.87	.034666	.042276	.487326	-.023111	.110000	.110500																														
217714.0	203615.4	113783.7	33421.08	-.002691	-.011166	.560381	-.053451	.129597	.155000																														
224330.5	217714.0	150664.0	35558.53	.020753	.066949	.616112	-.067929	.163880	.152500																														
227277.9	224330.5	169094.2	42616.88	.054799	.029938	.676834	-.024966	.131239	.135200																														
229119.7	227277.9	185750.2	39951.71	.018309	.013053	.748566	-.017289	.147400	.147400																														
225264.0	229119.7	204964.3	46456.66	.018999	.010293	.817773	-.003526	.167935	.158500																														
219795.1	225264.0	221167.2	46615.06	.019209	-.002222	.903184	-.016352	.175161	.151200																														
228953.6	219795.1	241801.7	53296.18	-.010163	-.016972	1.000000	-.007954	.174423	.155100																														
231225.6	228953.6	276986.5	68872.70	-.024791	-.045777	1.120465	-.024291	.190758	.187400																														
233091.8	231225.6	302128.3	76448.86	.004899	.040824	1.235289	-.002385	.193242	.172200																														
234558.6	233091.8	327000.9	83801.62	.008567	.009874	1.318765	-.003930	.204992	.183700																														
232289.8	234558.6	345297.2	93960.81	.015991	.008039	1.403887	.004243	.143725	.154800																														
232794.7	232289.8	357969.3	87262.40	.037201	.006273	1.471873	.013074	.140450	.146300																														
				.043479	.017392	1.524432	.020214	.115500	.142900																														
								.105000	.131000																														

Finansielle formuedata til forbrugsestimationer

I det følgende redegøres for opstillingen af serier af finansielle formuedata til brug for estimation af forbrugsfunktioner, nærmere bestemt serier for den private ikke-finansielle sektors obligationsbeholdning, obligationsgæld og samlede finansielle nettostilling.

Data fra FINDAN-banken anvendes 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).

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

- 1) NATAN-beholdninger er ikke ægte ultimo-tal; en given beholdning for 2. halvår (periodeenheden er halvår) er således konstrueret som et vejjet gennemsnit af beholdningen ultimo henholdsvis 2., 3. og 4. kvartal med vægtene $1/4$, $1/2$ og $1/4$.
- 2) Sektorafgrænsningen i NATAN svarer ikke på alle punkter til FINDAN's.
- 3) I NATAN-banken undervurderes væksten i obligationsaktiver og -passiver som følge af at nettotilgangen til kursværdi ikke er tillagt fordelte emissionskurstab.¹

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. Der er dog som nævnt den væsentlige forskel, at "nettotilgang til kursværdi" i NATAN opgøres som bruttotilgang

¹ Jf. nationalbank-notatet af Anders Møller Christensen: "Data for obligationsmarkedet - nogle principielle aspekter", 19.11.84.

til kursværdi minus afgang til pari, medens der i FINDAN desuden tillægges fordelte emissionskurstab.

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

Fix-punktet i FINDAN's obligationsserier er 1980, mens det i NATAN's er 1955. Idet der tages udgangspunkt i 1980 dannes serien for den private sektors obligationsgæld til kursværdi, PBGK, som en akkumuleret strøm med kursregulering af gælden ultimo foregående periode:

$$(1) \text{PBGK} = \text{PBGK}(-1) * (\text{KURBR}/\text{KURBR}(-1)) * Q + \text{DPBG},$$

hvor DPBG er nettotilgangen til kursværdi inklusive fordelte emissionskurstab, KURBR er kursen på en repræsentativ realkreditobligation, og Q er en korrektionsfaktor som sikrer at NATAN's fixpunkt for 1955 rammes, når (1) bruges til at "bakke" bagud i tid. Det kan forsvares at anvende en korrektionsfaktor, da den simple metode der ligger i (1), hvor kursreguleringen foretages ved hjælp af en repræsentativ obligation, indebærer meget betydelige fejl selv i løbet af ganske få perioder.²

Serier for den private sektors og A-sektorens (livsforsikringsselskaber, pensionskasser m.v.) obligationsbeholdninger til kursværdi, PBK henholdsvis ABK, dannes på tilsvarende måde:³

$$(2) \text{PBK} = \text{PBK}(-1) * (\text{KURPB}/\text{KURPB}(-1)) * Q + \text{DAB}.$$

$$(3) \text{ABK} = \text{ABK}(-1) * (\text{KURAB}/\text{KURAB}(-1)) * Q + \text{DAB}.$$

Q er lig 1 fra 1980 i (1)-(3). Anvendelse af (1)-(3) kræver, foruden fix-punkterne for fordringerne til kursværdi i 1980 og 1955, data for kurser og nettotilgang til kursværdi for hele perioden 1955-85.

² Jf. modelgruppepapiret GA 04.06.86: "Obligationsaktiver og -passiver til kursværdi"

³ Grunden til at ABK beregnes er, at A-sektorens egenkapital indgår som aktiv i den private sektors finansielle nettostilling, jf. nedenfor.

1.2. Obligationskurser

Til beregning af kursen på realkreditobligationer anvendes formlen:

$$(4) \text{ KURBR} = \left[\frac{(1 - (1 + IN)^{-NBR})}{IN} \right]^{-1} * \left[\frac{(1 - (1 + IWBZ)^{-NBR})}{IWBZ} \right]$$

hvor IN er gennemsnitlig nominal (pålydende) rente, IWBZ effektiv rente og NBR restløbetid. Første firkantede parentes på højresiden i (4) er ydelsen pr. termin for et annuitetslån på 1 kr. ved rente IN og løbetid NBR, anden firkantede parentes angiver nutidsværdien af 1 kr. i NBR terminer når den effektive rente er IWBZ.

Den gennemsnitlige nominelle rente for realkreditobligationer, IN, er beregnet som samlede renteindbetalinger i forhold til restgælden på udestående lån. I NATAN-banken (hvor den kaldes NOR) ligger den med værdier fra 1955-83.

Den gennemsnitlige restløbetid for realkreditobligationer beregnes også på samme måde som i NATAN: Forholdet mellem ydelse, y , og afdrag, a , for et annuitetslån med restløbetid NBR er⁴

$$y/a = (1 + IN)^{NBR+1}$$

Dvs.

$$(5) \text{ NBR} = \ln(y/a) / \ln(1 + IN) - 1$$

Den gennemsnitlige restløbetid beregnes ud fra (5), idet y/a er lig 1+forholdet mellem rentebetalinger og ordinære afdrag (variablen RUDAF i NATAN-banken).

Tabel 1 viser gennemsnitlig nominal rente, IN, restløbetid for realkreditobligationer, NBR, restløbetid for P- og A-sektorernes obligationsbeholdninger (som antages at være lig NBR frem til 1975, og aftage kraftigere derefter som følge af den voksende mængde statsobligationer med relativt kort løbetid), NPB, samt kurserne, KURBR og KURPB, beregnet ved hjælp af (4).

⁴ Jfr. Blomgren-Hansen og Knøsgaard: "Boligmarkedet i den pengepolitiske transmissionsmekanisme", Danmarks Nationalbank, 177, bilag 1.

KURAB er forudsat lig KURPB, og den gennemsnitlige nominelle rente for realkreditobligationer, IN, er forudsat også at være den gennemsnitlige nominelle rente for P- og A-sektorernes obligationsbeholdninger. Tallene for IN og NBR frem til 1983 stammer fra NATAN-banken. Tallene for 1984-85 er skønnede.

Tabel 1

	IN	RUDAF	NBR	NPB	KURBR	KURPB	
1955	.041400	3.980000	38.57580	38.57580	.737888	.737888	1955
1956	.041800	3.880000	37.70930	37.70930	.736357	.736357	1956
1957	.042200	3.625000	36.05137	36.05137	.729628	.729628	1957
1958	.042700	3.420000	34.54211	34.54211	.820256	.820256	1958
1959	.043300	3.155000	32.60119	32.60119	.823151	.823151	1959
1960	.044200	3.400000	33.25594	33.25594	.798404	.798404	1960
1961	.045600	3.365000	32.04752	32.04752	.765820	.765820	1961
1962	.047500	3.420000	31.02447	31.02447	.784340	.784340	1962
1963	.049600	3.485000	30.00115	30.00115	.814976	.814976	1963
1964	.050900	3.595000	29.71627	29.71627	.780339	.780339	1964
1965	.052600	3.725000	29.29200	29.29200	.683907	.683907	1965
1966	.054200	3.800000	28.71867	28.71867	.695843	.695843	1966
1967	.055500	3.875000	28.32764	28.32764	.692113	.692113	1967
1968	.056600	3.970000	28.12333	28.12333	.741920	.741920	1968
1969	.057300	3.940000	27.66850	27.66850	.696996	.696996	1969
1970	.057300	3.810000	27.18988	27.18988	.611385	.611385	1970
1971	.059100	3.790000	26.28221	26.28221	.637748	.637748	1971
1972	.063900	3.790000	24.29052	24.29052	.687581	.687581	1972
1973	.064700	3.760000	23.88709	23.88709	.608083	.608083	1973
1974	.069000	3.810000	22.54034	22.54034	.523657	.523657	1974
1975	.073300	3.690000	20.84727	20.84727	.668880	.668880	1975
1976	.076900	3.620000	19.65685	19.00000	.611417	.616936	1976
1977	.080200	3.595000	18.76726	18.00000	.590440	.597347	1977
1978	.082000	3.551000	18.22757	17.00000	.581756	.593458	1978
1979	.083900	3.557000	17.82520	16.00000	.595198	.613262	1979
1980	.086700	3.542000	17.20142	15.00000	.567794	.591248	1980
1981	.090200	3.480000	16.36455	14.00000	.582649	.609285	1981
1982	.093400	3.537000	15.93617	13.00000	.569552	.604692	1982
1983	.095500	3.608000	15.75013	12.00000	.766554	.799399	1983
1984	.100000	0	15.00000	11.00000	.805721	.837954	1984
1985	.100000	0	15.00000	10.00000	.916398	.935962	1985

1.2. Nettotilgang til kursværdi

For den private sektors obligationsgæld er der ikke sektorafgrænsningsproblemer imellem FINDAN og NATAN. I tabel 2 angiver DZBZRE og DBLP nettotilgangen til kursværdi i henholdsvis FINDAN- og NATAN-banken. DZBZRE (=DZBZR-DEZR) er eksklusive fordelte emissionskurstab, således at forskellen mellem serierne (DIFFBR) alene skyldes ultimo-ctr. gennemsnitstal. I tabellen er endvidere vist de fordelte emissionskurstab, DEZR. Det antages at de fordelte emissionskurstab aftager lineært fra 1970 tilbage til 1956:

$$DEZR = 310 - (1971 - ID) * 15$$

, 1956-1970

Nettotilgang til kursværdi inklusive fordelte emissionskurstab for den private sektors obligationsgæld er så:

$$DPBG = \begin{cases} DZBZR & , 1971-1985 \\ DBLP + 310 - (1971 - ID) * 15 & , 1956-1970 \end{cases}$$

De to sidste søjler i tabel 2 viser obligationsgælden i henholdsvis FINDAN- og NATAN-banken.

Tabel 2

	DZBZRE	DBLP	DIFFBR	DEZR	DPBG	ZBZR	BLP	
1955	0	9197.000	-9197.000	0	0	0	9197.000	1955
1956	0	345.0000	-345.0000	0	430.0000	0	9542.000	1956
1957	0	351.0000	-351.0000	0	451.0000	0	9893.000	1957
1958	0	735.0000	-735.0000	0	850.0000	0	10628.00	1958
1959	0	969.0000	-969.0000	0	1099.000	0	11597.00	1959
1960	0	1163.000	-1163.000	0	1308.000	0	12760.00	1960
1961	0	1711.000	-1711.000	0	1871.000	0	14471.00	1961
1962	0	1989.000	-1989.000	0	2164.000	0	16460.00	1962
1963	0	2622.000	-2622.000	0	2812.000	0	19082.00	1963
1964	0	3258.000	-3258.000	0	3463.000	0	22340.00	1964
1965	0	4271.000	-4271.000	0	4491.000	0	26611.00	1965
1966	0	3926.000	-3926.000	0	4161.000	0	30537.00	1966
1967	0	4343.000	-4343.000	0	4593.000	0	34880.00	1967
1968	0	5495.000	-5495.000	0	5760.000	0	40375.00	1968
1969	0	7988.000	-7988.000	0	8268.000	0	48363.00	1969
1970	0	6327.000	-6327.000	0	6622.000	18815.72	54690.00	1970
1971	9515.229	8785.000	730.2294	310.7760	9531.005	28641.73	63475.00	1971
1972	12629.70	11951.00	678.6989	351.6461	12981.34	41623.07	75426.00	1972
1973	15767.42	16015.00	-247.5813	417.6130	16185.03	57808.11	91441.00	1973
1974	15638.40	15793.00	-154.6003	543.2570	16181.66	73989.76	107234.0	1974
1975	21342.52	19934.00	1408.517	695.8541	22038.37	96028.13	127168.0	1975
1976	19818.19	21095.00	-1276.812	695.8550	20514.04	116542.2	148263.0	1976
1977	17631.08	18722.00	-1090.916	1037.229	18668.31	135210.5	166985.0	1977
1978	18886.79	18874.00	12.79004	1244.286	20131.08	155341.6	185859.0	1978
1979	21106.83	21119.00	-12.17017	1500.631	22607.46	177949.0	206978.0	1979
1980	17042.65	17977.00	-934.3479	1756.319	18798.97	196748.0	224955.0	1980
1981	13623.82	14394.00	-770.1763	1964.578	15588.40	212336.4	239349.0	1981
1982	14532.00	12828.00	1704.000	2245.500	16777.50	229113.9	252177.0	1982
1983	34124.00	30462.00	3661.999	2483.400	36607.40	265721.3	282639.0	1983
1984	39640.00	282639.0	322279.0	2687.800	42327.80	308049.1	0	1984
1985	63781.00	0	63781.00	2849.700	66630.70	374679.8	0	1985

For obligationsbeholdningerne i F- og A-sektorerne er der nogle mindre problemer vedrørende sektorafgrænsning.

I tabel 3 angiver DIFF<i> forskellen mellem den absolutte ændring i sektor i's obligationsbeholdning i henholdsvis FINDAN-

og NATAN-banken. De fordelte emissionskurstab er trukket ud af FINDAN-tallene, således at de tilbageværende forskelle alene skyldes ultimo-ctr. gennemsnitsopgørelse og sektorafgrænsning. P angiver den private ikke-finansielle sektor, A livsforsikringsselskaber, pensionskasser, skadesforsikringsselskaber, realkreditinstitutter og offentlige fonde, G staten, B pengeinstitutter, L kommuner, I giro, N nationalbank og F udland. Sidste kolonne, DIFFSUM, angiver summen af forskellene. At DIFFSUM ikke er nul skyldes naturligvis ikke forskelle i sektorafgrænsningen, men alene ultimo-ctr. gennemsnitstal. At de aggregerede absolutte årlige ændringer generelt har været større i FINDAN end i NATAN skyldes at obligationsbeholdningerne generelt har haft en tendens til at vokse eksponentielt snarere end lineært.

Tabel 3

	DIFFP	DIFFA	DIFFG	DIFFB	DIFFL	DIFFI	DIFFN	DIFFF	DIFFSUM	
1971	687.6999	-52.69958	91.00002	324.0002	30.00002	19.00001	-177.0000	.000009	922.0005	1971
1972	1064.100	-189.9995	54.00003	-595.9998	26.90003	41.00003	140.0001	337.0000	877.0009	1972
1973	1101.800	141.2005	-728.0000	-635.9998	117.0000	17.00005	-53.99992	204.0000	163.0011	1973
1974	-606.5997	144.4010	51.00006	604.0003	-304.7999	180.0001	-30.99994	27.00001	64.00187	1974
1975	-289.8990	393.7009	253.0001	2276.001	-246.7999	-376.9999	625.0001	22.00002	2656.003	1975
1976	1032.001	675.8011	22.00015	-1020.000	562.2001	-30.99987	-425.9998	229.0000	1044.003	1976
1977	-517.2993	689.4016	451.0001	-1390.999	-272.0999	-37.99994	-625.9998	89.00005	-1614.997	1977
1978	-117.2982	1066.503	-208.9996	147.0013	-137.1999	-47.99993	398.0003	650.0001	1750.007	1978
1979	-2010.498	477.8027	-265.9998	1116.001	-383.2998	-45.99992	110.0003	-1559.000	-2560.994	1979
1980	-105.9992	-320.9993	82.00012	1844.000	66.50014	-54.99997	297.0002	694.0001	2501.502	1980
1981	-1132.700	1405.799	495.9999	918.9999	-84.30000	6.000002	-412.0000	-3.999996	1193.799	1981
1982	-506.2002	2946.999	-789.0002	3674.000	-316.8000	15.00000	554.0000	-340.0000	5237.998	1982
1983	1717.000	-3136.001	-1853.000	6484.000	-737.0000	451.0000	-1161.000	1573.000	3337.998	1983

NOTE:

DIFFP = DPBZZ-DPEZ - DPBL-DPBS \$
 DIFFA = DABZZ-DAEZ + DOBZZ-DOEZ + DSBZZ-DSEZ + DRBZZ-DREZ - DABL\$
 DIFFG = DGBZZ-DGEZ + DHBZZ-DHEZ - DTBO \$
 DIFFB = DBBZZ-DBEZ - DBBL-DBBS \$
 DIFFL = DLBZZ-DLEZ - DLBO \$
 DIFFI = DIBZZ-DIEZ - DGBO \$
 DIFFN = DNBZZ-DNEZ - DNBO \$
 DIFFF = DFBZZ-DFEZ - DFBL \$
 DIFFSUM = DIFFP+DIFFA+DIFFG+DIFFB+DIFFL+DIFFI+DIFFN+DIFFF \$

Det er obligationsbeholdningerne for P- og A-sektorerne vi er interesserede i. Forskellene mellem væksten i FINDAN og NATAN's serier for disse sektorer synes ikke voldsomt store, og sammen-

lignes med de øvrige sektorer lader det ikke til at de forskelle der er i væsentlig grad skyldes sektorafgrænsningsproblemer. Altså kan ændringerne i obligationsbeholdningerne i NATAN-banken anvendes til konstruktion af obligationsserier tilbage til 1955.

Som ovenfor antages at de fordelte emissionskurstab aftager lineært fra 1970 tilbage til 1956:

$$DPEZ = 177 - (1971 - ID) * 9 \quad , \quad 1956-1970$$

$$DAEZ1 = 136 - (1971 - ID) * 7 \quad , \quad 1956-1970$$

Nettotilgang til kursværdi inklusive fordelte emissionskurstab for henholdsvis P- og A-sektorens obligationsbeholdning er så:

$$DPE = \begin{cases} DPBZZ & , \quad 1971-1985 \\ DPBL + 177 - (1971 - ID) * 9 & , \quad 1956-1970 \end{cases}$$

$$DAE = \begin{cases} DABZZ1 & , \quad 1971-1985 \\ DABL + 136 - (1971 - ID) * 7 & , \quad 1956-1970 \end{cases}$$

hvor DPBZZ og DABZZ1 er nettotilgangen til kursværdi i FINDAN-banken, og DPBL og DABL er ændringerne i obligationsbeholdningerne (eksklusive fordelte emissionskurstab) i NATAN-banken.

Tabel 4

	DPEZ	DAEZ1 ¹⁾	DPB	DAB	PBZZ	PBL	ABZZ1 ²⁾	ABL	
1955	0	0	0	0	0	7010.000	0	4298.000	1955
1956	0	0	334.0000	276.0000	0	7302.000	0	4543.000	1956
1957	0	0	247.0000	327.0000	0	7498.000	0	4832.000	1957
1958	0	0	157.0000	433.0000	0	7595.000	0	5220.000	1958
1959	0	0	448.0000	508.0000	0	7974.000	0	5676.000	1959
1960	0	0	843.0000	527.0000	0	8739.000	0	6144.000	1960
1961	0	0	1409.000	451.0000	0	10061.00	0	6529.000	1961
1962	0	0	1162.000	530.0000	0	11127.00	0	6986.000	1962
1963	0	0	1419.000	798.0000	0	12441.00	0	7704.000	1963
1964	0	0	1762.000	743.0000	0	14089.00	0	8360.000	1964
1965	0	0	2200.000	947.0000	0	16166.00	0	9213.000	1965
1966	0	0	1398.000	1267.000	0	17432.00	0	10379.00	1966
1967	0	0	1603.000	1484.000	0	18894.00	0	11755.00	1967
1968	0	0	1724.000	1786.000	0	20468.00	0	13426.00	1968
1969	0	0	2737.000	2047.000	0	23046.00	0	15351.00	1969
1970	0	0	3639.000	2183.000	-1327.658	26517.00	13649.41	17405.00	1970
1971	176.9901	135.6581	3401.690	2204.959	2242.032	29222.00	15234.45	19527.00	1971
1972	185.8679	157.6400	4924.968	3728.641	9358.000	32897.00	18349.86	23288.00	1972
1973	204.2309	184.4027	7279.031	4745.603	16637.03	38870.00	23820.53	27708.00	1973
1974	237.0201	229.0141	3926.420	4845.415	20563.45	43166.00	28665.94	32180.00	1974
1975	270.7161	286.2777	983.8171	6782.979	21547.27	44169.00	35448.92	38283.00	1975
1976	311.6819	324.9888	6190.683	8751.790	27737.95	48671.00	44200.71	46034.00	1976
1977	459.5210	441.3664	8314.222	10319.77	36052.17	54889.00	54520.48	55223.00	1977
1978	832.8450	600.3709	12811.55	14971.87	48863.72	63030.00	69492.35	68528.00	1978
1979	1236.070	834.7044	9099.572	17170.51	57963.29	68549.00	86662.86	84386.00	1979
1980	1357.707	1154.637	8054.708	16493.64	66018.00	76468.00	103156.5	100046.0	1980
1981	2001.935	1397.885	14186.23	18929.68	80204.23	89659.00	122086.2	116172.0	1981
1982	2089.700	1767.500	15797.50	26191.50	96001.73	99960.00	148277.7	137649.0	1982
1983	3782.000	2989.200	11582.00	30671.20	107583.7	104229.0	178948.9	168467.0	1983
1984	4308.300	2851.900	29797.30	25250.90	137381.0	0	204199.8	0	1984
1985	4421.100	2945.700	15042.10	35255.70	152423.1	0	239455.5	0	1985

- 1) DAEZ1 = DAEZ + DOEZ + DSEZ + DREZ
 2) ABZZ1 = ABZZ + OBZZ + SBZZ + RBZZ

1.3. Obligationsaktiver og -passiver til kursværdi

Anvendes de ovenfor beregnede serier for obligationskurser og nettotilgang til kursværdi i ligning (1)-(3) fås, idet der tages udgangspunkt i 1980 og 0 tilpasses så NATAN's 1955-fixpunkt rammes, de i tabel 5 viste serier for den private sektors obligationsgæld og obligationsbeholdning samt A-sektorens obligationsbeholdning til kursværdi. 0 er (for 1956-79) lig med henholdsvis .9869025, .956402 og .999877 i ligning (1), (2) og (3).

Tabel 5

	PBGK	PBK	ABK	
1955	9197.151	7009.535	4298.427	1955
1956	9487.858	7024.024	4564.981	1956
1957	9729.025	6903.403	4849.709	1957
1958	11644.23	7579.526	5884.428	1958
1959	12631.27	7722.652	6412.465	1959
1960	13399.06	8006.912	6745.919	1960
1961	14554.90	8754.300	6920.813	1961
1962	16875.65	9737.115	7617.314	1962
1963	20117.14	11095.34	8711.870	1963
1964	22472.86	11922.60	9083.582	1964
1965	23928.76	12193.68	8907.080	1965
1966	28188.50	13263.59	10328.41	1966
1967	32263.19	14220.33	11755.79	1967
1968	39891.97	16303.07	14386.22	1968
1969	45253.63	17385.16	15560.46	1969
1970	45797.29	18223.91	15830.52	1970
1971	56972.43	21750.65	18716.07	1971
1972	73601.00	27352.80	23904.67	1972
1973	80423.80	30414.67	25883.83	1973
1974	84532.36	28976.42	27132.81	1974
1975	128599.3	36382.40	41436.08	1975
1976	136525.9	38284.71	46965.36	1976
1977	148783.4	43767.15	55788.25	1977
1978	164806.1	54398.04	70390.13	1978
1979	189013.3	62862.08	89900.60	1979
1980	196748.0	66018.00	103156.5	1980
1981	217483.9	82218.23	125233.2	1981
1982	229372.6	97395.96	150480.6	1982
1983	345317.7	140338.7	229605.5	1983
1984	405289.4	176904.6	265930.3	1984
1985	527592.6	212637.7	332289.6	1985

2. Den private sektors finansielle nettostilling

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

- 1) Der foretages en afgrænsning af den private ikke-finansielle sektor
- 2) Serien for ændringen i den finansielle nettostilling i FINDAN for 1974-85 kædes sammen med den tilsvarende serie i NATAN for 1956-73.
- 3) Denne serie, DPFN, korrigeres for ændring i kursværdi af de obligationsbeholdninger, der indgår i den private ikke-finansielle sektors balance, hvorved serien DPFNK fremkommer.

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 DPFNK. Der foretages dog en korrektion, således at NATAN's 1955-værdi for den finansielle nettostilling rammes.

2.1. Afgrænsning af privat ikke-finansiell sektor

FINDAN's balance for den private ikke-finansielle sektor fremgår af tabel 6.

Tabel 6 Hovedsektor 7: Privat ikke-finansiell sektor.

Aktiver		Passiver	
AQQA	Sektor 3s egenkapital	ALOP	Lån i livsforsik. m.v.
BQQB	Pengeinst. egenkapital	BLOP	Lån i pengeinst.
HBZZ	Hypotekbk. obl.behold.	ELOP	Lån i Eksp.fin.fond
HLOL	Hypotekbk. lån til komm.		
PBZZ	Privates obl.behold.		
PCUI	Privates giro	FLOH	Lån udland-Hypotekbank
PCUN	Privates sedler og mønt	FLOP	Lån udland-privat
PDEB	Privates indskud	FLOT	Lån udland-konc.virks.
RBZZ	Realkr. obl.behold.	FQQP	Øvr. priv. ford. fra udl.
SBZZ	Skadesfors. obl.behold.	GLOP	Lån i stat
TLOF	Konc.virk. lån til udl.	ZBZR	Obligationsudstedelse via realkredit
ZBZF	Udenl. obligationer		
FLOB	Ansvarlig indskud i pengeinstitut	PQQP	Sektorens egenkapital

AQQA - A-sektorens egenkapital - er lig obligationsbeholdninger i livsforsikringsselskaber, pensionskasser og offentlige fonde (ABZZ + OBZZ) plus udlån til kommuner og private (ALOL + ALOP).

Afgrænsningen af den private ikke-finansielle sektor i NATAN adskiller sig på følgende punkter fra afgrænsningen i FINDAN:

- a) Pengeinstitutternes egenkapital indgår ikke som aktiv for den private sektor i NATAN.
- b) Ansvarlige indskud i pengeinstitutter er en del af egenkapitalen i bank-sektoren i NATAN.

- c) Eksportfinansieringsfonden er en del af den private sektor i NATAN, mens den hører under Nationalbanken i FINDAN.
- d) Hypotekbanken hører under staten i NATAN, mens den er en del af den private sektor i FINDAN.
- e) Koncessionerede virksomheder tilhører staten i NATAN, men den private sektor i FINDAN.
- f) Realkreditinstitutter og skadesforsikringsselskaber tilhører A-sektoren i NATAN, men den private sektor i FINDAN.

Punkt f) har ingen betydning, da A-sektorens egenkapital indgår som aktiv i den private sektors balance.

Den private ikke-finansielle sektors finansielle nettostilling i NATAN kan altså karakteriseres ud fra PQQP som

$$(6) \text{ PQQP} - \text{BQQB} - \text{PLOB} + (\text{ELOF} - \text{FLOE} + \text{ELOP}) \\ + (\text{FLOH} - \text{HBZZ} - \text{HLOL} - \text{HLOP}) \\ - (\text{TLOF} - \text{FLOT}),$$

hvor ELOF og FLOE er eksportfinansieringsfondens fordringer på henholdsvis gæld til udlandet, og HLOP er hypotekbankens lån til private.

Den definition af den private ikke-finansielle sektors finansielle nettostilling, PFN, jeg har valgt er:

$$(7) \text{ PFN} = \text{PQQP} - \text{BQQB} - (\text{TLOF} - \text{FLOT})$$

Argumenterne for dette valg er, at det synes rimeligt at eksportfinansieringsfonden og koncessionerede virksomheder ikke indgår som en del af den private sektor; selv om det også ville være rimeligt at holde hypotekbanken ude, er denne korrektion udeladt, da HBZZ+HLOL+HLOP-FLOH (hypotekbankens egenkapital) er tæt på nul, og da HLOP ikke er en variabel der opdateres i FINDAN-banken; det kan diskuteres om PLOB skal indgå som aktiv, som det er tilfældet i (7).

(7) er en meget bred definition til anvendelse i en forbrugsfunktion. For eksempel kan det diskuteres om pensionskassers, forsikringsselskabers, offentlige fondes og realkreditinstitutters obligationsbeholdninger - som er vokset med ca. 300 mia. kr. de sidste 10 år - skal have samme effekt på forbruget som privat obligationsgæld og -beholdning.

2.2. Ændring i finansiel nettostilling

Med henblik på at føre FINDAN's serie for den private ikke-finansielle sektors finansielle nettostilling (PFN) tilbage til 1955 ved hjælp af NATAN-serien POL, sammenlignes de to serier for den periode, hvor der er tal i både FINDAN- og NATAN-banken, dvs. 1973-83.

Serien for nettostillingen beregnet ved hjælp af (6) er ikke lig med NATAN's serie, POL, da udgangspunktet for beregning af obligationsserierne i de to banker som nævnt er forskelligt. Men ændringen i (6) burde svare til ændringen i POL bortset fra fordelte emissionskurstab og ultimo-ctr. gennemsnitstal.

Da korrektionen for hypotekbanken som nævnt er uden stor betydning, og da udviklingen i ELOF og FLOE, og PLOB og ELOF ikke har været meget forskellig i perioden, har jeg valgt at sammenligne PFN i (7), korrigeret for fordelte emissionskurstab, med POL i NATAN.

Tabel 7 viser den akkumulerede forskel (korrigeret for fordelte emissionskurstab) mellem de absolutte ændringer i PFN og POL (ADIFFSUM) samt den akkumulerede forskel mellem ændringerne i underkomponenter af den private sektors balanceposter i henholdsvis FINDAN- og NATAN-banken (for aktiver: FINDAN-variabler minus NATAN-variabler, omvendt for passiver).

Tabel 7

	ADIFFS UM	ADIFFP CU	ADIFFA	ADIFFP B	ADIFFP DEB	ADIFFB R	ADIFFG	ADIFFB LOP	ADIFFP DP	ADIFFR EST
1974	1407.114	573.0000	70.60114	-606.5997	992.0000	154.6003	-231.2786	952.0000	-399.2089	-98.00000
1975	1775.667	921.0000	500.5308	-896.4986	3842.000	-1253.917	82.01631	388.0000	-1901.465	94.00000
1976	382.0079	763.0000	1231.832	135.5021	2296.000	22.89575	259.3390	-223.0000	-4393.561	290.0000
1977	3646.976	887.0000	2088.233	-381.7972	3017.000	1113.811	-225.6271	-352.0000	-2597.645	98.00001
1978	11651.11	1425.000	3190.088	-499.0953	4416.000	1101.021	-301.5108	-1318.000	3223.808	413.8000
1979	10603.74	1760.000	3859.890	-2509.593	4422.000	1113.191	764.5891	-1123.000	2185.363	131.3001
1980	25119.02	1473.000	3356.893	-2615.593	9625.000	2047.538	1189.589	-1628.000	11728.29	-57.69999
1981	26492.88	636.0000	4784.691	-3748.293	10784.00	2817.717	1457.590	-616.0000	11237.47	-860.2998
1982	44881.57	1763.000	7780.687	-4254.493	12501.00	1113.721	936.5888	3742.000	22324.57	-1025.500
1983	49488.68	1269.000	4575.683	-2537.493	24891.00	-2548.273	-807.4095	-1849.000	25912.77	582.4003

NOTE:

DIFFPCU = DPCUI+DPCUN - DPCU \$
 DIFFA = DAQQA+DRBZZ+DSBZZ-DALOP - (DPREA-DALOP) -
 DAEZ-DOEZ-DREZ-DSEZ \$
 DIFFPB = DPBZZ - DPBS-DPBL - DPEZ \$
 DIFFPDEB = DPDEB - DPDEB \$
 DIFFBR = BLP-BLP(-1) - (ZBZR-ZBZR(-1) - DEZR) \$
 DIFFG = DTLOP - DGLOP - (DFLOH-DHBZZ+DHEZ-DHLLOL) \$
 DIFFBLOP = DBLOP - DBLOP \$
 DIFFFDP = DFDP - (DFLOP+DFQQP-DZBZF) \$
 DIFFREST = (DPLOB-DELOP) - DPLOL \$
 DIFFSUM = DIFFPCU + DIFFA + DIFFPB + DIFFPDEB + DIFFBR +
 DIFFG + DIFFBLOP + DIFFFDP + DIFFREST \$
 = DPQQP-DBQQB-(DTLOP-DFLOT) - DPOL -
 (DAEZ+DOEZ+DREZ+DSEZ + DPEZ - DEZR + DHEZ) \$

Det ses at PFN vokser med næsten 50 mia. kr. mere end POL i perioden 1973-83! Årsagen hertil er først og fremmest at indskud i pengeinstitutter (PDEB) vokser med 25 mia. kr. mere i FINDAN end i NATAN, og at den private sektors nettogæld til udlandet (FDP) vokser med 26 mia. kr. mere i NATAN end i FINDAN. Kilden til PDEB er stort set den samme i FINDAN og NATAN. At væksten er størst i FINDAN skyldes alene at den absolutte vækst i ultimotal er større en i gennemsnitstal når fordringen vokser eksponentielt snarere end lineært. Årsagen til at den private sektors nettogæld til udlandet (FDP i NATAN, FLOP+FQQP-ZBZF i FINDAN) vokser langt mere i NATAN er, at der anvendes forskellige opgørelsesprincipper for en meget usikker størrelse.

Selv om PFN og POL altså udvikler sig meget forskelligt i perioden 1973-83, vil DPOL alligevel blive anvendt som udgangspunkt når PFN skal føres tilbage til 1955:

$$\text{DFPN} = \begin{cases} \text{D(FQQP-BQQB-(TLOP-FLOT))} & , 1974-1985 \\ \text{DPOL} & , 1956-1973 \end{cases}$$

Da de fordelte emissionskurstab på obligationsgæld og -beholdning stort set modsvarer hinanden før 1973, er der, i betragtning af den store usikkerhed der i øvrigt er, ikke korrigeret for fordelte emissionskurstab før 1973.

2.3. Ændring i finansiell nettostilling til kursværdi

Denne findes ud fra de tidligere beregnede obligationsserier til kursværdi:

$$(9) \text{ DPFNK} = \text{DFFN} + \text{DPBK} - \text{DPB} - \text{DPBGK} + \text{DPBG} + \text{DABK} - \text{DAB}$$

2.4. Finansiell nettostilling til kursværdi

Denne findes ud fra 1980-værdien for PFN i FINDAN-banken og DPFNK ved hjælp af ligningen

$$(10) \text{ PFNK} = \text{PFNK}(-1) + (\text{DPFNK} - \text{DKORR}),$$

hvor DKORR er korrektionsled, som sikrer at NATAN's 1955-værdi for POL rammes, når der bakkes bagud i tid ved hjælp af (10):

$$\text{PFNK} = \text{PFNK}(+1) - (\text{DPFNK}(+1) - \text{DKORR}(+1))$$

Det antages at DKORR, for de år hvor DPFNK er baseret på NATAN-tal, er proportional med bruttobevægelsen i de aktiver og passiver, der indgår i den private ikke-finansielle sektors finansielle nettostilling:

$$\text{DKORR} = \begin{cases} 0 & , 1974-1985 \\ .082822 * \text{DBRU} & , 1956-1973 \end{cases}$$

hvor DBRU er lig absolut ændring i aktiver plus absolut ændring i passiver for den private ikke-finansielle sektor iflg. NATAN-banken. Der skal altså foretages en korrektion svarende til godt

8 pct. af den årlige bruttobevægelse i aktiver og passiver for at ramme POL (1955). Denne korrektion forekommer ikke urimelig i lyset af analysen ovenfor, som viser at der er betydelige problemer med at sammenligne tal fra de to banker.

I tabel 8 er vist serierne for PFN, POL, DPFN og DPFNK. Sættes DKORR lig 0 i alle år fås serien PFNK00. Det ses at denne serie langt fra rammer NATAN's 1955-fixpunkt for POL. Endelig er serien for PFNK med korrektion vist.

Tabel 8

	PFN	POL	DPFN	DPFNK	PFNK00	PFNK	
1955	0	3136.000	0	0	-19870.52	3136.025	1955
1956	0	3063.000	-73.00000	-262.6650	-20133.18	2638.559	1956
1957	0	2883.000	-180.0000	-380.0603	-20513.24	1994.959	1957
1958	0	3564.000	681.0000	736.6387	-19776.60	2412.982	1958
1959	0	3564.000	0	-172.8752	-19949.48	1714.187	1959
1960	0	2618.000	-946.0000	-1158.081	-21107.56	37.14297	1960
1961	0	2647.000	29.00000	-193.5515	-21301.11	-764.4048	1961
1962	0	1947.000	-700.0000	-869.4377	-22170.55	-2331.369	1962
1963	0	2199.000	252.0000	58.28931	-22112.26	-3082.251	1963
1964	0	512.0000	-1687.000	-1885.743	-23998.00	-6009.481	1964
1965	0	-927.0000	-1439.000	-1456.333	-25454.34	-8644.288	1965
1966	0	-2187.000	-1260.000	-1532.491	-26986.83	-11460.85	1966
1967	0	-4055.000	-1868.000	-2052.572	-29039.40	-14847.19	1967
1968	0	-4595.000	-540.0000	-1205.603	-30245.00	-17847.38	1968
1969	0	-7322.000	-2727.000	-2348.328	-32593.33	-22227.41	1969
1970	3944.000	-11944.00	-4622.000	-3256.857	-35850.19	-27251.03	1970
1971	-73985.25	-15955.00	-4011.000	-4849.489	-40699.68	-33955.15	1971
1972	-83390.58	-18097.00	-2142.000	-3652.089	-44351.77	-40332.91	1972
1973	-42792.39	-25691.00	-7594.000	-5215.369	-49567.14	-49567.14	1973
1974	-54678.26	-38914.00	-11885.87	-8773.878	-58341.01	-58341.01	1974
1975	-52684.44	-37160.00	1993.818	-6092.289	-64433.30	-64433.30	1975
1976	-61545.57	-44583.00	-8861.127	-3784.572	-68217.88	-68217.88	1976
1977	-67146.80	-53342.00	-5601.238	-3519.058	-71736.93	-71736.93	1977
1978	-63223.84	-57662.00	3922.967	5480.695	-66256.24	-66256.24	1978
1979	-64202.39	-58222.00	-978.5547	-873.8550	-67130.10	-67130.10	1979
1980	-53834.20	-63180.00	10368.19	13295.89	-53834.20	-53834.20	1980
1981	-28114.58	-40325.00	25719.62	25733.11	-28101.10	-28101.10	1981
1982	10818.82	-21498.00	38933.40	42258.40	14157.30	14157.30	1982
1983	49034.22	7602.000	38215.40	38692.10	52849.40	52849.40	1983
1984	68429.22	0	19395.00	19593.53	72442.93	72442.93	1984
1985	56447.42	0	-11981.80	-15859.64	56583.29	56583.29	1985

BOLIGINVESTERINGSMODEL I ADAM, APRIL 1986

1. Indledning

Med april 1986 versionen af ADAM er boliginvesteringerne blevet endogeniseret. Dette skal ses på baggrund af, at ADAM er blevet udvidet med en finansiel sektormodel, og at boliginvesteringerne, p.g.a. deres høje rentefølsomhed og deres påvirkning af realkreditmarkedet, udgør et vigtigt forbindelsesled mellem den finansielle og den reale sektor.

Dette notat dokumenterer boliginvesteringsmodellen i ADAM, april 1986,¹ som indeholder to estimerede ligninger: En ligning for boligprisen, der er udledt under antagelse om ligevægt mellem beholdningsefterspørgsel efter boliger og -udbud af boliger, og en ligning der bestemmer boliginvesteringerne som en funktion af bl. a. forholdet mellem boligpris og byggeomkostninger.

Blomgren-Hansen og Knøsgaard (1977 og 1978)², Entreprenørforeningen (1981)³ og DØRS (1983)⁴ har tidligere estimeret boligmodeller af denne type for det danske boligmarked.

Modellen er rekursiv: Udbudet af boliger er lig primo-beholdningen og således prædetermineret; boligefterspørgslen, som afhænger af boligpris, indkomst, rente og forventede boligprisstigninger, bestemmer boligprisen; boliginvesteringerne bestemmes dernæst af forholdet mellem boligpris og byggeomkost-

¹ Den grundlæggende beskrivelse af modellen fra de tidligere modelgrupp papirer EH 15.08.85 og KSA+EH 11.02.86 er gengivet her for at lette læseligheden.

² "Boligmarkedet i den pengepolitiske transmissionsmekanisme", Danmarks Nationalbank og Nationaløkonomisk Tidsskrift.

³ "Fremtidens boligbyggeri/boligmodellen".

⁴ "Estimation af boliginvesteringer", notat af SBN 9/9 og 12/9.

ninger; ultimobeholdningen af boliger bestemmes så i en dynamisk definitionsligning.

I afsnit 2 og 3 beskrives prisrelationen og i afsnit 4 investeringsrelationen. Den samlede boligmodel beskrives i afsnit 5. I afsnit 6 og 7 redegøres for hhv. historisk simulation og multiplikator-egenskaber. Endelig diskuteres nogle problemer ved modellen i afsnit 8.

2. Beholdningslignevægt og boligprisrelation

Det antages at boligefterspørgselsrelationen er log-lineær i boligpris og indkomst, og semilogaritmisk i rente og stignings-takt for pris og indkomst:

$$(1) \quad LKhD = p_0 + p_1 * L(phk/pcp4xh) + p_2 * LYddf \\ + p_3 * (iwbz * (1 - tsa0u)) + p_4 * Rphpf \\ + p_5 * RYdf$$

hvor L angiver den naturlige logaritme, KhD er den samlede boligefterspørgsel, og phk er kontantprisen på en-familiehuse; iwbz er obligationsrenten; pcp4xh er det generelle prisniveau $(= (Cp4 - Ch) / (fCp4 - fCh))$, og Yddf er forventningen til den disponible indkomst $(Yd5 - Yfqi)^5$ deflateret med pcp4xh, konstrueret som et vejet gennemsnit af det aktuelle og foregående års indkomster; tsa0u er skattesatsen:

$$tsa0u = \begin{cases} tsa0 = tss0 / (1 - bys10) & , 1971-85 \\ .40 & , 1970 \\ (1.1 / (1 - .25)) * (Sk + Sdp) / (Yat + Yrp) & , 1959-69 \\ (1.1 / (1 - .25)) * (Sd / Yf) * \\ ((Sk + Sdp) / (Yat + Yrp)) / (Sd / Yf) (1959) & , 1948-58 \end{cases}$$

(.25 er et skøn for bys10 før 1970, 1.1 er en korrektionsfaktor som afspejler forholdet mellem tss0 og $(Sk + Sdp) / (Yat / Yrp)$ 1970-73, og tsa0u er sat til .40 i 1970 for at reducere et ellers meget voldsomt spring i serien som skyldes overgangen til kilde-skattesystemet i 1970).

⁵ Indkomstbegræbet her er ikke så bredt som det i relationen for det samlede forbrug, som også indeholder Yrqf.

Rphpf og RYdf er den forventede relative ændring i hhv. prioriterede priser på en-familiehuse (php) og disponibel nominal indkomst pr. capita $((Yd5 - Yfqi)/U)$. Forventningerne er adaptive:

$$(2) Rphpf = q * Rphp(-1) + (1-q) * Rphpf(-1)$$

$$(3) RYdf = x * R((Yd5 - Yfqi)/U)(-1) + (1-x) * RYdf(-1)$$

med $Rphpf(1951) = Rphp(1951)$ og $RYdf(1955) = R((Yd5 - Yfqi)/U)(1955)$.

At det er de prioriterede huspriser (i modsætning til kontantpriserne) der bør anvendes i prisforventningsudtrykket, kan der argumenteres for på følgende måde:⁶ 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, er stigningen i den prioriterede pris imidlertid et omtrentligt udtryk for den samlede gevinst ved at eje bolig med dertil knyttet låneoptagelse. Ved at anvende prioriterede priser i forventningsudtrykket undgår man altså at skulle tage eksplicit hensyn til renteforventninger.

At RYdf indgår som forklarende variabel 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 nominal indkomst pr. capita der forventes. (Jo større RYdf, jo færre år på vandgrød forventes ved køb af "stort" hus).

Boligbeholdningen ultimo perioden, K_h , er bestemt ved den dynamiske definitions ligning

$$(4) K_h = K_h(-1) + fIhn1,$$

eller

⁶ Jf. Michael Møller: "Det danske boligmarked", Institut for Finansiering, Handelshøjskolen i København, 1983, s. 251.

$$(5) \quad K_h = K_h(-1) * (1-r) + f_{Ih},$$

hvor f_{Ih1} og f_{Ih} er hhv. netto- og bruttoinvesteringer i boliger, og r er afskrivningsraten.⁷

Boligudbudet er lig primobeholdningen $K_h(-1)$. Den boligpris, $phk1$, der skaber ligevægt mellem beholdningsefterspørgslen efter boliger, K_hD , og den eksisterende boligbeholdning, $K_h(-1)$, findes af (1):

$$(6) \quad L_{phk1} = L_{pcp4xh} - (p_0/p_1) + (1/p_1) * L_{K_h(-1)} \\ - (p_2/p_1) * L_{Yddf} - (p_3/p_1) * (iwbz * (1-tsa0u)) \\ - (p_4/p_1) * R_{phpf} - (p_5/p_1) * R_{Ydf}$$

Hvis det antages at den observerede pris, phk , er lig med ligevægtsprisen, $phk1$, kan (6) - med L_{pcp4xh} trukket fra på begge sider - estimeres.

Hvis det derimod antages at boligprisen tilpasser sig trøgt til ligevægtsprisen fås en anden estimationsligning. Givet pristilpasningsrelaationen ⁸

$$(7) \quad DL_{phk} \equiv L_{phk} - L_{phk}(-1) = k * (L_{phk1} - L_{phk}(-1))$$

fås fra (6) estimationsligningen

$$(8) \quad DL_{phk} = -k * (p_0/p_1) + k * (1/p_1) * L_{K_h(-1)} \\ - k * (p_2/p_1) * L_{Yddf} - k * (p_3/p_1) * (iwbz * (1-tsa0u)) \\ - k * (p_4/p_1) * R_{phpf} - k * (p_5/p_1) * R_{Ydf} \\ + k * (L_{pcp4xh} - L_{phk}(-1)).$$

3. Estimation af boligprisrelationen

Vi har forsøgt at estimere (6) og (8). Det kom der imidlertid ikke noget kønt ud af, hvilket skyldes stærk multikollinearitet, først og fremmest mellem boligstock og indkomst.

⁷ Konstruktion af data for K_h , f_{Ih1} og f_{Ih} (afskrivninger på boliger) er beskrevet i bilag 1.

⁸ Svarer til relationen i Hickman og Coen: "An Annual Growth Model of the U.S. Economy", North-Holland, 1976, s. 49.

Estimeres en ligevægtsspecifikation svarende til (6) i (relative) ændringer fås:⁹

$$\begin{aligned}
 (9) \quad R(\text{phk}/\text{pcp4xh}) &= -1.27*\text{RKh}(-1)+3.12*\text{RYddf} \\
 &\quad (8.2) \qquad\qquad (10.9) \\
 &\quad -4.34*D(\text{iwbz}*(1-\text{tsa0u}))+1.77*\text{DRphpf} \\
 &\quad (6.6) \qquad\qquad\qquad (16.0) \\
 &\quad +.69*\text{DRYdf}+.091*d72 \\
 &\quad (4.7) \qquad\qquad (6.1)
 \end{aligned}$$

$n = 1968-82$, $s = .0138$, $DW = 2.68$.

Tal i parentes under parameterestimaterne er t-værdier. D og R angiver som ovenfor hhv. absolutte og relative ændringer. Forventningerne til den relative ændring i den disponible realindkomst er, som de øvrige forventninger, adaptive:

$$(10) \quad \text{RYddf} = v*R((Yd5-Yfqi)/\text{pcp4xh})+(1-v)*\text{RYddf}(-1)$$

med $\text{RYddf}(1955) = R((Yd5-Yfqi)/\text{pcp4xh})(1955)$. Forventningsparametrene svarende til estimationsresultatet (9) er: $q=.5$, $x=.7$ og $v=.3$ (alle kombinationer af q , x og v mellem 0 og 1, og med spring på .1 har været forsøgt). $d72$ (=1 i 1972, ellers 0) er en dummy for stigningen i boligefterspørgslen, der skyldes aftrapningen i 1972-73 af ordningen om refusion af moms på byggeri. Estimatiionsoutput er vist i bilag 3.

Med henblik på fortolkning af estimaterne som (semi-) elasticiteter i boligefterspørgslen kan (9) omformuleres til en efterspørgselsrelation:

$$\begin{aligned}
 (11) \quad \text{RKhD} &= -.79*R(\text{phk}/\text{pcp4xh})+2.45*\text{RYddf} \\
 &\quad -3.41*D(\text{iwbz}*(1-\text{tsa0u}))+1.39*\text{DRphpf} \\
 &\quad +.54*\text{DRYdf}+.071*d72
 \end{aligned}$$

Estimationen implicerer altså, at boligefterspørgslens elasticitet m.h.t. indkomsten og semielasticitet m.h.t. rente og prisstigningsforventninger er (numerisk) meget store. Utallige specifikationer har været estimeret, men alle implicerer

⁹ Specifikationen i (9) svarer omtrent til (6) transformeret til absolutte ændringer.

elasticiteter af tilsvarende størrelse. Normeres boligstock og disponibel realindkomst med befolkningstallet eller antallet af husstande fås endnu større elasticiteter. Den implicitte elasticitet m.h.t. den relative boligpris er numerisk ret stor, men vist ikke urimelig.

Som nævnt ovenfor er den boligbeholdning der anvendes i estimationerne den samlede boligmasse, mens "boligprisen" er kontantprisen på en-familiehuse. 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. phk svinger derfor væsentlig mere end det "sande" boligpris-indeks, som er en funktion af indeksene for ejerbolig-prisen og huslejen. De estimerede elasticiteter i den implicitte boligefterspørgselsrelation (11) 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.

At huslejen har været mere eller mindre upåvirket af den permanente overskudsefterspørgsel efter lejerboliger i estimationsperioden er en del af forklaringen på de store udsving i phk: En stigning i den samlede boligefterspørgsel fører til en ekstra stor efterspørgselsstigning på ejer-markedet p.g.a. spill-over-effekten fra de rationerede på lejer-markedet, hvorved phk stiger mere end den ville have gjort hvis også huslejen var markedsbestemt.

Estimaterne ændres kun lidt i forhold til dem der fremgår af (9), hvis estimationsperioden udvides til 1984/85. Føres estimationens startår længere tilbage end 1968 ændres estimaterne dog ret meget og estimationsresultatet bliver ikke så kønt. Estimeres (9) med konstantled, bliver dette klart insignifikant, hvilket betyder at der ikke har været nogen (signifikant) uforklaret vækst i boligefterspørgslen i estimationsperioden.

Estimation af uligevægtsrelationen (8) i ændringer giver et estimat for tilpasningsparameteren k på ca. 1, hvilket indikerer at uligevægtsspecifikationen ikke har mening - ejerboligprisen er tilstrækkeligt fleksibel til at cleare boligmarkedet i løbet af en periode.

4. Boliginvesteringsrelationen

Relationen for nettoinvesteringer i boliger, der er ikke-lineær i parametrene, er estimeret i niveau:

$$\begin{aligned}
 (12) \quad fIhn1 &= -21624 + .47 * fIhn1(-1) \\
 &\quad (4.4) \quad (4.0) \\
 &\quad + 26161 * (phk / (.8 * pih + .2 * phgk)) \\
 &\quad (4.8) \\
 &\quad + .46 * (nbs - .47 * nbs(-1)) + 6072 * d76 \\
 &\quad (2.9) \quad (4.0) \\
 &\quad + 4697 * d723 \\
 &\quad (3.3)
 \end{aligned}$$

$n = 1970-82, \quad R^2 = .97, \quad s = 1388, \quad DW = 1.93.$

Data for nettoinvesteringerne, $fIhn1$, er beregnet som bruttoinvesteringer, fIh , fratrukket afskrivninger, $.0099 * Kh(-1)$, jf. bilag 1. Den vægtede sum af pih (byggeomkostningerne) og $phgk$ (kontantprisen på byggegrunde) er et mål for hvad det koster at bygge et nyt hus; phk er prisen på et eksisterende hus (inkl. grund); jo større phk er i forhold til omkostningerne ved at bygge et nyt hus, jo større er incitamentet til at bygge (forholdet mellem de to størrelser kan fortolkes som profitmarginen for boligbyggeri). nbs er antallet af offentligt støttede boliger under opførelse. $d723$ (=1 i 1972 og 1973, ellers 0) er en dummy, der som $d72$ ovenfor skyldes at ordningen om refusion af moms på byggeri blev ophævet gradvist i 1972 og 1973. $d76$ (=1 i 1976, ellers 0) er en dummy, som skyldes dels mimsen, dels den i juni 1975 indførte forlængelse af løbetiderne for særlige realkreditlån i en-familiehuse påbegyndt inden 1/4 1976.

De laggede nettoinvesteringer indgår som regressor fordi boligbyggeri tager tid, således at en del af det byggeri der påbegyndes et år først fuldføres det (de) følgende år.

Grunden til, at $nbs(-1)$ indgår, er¹⁰ at forholdet mellem phk og byggeomkostninger er årsag til påbegyndelser, som dernæst medfører byggeaktivitet spredt over flere perioder, mens nbs direkte afspejler byggeaktivitet. (12) kan således omformuleres til en relation for ikke-støttet nybyggeri:

$$(13) \quad fIhn1-.46*nbs = -21624+.47*(fIhn1-.46*nbs)(-1) \\ +26161*(phk/ (.8*pih+.2*phgk)) \\ +6072*d76+4697*d723.$$

Estimatet af koefficienten til nbs har en rimelig størrelse, da den gennemsnitlige investeringsudgift til en ny bolig udgjorde ca. 1/2 mill. kr. i 1980¹¹, og da byggetiden 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. (13)) 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 (12) bindes 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.

Estimationsperioden er - som for prisrelationen - forholdsvis kort, hvilket skyldes at estimations-startår før 1970 gav

¹⁰ Jf. DØS-notatet "Nogle strøtanker vedr. DS's boligmodel" af Tyge Vorstrup Rasmussen (06.03.86).

¹¹ 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 når den anvendes på andre år. Et tal omkring 1/2 mill. kr. er dog nok ikke helt galt, da den godkendte anskaffelsessum pr. m² for almennyttigt byggeri udgjorde 4-5000 kr. ekskl. grundudgifter i 1980-81 (jf. "Bygge- og boligpolitisk oversigt 1983-85", Boligministeriet). Ifølge tal fra Søren Larsen var m²-prisen for enfamiliehuse ca. 4000 kr. i 1980. Det gennemsnitlige antal m² pr. bolig svinger dog ret meget fra år til år, så omregning af disse m²-priser til pris pr. bolig er ikke lige til.

væsentligt dårligere resultater. En forklaring herpå kan være, at det først er fra ca. 1970 at boligmarkedet har fungeret efter de mekanismer modellen beskriver. En anden forklaring kan være at forventningsdannelsen eller anden adfærd har ændret sig markant fra 1960'erne til 70'erne.

Som det gjaldt for prisrelationen er også investeringsrelationens parametre stabile over for en udvidelse af estimationsperioden frem til 1984/85.

En mangel ved investeringsrelationen er, at der ikke indgår et mål for kapacitetsudnyttelsesgraden i byggesektoren, der jo påvirker byggetiderne.

5. Boligmodellen

Den samlede boligmodel kan skrives som følgende 7 ligninger

$$(14) \quad fIhv1 = .0099 * Kh(-1)$$

$$(15) \quad Rphpf = .5 * (php(-1) / php(-2) - 1) + .5 * Rphpf(-1)$$

$$(16) \quad phk = [-1.2727 * (Kh(-1) / Kh(-2) - 1) + 3.1175 * RYddf \\ - 4.3445 * D(iwbz * (1 - tsa0u)) \\ + 1.7672 * (Rphpf - Rphpf(-1)) + .69072 * DRYdf \\ + .090669 * d72 + 1] * phk(-1) * pcp4xh / pcp4xh(-1)$$

$$(17) \quad php = phk / kphkp$$

$$(12) \quad fIhn1 = -21624 + .47179 * fIhn1(-1) \\ + 26161 * phk / (.8 * pih + .2 * phgk) \\ + .46071 * (nbs - .47179 * nbs(-1)) \\ + 6072 * d76 + 4697.1 * d723$$

$$(18) \quad fIh = fIhn1 + fIhv1$$

$$(4) \quad Kh = Kh(-1) + fIhn1.$$

Ligning (16) er en omskrivning af (9). (17) bestemmer den prioriterede pris som kontantprisen divideret med "kontantprisfaktoren" (forholdet mellem kontantpris og prioriteret pris, kphkp).

Modellen er strengt rekursiv: fIhv1 og Rphpf er prædeterminerede, phk bestemmes i første orden, php og fIhn1 i

anden, og f_{Ih} og K_h i tredje. Den kausale struktur er i bilag 4 illustreret ved et (lidt forenklet) dynamisk pileskema, der giver et billede af de centrale tilpasningsmekanismer i modellen.

Modellen indeholder en stabiliserende beholdningstilpasningsmekanisme: En større boligefterspørgsel i periode t - som følge af f_x en indkomststigning eller et rentefald - medfører højere boligpris og dermed større boliginvesteringer, således at boligbeholdningen bliver større ved starten af periode $t+1$, hvilket virker dæmpende på boligpris og -investeringer i periode $t+1$.

Der er imidlertid også en destabiliserende forventningstilpasningsmekanisme i modellen: Stigningen i boligprisen i periode t medfører i periode $t+1$ forventninger om fortsatte boligprisstigninger, hvilket øger boligefterspørgslen og dermed -prisen yderligere.

Den endogene forventningsdannelse har stor betydning for modellens egenskaber¹² (jf. nedenfor). Eksogenisering af forventningerne til boligprisstigningen opnås ved at tage ligning (15) og (17) ud af modellen.¹³

I det følgende beskrives simulationsresultater, både med endogen forventningsdannelse (hele boligmodellen) og eksogene prisforventninger (boligmodellen minus ligning (15) og (17)).

¹² I en tidligere version af modellen, hvor prisforventningen afhang af den aktuelle periodes boligpris, var dette i endnu højere grad tilfældet, jf. KSA+EH 11.02.86.

¹³ I ADAM, april 1986 eksogeniseres R_{phf} ved at sætte dummy-variablen dr_{phf} lig 1 og justeringsleddet JR_{phf} lig de ønskede værdier af R_{phf} .

6. Historisk simulation

Tabel 1 viser enkeltperiode-forudsigelser af phk og $fIhn1$ 1970-85. På grund af lagget i prisforventningen $Rphpf$ er der her ikke forskel på at simulere med endogene eller eksogene forventninger. Præfiks E angiver simuleret værdi, præfiks D1 observeret minus simuleret. Der er en stor negativ residual for $fIhn1$ i 1981 (som stammer fra investeringsrelationen), hvor boliginvesteringerne faldt kraftigt. Ellers er resultatet kønt.

Tabel 2 viser resultatet for $Rphkpcp4xh = R(phk/pcp4xh)$, phk , $fIhn1$ og Kh af en dynamisk simulation med hhv. endogene og eksogene prisforventninger 1980-85. Præfiks Z angiver simuleret værdi med eksogene forventninger, præfiks D1 og D2 observeret minus simuleret værdi ved hhv. endogene og eksogene prisforventninger. Tabel 3 viser resultatet af en tilsvarende dynamisk simulation 1970-85. Det ses at modellen - i betragtning af de meget store udsving der har været i perioden - rammer den historiske udvikling ret godt både med endogene og eksogene forventninger, også i årene uden for estimationsperioden.

TABEL 1

ENKELT-PERIODE-FORUDSIGELSER 1970-1985

	EPHK	D1PHK	EFIHN1	D1FIHN 1	
1970	.338405	-.001275	21691.75	468.6929	1970
1971	.377722	.004966	21400.50	148.5554	1971
1972	.448747	.1490-07	28646.37	700.3516	1972
1973	.522213	-.002851	31055.26	-860.0776	1973
1974	.549054	-.004634	20271.71	1068.544	1974
1975	.646248	-.006157	17688.61	-287.6260	1975
1976	.694729	.006866	21340.53	261.1826	1976
1977	.790728	.004261	17925.03	949.8281	1977
1978	.908282	.014269	17983.52	907.4800	1978
1979	1.033476	-.019809	19477.55	-974.5701	1979
1980	.985456	.014544	15414.98	-1103.179	1980
1981	.963537	-.009095	11615.90	-2550.790	1981
1982	.931659	.000004	6366.208	1360.337	1982
1983	1.122337	.007503	8246.878	1119.615	1983
1984	1.322250	-.017011	11344.70	779.4012	1984
1985	1.533580	-.005644	14185.67	-1163.218	1985

TABEL 2

DYNAMISK SIMULATION 1980-1985

	ERPHK CP4XH	D1RPHK PCP4XH	EPHK	D1PHK	EFIHN1	D1FIHN 1	EKH	D1KH	
1980	-.125632	.012905	.985456	.014544	15414.98	-1103.179	573112.2	-1103.180	1980
1981	-.161359	.007648	.932060	.022382	11370.91	-2305.796	584483.1	-3408.984	1981
1982	-.119384	.005784	.903879	.027784	6832.480	894.0652	591315.6	-2514.930	1982
1983	.134754	.003725	1.092559	.037281	7206.116	2160.378	598521.7	-354.5547	1983
1984	.108897	-.021942	1.287649	.017590	9655.440	2468.658	608177.2	2114.094	1984
1985	.150529	-.033191	1.552121	-.024185	13352.81	-330.3632	621530.0	1783.727	1985

DYNAMISK SIMULATION 1980-1985

	ZRPHK CP4XH	D2RPHK PCP4XH	ZPHK	D2PHK	ZFIHN1	D2FIHN 1	ZKH	D2KH	
1980	-.125632	.012905	.985456	.014544	15414.98	-1103.179	573112.2	-1103.180	1980
1981	-.148163	-.005547	.946726	-.007716	11727.54	-2662.431	584839.8	-3765.617	1981
1982	-.119478	.005878	.918003	.013660	7316.768	409.7768	592156.5	-3355.852	1982
1983	.131920	.006560	1.106860	.022980	7731.851	1634.643	599888.4	-1721.211	1983
1984	.104749	-.017794	1.299624	.005615	10135.36	1988.735	610023.7	267.5156	1984
1985	.125759	-.008421	1.532829	-.004892	13233.95	-211.4979	623257.7	56.00781	1985

ENDOGENE
FORVENT-
NINGER

EKSOGENE
FORVENT-
NINGER

TABEL 3

DYNAMISK SIMULATION 1970-1985

	ERPHK CP4XH	D1RPHK PCP4XH	EPHK	D1PHK	EFIHN1	D1FIHN 1	EKH	D1KH	
1970	.007667	-.003797	.338405	-.001275	21691.75	468.6929	359525.9	468.6914	1970
1971	.044547	.003054	.381196	.001492	21430.14	118.9185	380956.0	587.6094	1971
1972	.077581	.008776	.443387	.005360	28230.04	1116.676	409186.0	1704.285	1972
1973	.037034	-.003994	.515142	.004220	30132.23	62.95898	439318.3	1767.242	1973
1974	-.081540	-.016731	.550014	-.005595	20285.99	1054.265	459604.2	2821.504	1974
1975	.108774	-.032988	.666499	-.026408	18023.38	-622.3989	477627.6	2199.102	1975
1976	.017991	-.007783	.736168	-.034574	23210.64	-1608.924	500838.3	590.1758	1976
1977	.005729	.021494	.816710	-.021722	19591.75	-716.8872	520430.0	-126.7109	1977
1978	.009154	.053807	.899783	.022769	18052.62	838.3794	538482.6	711.6641	1978
1979	-.034971	.026820	.961916	.051751	17033.36	1469.619	555516.0	2181.281	1979
1980	-.120025	.007298	.941142	-.058858	13562.33	749.4628	569078.3	2930.742	1980
1981	-.124146	-.029564	.929645	.024797	10438.12	-1373.005	579516.4	1557.734	1981
1982	-.071159	-.042441	.950907	-.019244	7444.652	281.8925	586961.1	1839.617	1982
1983	.163944	-.025464	1.178971	-.049130	9291.026	75.46716	596252.1	1915.078	1983
1984	.100192	-.013237	1.378583	-.073343	12399.92	-275.8190	608652.0	1639.250	1984
1985	.111314	.006024	1.605092	-.077156	15595.67	-2573.217	624247.7	-933.9766	1985

DYNAMISK SIMULATION 1970-1985

	ZRPHK CP4XH	D2RPHK PCP4XH	ZPHK	D2PHK	ZFIHN1	D2FIHN 1	ZKH	D2KH	
1970	.007667	-.003797	.338405	-.001275	21691.75	468.6929	359525.9	468.6914	1970
1971	.040707	.011893	.379795	.002893	21329.00	220.0564	380854.9	688.7461	1971
1972	.087037	-.000680	.445633	.003114	28333.30	1013.417	409188.2	1702.160	1972
1973	.041920	-.008879	.520192	-.000829	30463.89	-268.7036	439652.0	1433.457	1973
1974	-.091820	-.006451	.549190	-.004771	20404.71	935.5410	460056.8	2368.996	1974
1975	.088641	-.012855	.653416	-.013325	17541.78	-140.7925	477598.5	2228.199	1975
1976	-.000314	.010522	.708740	-.007146	21939.98	-338.2612	499538.5	1889.934	1976
1977	.020549	.006674	.797867	-.002879	18334.02	540.8340	517872.5	2430.766	1977
1978	.047717	.015244	.912614	-.009938	17865.49	1025.506	535738.0	3456.273	1978
1979	.013535	-.021686	1.024672	-.011005	18741.68	-238.7046	554479.7	3217.562	1979
1980	-.126481	.013753	.995187	.004813	15782.18	-1470.382	570261.9	1747.180	1980
1981	-.149210	-.004500	.954900	-.000458	12099.56	-3034.450	582361.4	-1287.273	1981
1982	-.120438	.006838	.924919	.006744	7647.030	79.51459	590008.4	-1207.766	1982
1983	.131130	.007349	1.114421	-.015419	8044.825	1321.668	598053.3	113.8984	1983
1984	.104013	-.017058	1.307631	-.002391	10438.06	1686.037	608491.3	1799.930	1984
1985	.125049	-.007711	1.541299	-.013363	13528.35	-505.9049	622019.7	1294.016	1985

EKSOGENE
FORVENT-
NINGER

ENDOGENE
FORVENT-
NINGER

7. Multiplikatorer

Figur 1-4 viser multiplikatorer for $fIhnl$ 1970-85 ved hhv. permanent og midlertidig ændring i $iwbz*(1-tsa@u)$ og $Yd5-Yfqi$. Præfiks D1 og D2 angiver (absolut) forskel i f. t. grundkørs lens værdi ved hhv endogene og eksogene forventninger. I 1970 er multiplikatoreffekten ens for endogene og eksogene forventninger, da $Rphpf$ ikke afhænger af den aktuelle php -værdi. 2., 3. (og 4.) års effekten er imidlertid langt kraftigere med endogene forventninger - i de fleste tilfælde ca. dobbelt så stor.

Med hensyn til langsigtsmultiplikatorerne ses af figurerne, at modellen er ustabil med endogen forventningsdannelse: Den genererer stadig større svingninger i $fIhnl$. Svingningerne i $fIhnl$ skyldes at forventningstilpasningsmekanismen som nævnt er destabiliserende. Men at effekten er så kraftig, at svingningerne bliver stadig større, er ikke troværdigt.

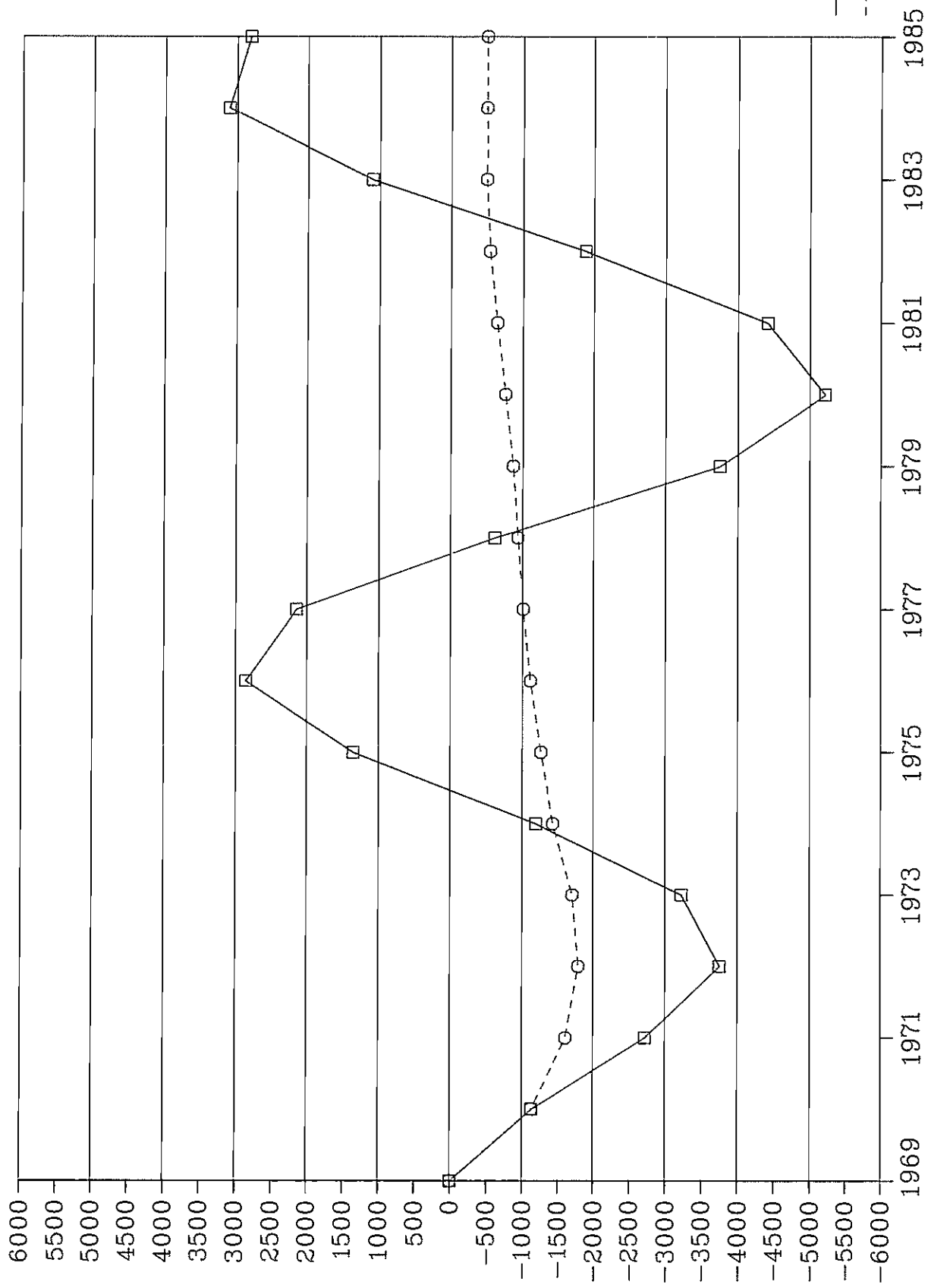
Når boligmodellen køres sammen med resten af ADAM, april 1986, vil der være en stabiliserende mekanisme via boliginvesteringernes påvirkning af obligationsudbud og dermed rente. Men dette vil næppe være nok til at fjerne ustabiliteten. Man bør derfor køre med eksogene boligpris-forventninger i ADAM (dvs sætte dummy-variablen $drphpf$ lig 1) - i hvert fald når der simuleres over længere perioder.

Tabel 4-6 viser multiplikatorerne for phk , $fIhnl$ og Kh 1970-85 m.h.t. permanente og midlertidige ændringer i $iwbz*(1-tsa@u)$, $Yd5-Yfqi$ og nbs , når $Rphpf$ er eksogen. Præfiks ZZ angiver simuleret værdi (efter eksogen ændring), og D2 og R2 hhv. absolut og relativ forskel i f.t. grundkørs lens værdi.

Sammenlignes tabel 4 og 5 ses at multiplikatorforløbet efter en ændring af $Yd5-Yfqi$ er mere trægt end efter en ændring af $iwbz$, hvilket skyldes det forholdsvis lange lag i indkomstforventningen.

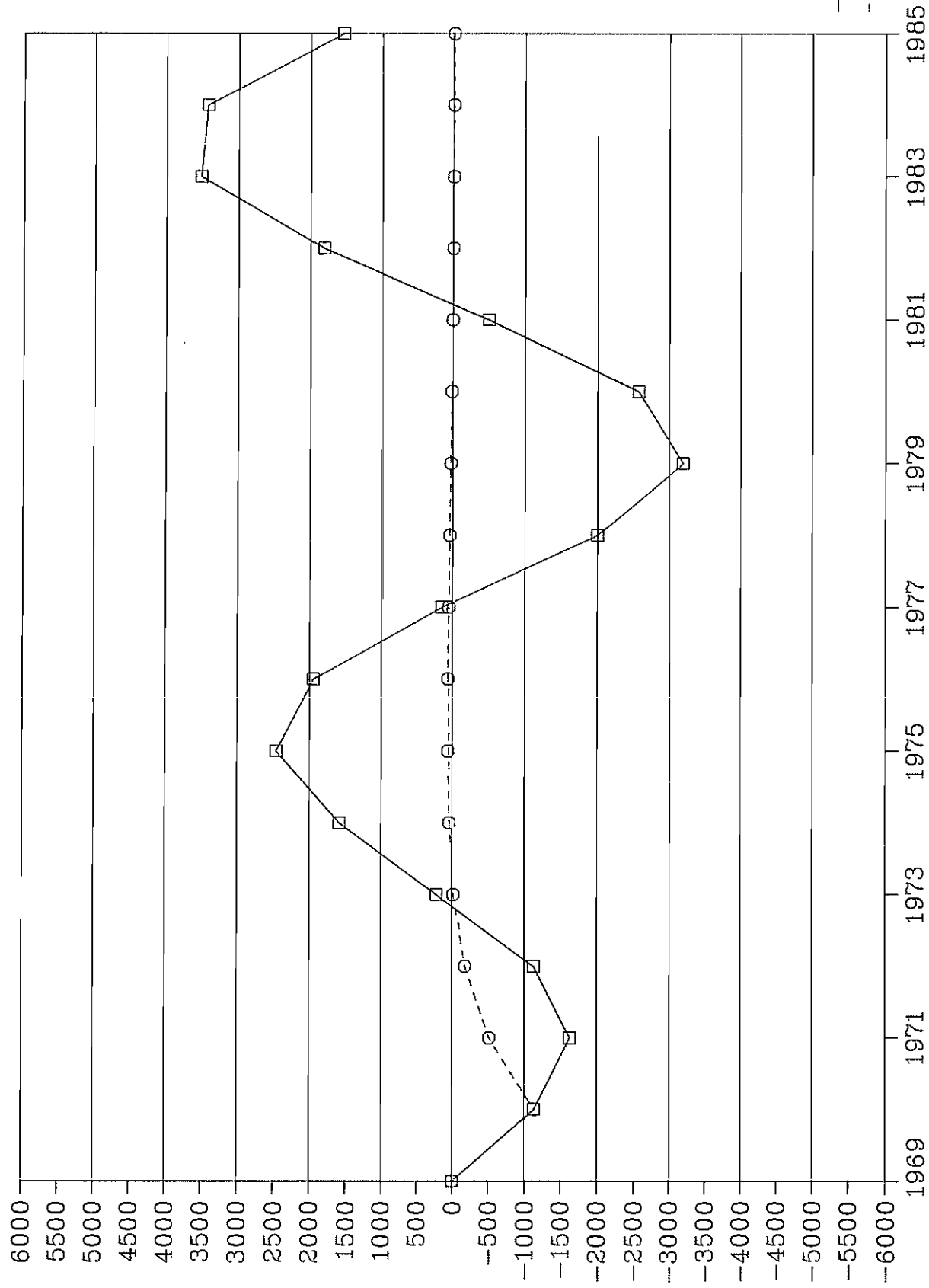
De langsigtede multiplikator-egenskaber kan sammenlignes med den grundlæggende teoretiske model. I følge denne model er boliger på langt sigt reproducerbare til en pris der består af byggeomkostninger og grundpris. Da disse to "omkostningsele-

FIG. 1. MULT.-EKSPERIMENT: IWBNZ + .01 I ALLE ÅR



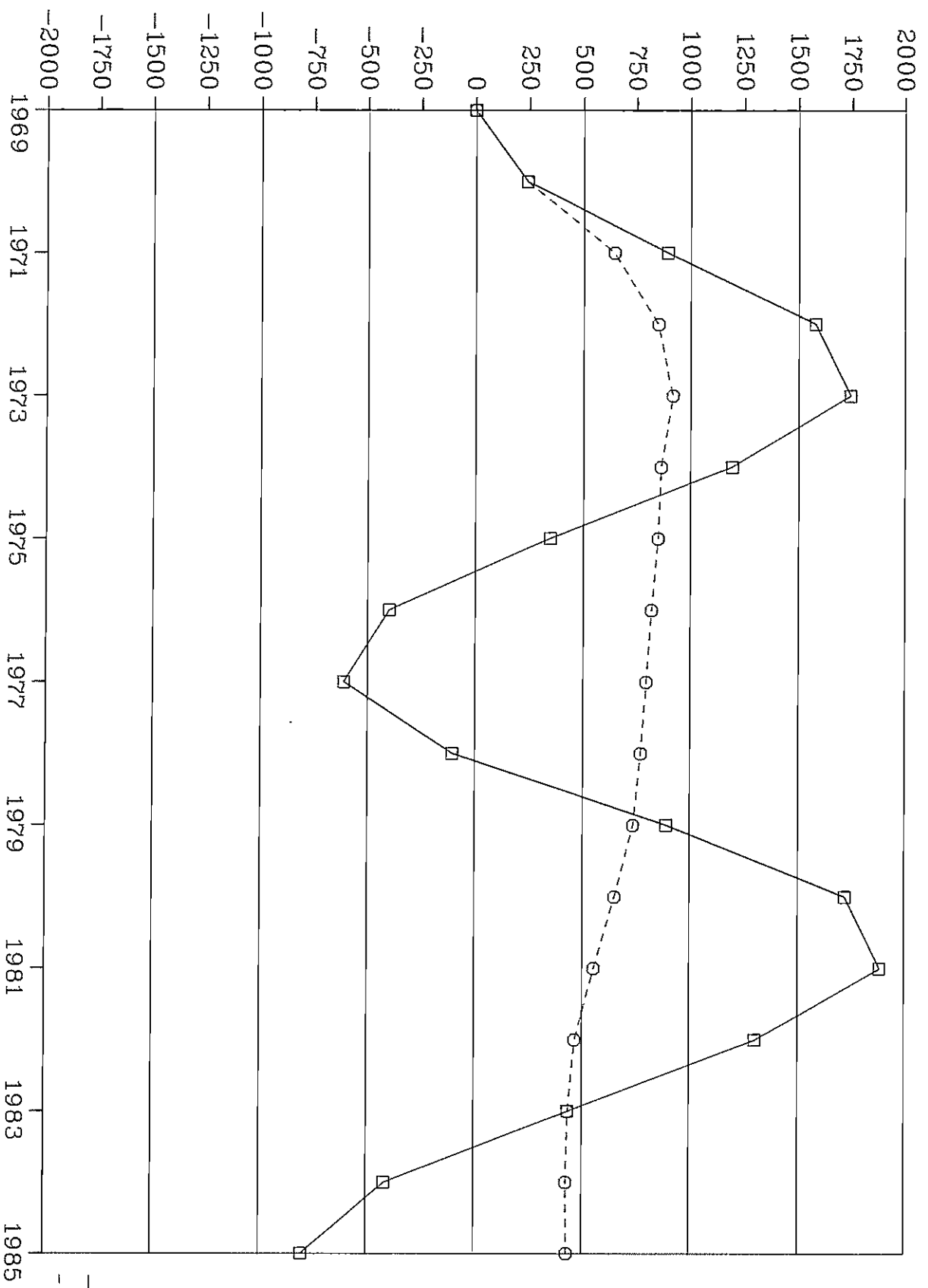
SIGNATUR
□ D1FIHN1
○ D2FIHN1

FIG. 2. MULT.-EKSPERIMENT: IWBNZ + .01 I ÅRET 1970



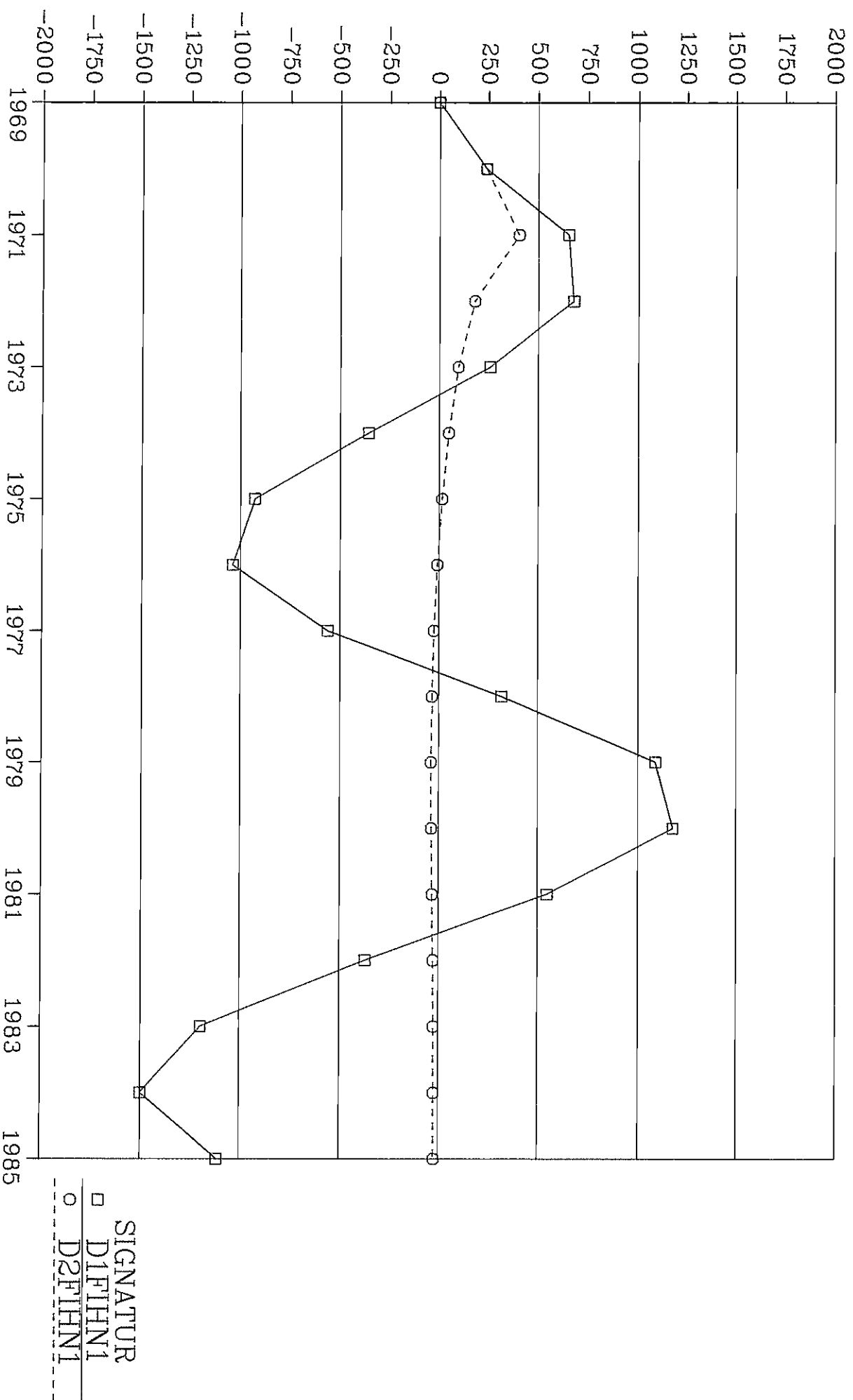
SIGNATUR
 □ D1FIHN1
 ○ D2FIHN1

FIG. 3 MULT.-EKSPERIMENT: (YD5-YFQI) + 1% I ALLE ÅR



SIGNATUR
 □ DIFIHNI
 ○ D2FIHNI

FIG. 4. MULT.-EKSPERIMENT: (YD5-YFQI) + 1% I ÅRRET 1970



TABEL 4.

MULTIPLIKATOR : IBWZ*(1-TSAOU) + .01 ALLE ÅR

	ZZPHK	D2PHK	R2PHK	ZZFIHN 1	D2FIHN 1	R2FIHN 1	ZZKH	D2KH	R2KH	
1970	.323815	-.014590	-.043114	20559.57	-1132.182	-.052194	358393.7	-1132.180	-.003149	1970
1971	.364910	-.014885	-.039193	19720.42	-1608.581	-.024076	378114.1	-2740.762	-.007196	1971
1972	.430324	-.015310	-.034355	26545.60	-1787.702	-.063095	404659.7	-4528.465	-.011067	1972
1973	.504891	-.015301	-.029414	28763.12	-1700.773	-.055829	433422.8	-6229.238	-.014169	1973
1974	.535553	-.013637	-.024830	18978.03	-1426.679	-.069919	452400.8	-7655.918	-.016641	1974
1975	.639146	-.014269	-.021838	16282.31	-1259.464	-.071798	468683.1	-8915.383	-.018667	1975
1976	.695150	-.013590	-.019175	20828.77	-1111.206	-.050648	489511.9	-10026.59	-.020072	1976
1977	.784029	-.013838	-.017344	17326.37	-1007.655	-.054961	506838.3	-11034.25	-.021307	1977
1978	.898209	-.014405	-.015784	16934.01	-931.4797	-.052138	523772.3	-11965.72	-.022335	1978
1979	1.009875	-.014797	-.014441	17878.60	-863.0845	-.046052	541650.9	-12828.81	-.023137	1979
1980	.982029	-.013159	-.013222	15030.74	-751.4370	-.047613	556681.6	-13580.24	-.023814	1980
1981	.943279	-.011621	-.012170	11462.45	-637.1149	-.052656	568144.1	-14217.36	-.024413	1981
1982	.914492	-.010427	-.011274	7113.137	-533.8931	-.069817	575257.2	-14751.25	-.025002	1982
1983	1.102615	-.011806	-.010594	7547.549	-497.2764	-.061813	582804.7	-15248.52	-.025497	1983
1984	1.294546	-.013085	-.010007	9950.074	-487.9868	-.046751	592754.8	-15736.51	-.025862	1984
1985	1.526533	-.014766	-.009580	13033.85	-494.5010	-.036553	605788.7	-16231.01	-.026094	1985
Zolo	5.888	-.0498	-.0082	15092	-422	-.072	992456	-2740	-.0269	Zolo

MULTIPLIKATOR : IBWZ*(1-TSAOU) + .01 FØRSTE ÅR

	ZZPHK	D2PHK	R2PHK	ZZFIHN 1	D2FIHN 1	R2FIHN 1	ZZKH	D2KH	R2KH	
1970	.323815	-.014590	-.043114	20559.57	-1132.182	-.052194	358393.7	-1132.180	-.003149	1970
1971	.380081	.000286	.000753	20815.49	-513.5081	-.024076	379209.2	-1645.687	-.004321	1971
1972	.446619	.000986	.002212	28157.28	-176.0203	-.006212	407366.4	-1821.707	-.004452	1972
1973	.521432	.001241	.002385	30450.37	-13.52026	-.000444	437816.8	-1835.227	-.004174	1973
1974	.550268	.001079	.001964	20447.72	43.00366	.002108	458264.5	-1792.223	-.003896	1974
1975	.654475	.001059	.001621	17605.60	63.82056	.003638	475870.1	-1728.402	-.003619	1975
1976	.709628	.000888	.001254	22003.88	63.90771	.002913	497874.0	-1664.496	-.003332	1976
1977	.798567	.000700	.000877	18388.63	54.60815	.002979	516262.6	-1609.891	-.003109	1977
1978	.913157	.000543	.000595	17908.45	42.95508	.002404	534171.1	-1566.930	-.002925	1978
1979	1.025036	.000364	.000355	18772.37	30.68677	.001637	552943.5	-1536.242	-.002771	1979
1980	.995309	.000121	.000122	15799.83	17.65271	.001119	568743.3	-1518.586	-.002663	1980
1981	.954857	-.000042	-.000044	12106.86	7.303711	.000604	580850.1	-1511.281	-.002595	1981
1982	.924785	-.000134	-.000145	7647.482	-451904	.000059	588497.6	-1510.828	-.002561	1982
1983	1.114216	-.000205	-.000184	8040.776	-4.049316	-.000503	596538.4	-1514.875	-.002533	1983
1984	1.307348	-.000283	-.000216	10430.67	-7.390869	-.000708	606969.1	-1522.266	-.002502	1984
1985	1.540910	-.000389	-.000253	13517.90	-10.45386	-.000773	620487.0	-1532.719	-.002464	1985
Zolo	6.05	-.0039	-.0006	15481	-33	-.002	1017652	-2744	-.0022	Zolo

TABEL 5.

MULTIPLIKATOR : YD5*1.01 OG YFQI*1.01 ALLE ÅR

	ZZPHK	D2PHK	R2PHK	ZZFIHN	D2FIHN	R2FIHN	ZZKH	D2KH	R2KH	
1970	.341501	.003096	.009150	21932.03	240.2778	.011077	359766.1	240.2773	.000668	1970
1971	.387161	.007366	.019395	21974.06	645.0588	.030243	381740.2	885.3359	.002325	1971
1972	.453764	.008131	.018246	29184.03	850.7329	.030026	410924.2	1736.066	.004243	1972
1973	.529425	.009233	.017750	31382.63	918.7397	.030158	442306.9	2654.809	.006038	1973
1974	.558601	.009411	.017136	21269.00	864.2854	.042357	463575.8	3519.094	.007649	1974
1975	.664199	.010784	.016503	18392.66	850.8865	.048506	481968.8	4369.980	.009150	1975
1976	.719780	.011040	.015577	22761.40	821.4236	.037440	504729.9	5191.402	.010392	1976
1977	.809590	.011723	.014693	19131.07	797.0500	.043474	523861.0	5988.453	.011564	1977
1978	.925138	.012525	.013724	18638.08	772.5920	.043245	542499.1	6761.047	.012620	1978
1979	1.037706	.013034	.012720	19479.32	737.6394	.039358	561978.4	7498.687	.013524	1979
1980	1.006790	.011603	.011659	16433.72	651.5443	.041284	578412.1	8150.234	.014292	1980
1981	.965113	.010213	.010696	12655.32	555.7583	.045932	591067.4	8705.992	.014949	1981
1982	.934052	.009133	.009874	8113.583	466.5525	.061011	599181.0	9172.547	.015546	1982
1983	1.124760	.010338	.009277	8479.830	435.0043	.054073	607660.8	9607.555	.016065	1983
1984	1.319049	.011419	.008732	10864.40	426.3413	.040845	618525.2	10033.90	.016490	1984
1985	1.554070	.012771	.008286	13958.06	429.7083	.031764	632483.3	10463.60	.016822	1985
Z010	6.084	.035	.0058	15811	297	.019	1038800	18904	.0185	Z010

MULTIPLIKATOR : YD5*1.01 OG YFQI*1.01 FØRSTE ÅR

	ZZPHK	D2PHK	R2PHK	ZZFIHN	D2FIHN	R2FIHN	ZZKH	D2KH	R2KH	
1970	.341501	.003096	.009150	21932.03	240.2778	.011077	359766.1	240.2773	.000668	1970
1971	.383827	.004032	.010617	21733.43	404.4280	.018961	381499.6	644.7031	.001693	1971
1972	.445508	-.000125	-.000281	28515.69	182.3899	.006437	410015.2	827.0937	.002021	1972
1973	.520411	.000220	.000423	30562.26	98.37183	.003229	440577.5	925.4648	.002105	1973
1974	.549259	.000070	.000127	20454.31	49.59302	.002430	461031.8	975.0586	.002119	1974
1975	.653245	-.000171	-.000261	17558.16	16.38525	.000934	478590.0	991.4414	.002076	1975
1976	.708333	-.000407	-.000574	21932.33	-7.749512	-.000353	500522.2	983.6914	.001969	1976
1977	.797297	-.000571	-.000715	18310.43	-23.59009	-.001287	518832.6	960.1016	.001854	1977
1978	.911912	-.000702	-.000769	17832.15	-33.34399	-.001866	536664.8	926.7578	.001730	1978
1979	1.023900	-.000773	-.000754	18703.83	-37.84839	-.002019	555368.6	888.9062	.001603	1979
1980	.994508	-.000679	-.000683	15746.55	-35.62903	-.002258	571115.1	853.2812	.001496	1980
1981	.954322	-.000577	-.000605	12068.71	-30.85034	-.002550	583183.9	822.4297	.001412	1981
1982	.924420	-.000499	-.000539	7621.320	-25.70972	-.003362	590805.2	796.7266	.001350	1982
1983	1.113864	-.000558	-.000500	8021.105	-23.71997	-.002948	598826.3	773.0078	.001293	1983
1984	1.307035	-.000596	-.000456	10415.33	-22.72974	-.002178	609241.6	750.2812	.001233	1984
1985	1.540678	-.000621	-.000403	13506.51	-21.83960	-.001614	622748.1	728.4375	.001171	1985
Z010	6.05	.0011	.0002	15574	9.30	.0006	1020656	760	.0007	Z010

TABEL 6.

MULTIPLIKATOR : NBS + 1000 ALLE ÅR

	ZZPHK	D2PHK	R2PHK	ZZF IHN 1	D2F IHN 1	R2F IHN 1	ZZKH	D2KH	R2KH	
1970	.338405	0	0	22152.46	460.7122	.021239	359986.6	460.7148	.001281	1970
1971	.379162	-.000633	-.001668	21743.99	414.9934	.019457	381730.6	875.7070	.002299	1971
1972	.444329	-.001304	-.002926	28684.81	351.5073	.012406	410415.4	1227.215	.002999	1972
1973	.518194	-.001998	-.003840	30761.15	297.2615	.009758	441176.5	1524.477	.003467	1973
1974	.546696	-.002494	-.004540	20674.16	269.4470	.013205	461850.7	1793.922	.003899	1974
1975	.650107	-.003309	-.005064	17776.27	234.4905	.013368	479626.9	2028.410	.004247	1975
1976	.704828	-.003912	-.005520	22145.13	205.1509	.009351	501772.1	2233.559	.004471	1976
1977	.793232	-.004635	-.005810	18512.25	178.2207	.009721	520284.3	2411.777	.004657	1977
1978	.907100	-.005513	-.006041	18018.37	152.8767	.008557	538302.7	2564.656	.004878	1978
1979	1.018311	-.006361	-.006208	18875.04	133.3586	.007116	557177.7	2698.016	.004866	1979
1980	.988892	-.006295	-.006326	15923.76	141.5804	.008971	573101.5	2839.602	.004979	1980
1981	.948694	-.006205	-.006499	12258.80	159.2438	.013161	585360.3	2998.844	.005149	1981
1982	.918679	-.006240	-.006747	7825.885	178.8549	.023389	593186.1	3177.703	.005386	1982
1983	1.106606	-.007816	-.007013	8210.109	165.2834	.020545	601396.2	3342.984	.005590	1983
1984	1.298152	-.009478	-.007249	10575.85	137.7925	.013201	611972.1	3480.781	.005720	1984
1985	1.529898	-.011401	-.007397	13632.67	104.3193	.007711	625604.8	3585.102	.005764	1985
Zolo	6.005	-.044	-.0073	15602	87	.0056	1025653	5757	.0056	Zolo

MULTIPLIKATOR : NBS + 1000 FØRSTE ÅR

	ZZPHK	D2PHK	R2PHK	ZZF IHN 1	D2F IHN 1	R2F IHN 1	ZZKH	D2KH	R2KH	
1970	.338405	0	0	22152.46	460.7122	.021239	359986.6	460.7148	.001281	1970
1971	.379162	-.000633	-.001668	21283.28	-45.71875	-.002144	381269.9	414.9961	.001090	1971
1972	.444996	-.000637	-.001431	28268.89	-64.40869	-.002275	409538.7	350.5859	.000857	1972
1973	.519606	-.000586	-.001126	30400.69	-63.19897	-.002075	439939.4	287.3867	.000654	1973
1974	.548739	-.000451	-.000820	20354.27	-50.44434	-.002472	460293.7	236.9414	.000515	1974
1975	.652990	-.000425	-.000651	17500.50	-41.28198	-.002353	477794.2	195.6562	.000410	1975
1976	.708377	-.000363	-.000512	21906.69	-33.28247	-.001517	499700.9	162.3711	.000325	1976
1977	.797547	-.000321	-.000402	18307.12	-26.90039	-.001467	518008.0	135.4687	.000262	1977
1978	.912320	-.000294	-.000322	17843.50	-21.59341	-.001231	535851.5	113.4766	.000212	1978
1979	1.024409	-.000264	-.000257	18723.76	-17.92505	-.000956	554575.2	95.54687	.000172	1979
1980	.994991	-.000197	-.000198	15768.57	-13.60706	-.000862	570343.8	81.94531	.000144	1980
1981	.954753	-.000147	-.000154	12089.57	-9.991211	-.000826	582433.4	71.95312	.000124	1981
1982	.924804	-.000115	-.000124	7639.750	-7.280640	-.000952	590073.1	64.67187	.000110	1982
1983	1.114301	-.000108	-.000108	8038.885	-5.940430	-.000738	598112.0	58.73437	.000098	1983
1984	1.307507	-.000124	-.000095	10432.86	-5.204102	-.000499	608544.9	53.53125	.000088	1984
1985	1.541171	-.000128	-.000083	13523.61	-4.746826	-.000351	622068.5	48.78125	.000078	1985
Zolo	6.05	.00001	.000002	15514	.065	.000004	1019919	22.7	.000022	Zolo

menter" er eksogene¹⁴, er boligbeholdningen bestemt af bolig efterspørgslen på langt sigt. Boligbeholdningen bør derfor på langt sigt have konstante (semi-) elasticiteter m.h.t. (permanente ændringer i) indkomst og rente efter skat. Denne egenskab har den estimerede model. R2Kh i tabel 4 og 5 viser netop den procentvise ændring i boligbeholdningen efter hhv. en absolut ændring i $iwbz*(1-tsa0u)$ og en relativ ændring i $Yd5-Yfqi$. Semi-elasticiteten m.h.t. $iwbz*(1-tsa0u)$ er -2.6 efter 15 år, og elasticiteten m.h.t. $Yd5-Yfqi$ er 1.7. Multiplikator-eksperimenterne er ført frem til år 2010 på grundlag af et steady state forløb for de eksogene variabler; elasticiteterne er efter 40 år hhv. -2.7 og 1.85. Disse elasticiteter er (numerisk) ret store, men dog væsentlig mindre end de implicite efterspørgselselasticiteter i (11) - hvilket man også kunne forvente, jf. diskussionen i afsnit 3. Desuden bemærkes at forløbet af indkomst-multiplikatoren er ret trægt - først efter 7 år er elasticiteten over 1.

En permanent stigning i offentligt støttet byggeri på 1000 boliger om året fører i de første år til en stigning i Kh på ca. 400 mill.kr. pr. år; men efter 4-5 år begynder det private byggeri at falde betydeligt p.g.a. den større boligbeholdnings negative påvirkning af phk, og efter 1985 er den årlige tilvækst i Kh under 100 mill. kr.

I følge den teoretiske model bør midlertidige ændringer i indkomst, rente eller offentligt støttet byggeri ikke påvirke boligbeholdningen på langt sigt. Denne egenskab har den estimerede model ikke. 40 år efter f.eks. en midlertidig stigning i disponibel rente på 1 procent point er Kh således .2% mindre. At modellen ikke på langt sigt finder tilbage til grundkørslens værdi for Kh efter en midlertidig ændring skyldes, at beholdningslignevægten (phk-relationen) er formuleret i ændringer.

Tabel 7 viser størrelsen af kort-sigts-multiplikatorerne for fIhnl når simulationen startes i 1980 m.h.t. permanente ændringer i $iwbz$, $Yd5$ og nbs . Med eksogene forventninger er multiplikatorerne m.h.t. $iwbz$ og $Yd5$ noget større end, men dog ikke meget forskellige fra dem i ED's boligmodel, bortset fra

¹⁴ Som Tyge (TVR 06.03.86) også fremhæver burde pih og $phgk$ bestemmes endogent; pih (via pxb) af kapacitets-udnyttelsesgraden i byggesektoren, og $phgk$ af de samme faktorer der er bestemmende for phk samt udbudet af grunde. Dette diskuteres i afsnit 8.

TABEL 7.

ENDOGENE FORVÆLTNINGER

EKSOGENE FORVÆLTNINGER

MULTIPLIKATOR : IWBZ + .01 ALLE AR

	EEPHK	D1PHK	R1PHK	EEFIHN	D1FIHN	R1FIHN
1980	.959756	-.025699	-.026079	14742.66	-672.3181	-.043615
1981	.884440	-.047620	-.051091	9895.690	-1475.217	-.129736
1982	.852386	-.051493	-.056969	4984.327	-1848.152	-.270495
1983	1.044990	-.047570	-.043540	5345.422	-1860.694	-.258210
1984	1.262680	-.024969	-.019391	8294.088	-1361.352	-.140993
1985	1.556625	.004503	.002901	12791.14	-561.6738	-.042064

MULTIPLIKATOR : IWBZ + .01 ALLE AR

	ZZPHK	D2PHK	R2PHK	ZZFIHN	D2FIHN	R2FIHN
1980	.959756	-.025699	-.026079	14742.66	-672.3181	-.043615
1981	.923961	-.022764	-.024045	10856.76	-870.7771	-.074251
1982	.898054	-.019949	-.021731	6459.582	-857.1860	-.117154
1983	1.085452	-.021408	-.019341	6882.468	-849.3826	-.109855
1984	1.277127	-.022497	-.017310	9298.999	-836.3640	-.082519
1985	1.508715	-.024114	-.015732	12407.78	-826.1628	-.062428

MULTIPLIKATOR : YD5+1000 ALLE AR

	EEPHK	D1PHK	R1PHK	EEFIHN	D1FIHN	R1FIHN
1980	.990160	.004704	.004774	15538.04	123.0635	.007983
1981	.946356	.014296	.015338	11776.61	405.7078	.035679
1982	.922488	.018610	.020589	7440.280	607.8004	.088958
1983	1.112452	.019892	.018207	7906.339	700.2231	.097171
1984	1.301461	.013812	.010727	10253.26	597.8206	.061915
1985	1.555677	.003555	.002291	13698.49	345.6785	.025888

MULTIPLIKATOR : YD5+1000 ALLE AR

	ZZPHK	D2PHK	R2PHK	ZZFIHN	D2FIHN	R2FIHN
1980	.990160	.004704	.004774	15538.04	123.0635	.007983
1981	.956325	.009600	.010140	12019.05	291.5098	.024857
1982	.925764	.007761	.008454	7627.947	311.1791	.042530
1983	1.115436	.008576	.007748	8056.913	325.0627	.042042
1984	1.309051	.009427	.007254	10471.27	335.9062	.033142
1985	1.543048	.010219	.006667	13575.31	341.3679	.025795

MULTIPLIKATOR : NBS + 1000 ALLE AR

	EEPHK	D1PHK	R1PHK	EEFIHN	D1FIHN	R1FIHN
1980	.985456	0	0	15875.69	460.7122	.029887
1981	.930892	-.001169	-.001254	11803.20	432.2964	.038018
1982	.900755	-.003124	-.003456	7209.888	377.4089	.055237
1983	1.086838	-.005722	-.005237	7508.598	302.4822	.041976
1984	1.279589	-.008060	-.006259	9885.433	229.9924	.023820
1985	1.542331	-.009791	-.006308	13529.44	176.6306	.013228

MULTIPLIKATOR : NBS + 1000 ALLE AR

	ZZPHK	D2PHK	R2PHK	ZZFIHN	D2FIHN	R2FIHN
1980	.985456	0	0	15875.69	460.7122	.029887
1981	.945557	-.001168	-.001234	12159.84	432.2966	.036862
1982	.915893	-.002110	-.002299	7716.861	400.0931	.054682
1983	1.103492	-.003369	-.003043	8093.946	362.0957	.046832
1984	1.294801	-.004824	-.003711	10456.15	320.7834	.031650
1985	1.526299	-.006529	-.004260	13511.78	277.8367	.020994

at renten dér indgår lagget og således ikke har nogen førsteårseffekt, og at BD's indkomstmultiplikator aftager før.

Effekten af dummy-variablerne er beregnet v.h.j.a. en multiplikatorøkelse med eksogen Rphpf. Den samlede effekt af d72 i phk-relationen og d723 i fIhnl-relationen er at øge nettoinvesteringerne med hhv. 7.2, 9.9, 5.5 og 3.1 mldr. 80-kr. i 1972, 73, 74 og 75. Disse effekter er af samme størrelsesorden som dem der er beregnet i NLJ(1981)¹⁵.

Effekten af d76 i fIhnl-relationen er at øge nettoinvesteringerne med hhv. 6.1 og 2.4 mldr. 80-kr. i 1976 og 77.

8. Nogle problemer ved modellen

- 1) Modellen er ustabil med endogen forventningsdannelse.
- 2) Kontantprisfaktoren kphkp er eksogen
- 3) Grundprisen phgk er eksogen¹⁶
- 4) Ændringsspecifikationen af boligprisrelationen betyder at modellen ikke løbende har "fat i" en beholdningsligevægt, men bestemmer ændringer ud fra en initialsituation som ikke nødvendigvis er en ligevægt.¹⁶
- 5) Koefficienten til den laggede endogene i fIhnl-relationen er for stor.

Ad 1) og 2) Forventningsdannelsen

Det første problem kan (formodentlig) løses ved at gøre vægten til Rphp(-1) mindre i Rphpf-relationen. Det vil dog betyde at phk-relationens forklaringssevne reduceres.

Det andet problem - at kphkp er eksogen - vedrører også forventningsdannelsen. Der er brug for kphkp i modellen fordi det er de prioriterede priser, der indgår i prisforventningsudtrykket. Det er imidlertid utilfredsstillende at kontantprisfaktoren er eksogen, da den i høj grad afhænger af renten. Men den er svær at modellere da den også afhænger af en række "institutionelle" forhold vedr. finansiering af ejerboliger. Man kan komme uden om problemet ved at modellere forventningerne m.h.t. phk i stedet for php. Det har til gengæld den ulempe at

¹⁵ BD-notat af 18.08.81: "Boliginvesteringerne i ADAM".

¹⁶ Punkt 3 og 4 er også fremhævet i Tyges notat, TVR 06.03.86.

m.h.t. phk i stedet for php. Det har til gengæld den ulempe at man så også skal tage eksplicit hensyn til renteforventninger (jf. diskussionen i afsnit 2). Ved at variere på forventningsparametrene (med spring på .1) viste følgende estimation sig at give mindst standardafvigelse:

$$\begin{aligned}
 (19) \quad R(\text{phk}/\text{pcp4xh}) &= -1.33*\text{RK}h(-1) + 3.26*\text{RY}ddf \\
 &\quad (4.2) \qquad (5.8) \\
 &\quad -3.55*\text{D}(\text{iwbz}*(1-\text{tsa}0u)) + 1.92*\text{DR}phkf \\
 &\quad (3.6) \qquad (8.4) \\
 &\quad +13.6*\text{DDiwbzf} \\
 &\quad (4.8)
 \end{aligned}$$

$n = 1968-82$, $s = .0255$, $DW = 2.84$.

Lagstrukturen for RYddf er som i (9); forventningerne Rphkf og Diwbzf er også adaptive:

$$(20) \quad \text{Rphkf} = .5*\text{Rphk}(-1) + .5*\text{Rphkf}(-1)$$

$$(21) \quad \text{Diwbzf} = .2*\text{Diwbz}(-1) + .8*\text{Diwbzf}(-1)$$

med $\text{Rphkf}(1956) = \text{Rphk}(1956)$ og $\text{Diwbzf}(1949) = \text{Diwbz}(1949)$. Hvis DRYdf medtages som regressor her bliver dens koefficient insignificant. Der er heller ikke behov for dummy'er for 1972-73. Der er en stor residual i 1979 (jf. bilag 3). Indføres en dummy for dette år reduceres standardafvigelsen til knap .02. (19) er ikke så køn som (9) m.h.t. standardafvigelse og t-værdier, men parameterestimerterne ligner meget bortset fra en numerisk lidt mindre renteparameter. Fortegnet til DDiwbzf er som ventet positivt: Når der forventes stigende rente, vil kursværdien af obligationsgæld i boliger forventes at falde, hvorved bolig efterspørgslen øges. Desuden vil forventning om rentestigning fremskynde boligefterspørgsel, da finansieringen forventes at blive dyrere senere. Koefficientestimatet virker dog ret stort.

Det ser ikke ud til at estimationen (19) vil løse ustabilitetsproblemet: koefficienten til DRphkf i (19) er lidt større end koefficienten til DRphpf i (9), og lagstrukturen i de to forventningsudtryk er ens.

Problemet med ustabilitet kan løses ved hverken at bruge php eller phk som prisforventning. Forskellige alternative priser -

bl.a. pcp og pih - er blevet afprøvet, men uden positivt resultat: phk -relationens forklaringsevne forringes markant, først og fremmest fordi relationen så ikke kan fange de meget store udsving i den relative boligpris i 1980'erne.

Prisforventninger på grundlag af pcp eller pih eller lignende priser ville dog heller ikke være teoretisk rimelige, da ejerboliger indeholder et irreproducibelt element - grunden - hvis pris udvikler sig markant forskelligt fra andre priser. En løsning kunne være at konstruere forventninger m.h.t. både pih og $phgk$, dvs. erstatte $DRphkf$ i (19) med $DRpihf$ og $DRphgkf$ (og beholde $DDiwbzf$ som regressor). Sådanne estimationer har været forsøgt, men de faldt ikke heldigt ud. Det skyldes nok at det anvendte grundprisindeks ikke er egnet: Det er hentet fra salgsstatistikken og vedrører ubebyggede grunde under 2000 m²; da om sætningen af sådanne grunde er koncentreret om yderligt beliggende områder i provinsen, er indekset ikke repræsentativt for prisudviklingen på bebyggede grunde.

Ad 3) Grundprisen

Uanset om grundprisen indgår i prisforventningerne i phk -relationen eller ej, er det som nævnt et problem at den er eksogen: Grundprisen udgør nemlig en betydelig del af omkostningerne ved at erhverve et nyt hus, og bør derfor indgå i investeringsrelationen, jf. (12). De faktorer der får bolig efterspørgslen til at vokse (fx en indkomststigning eller et rentefald) vil også få efterspørgslen efter grunde til at vokse, hvorved grundpriserne, og dermed omkostningerne ved et nyt hus, stiger. En endogen grundpris vil derfor mindske kort-sigtsmultiplikatorerne for $fIhn1$. Hvis grundprisindekset vedrører en given type af grunde (karakteriseret ved bl.a. beliggenhed), som er irreproducibile, vil grundpriserne også på langt sigt være større som følge af fx en permanent indkomststigning, hvorfor også lang-sigts-elasticiteterne i boligbeholdningen, der blev beskrevet i afsnit 7, vil være mindre.

En simpel måde at modellere $phgk$ på kunne være at antage, at den udvikler sig parallelt med phk . Men dette holder ikke for perioden 1955-85: Før 1980 steg $phgk$ kraftigere end phk , i 1981-82 faldt $phgk$ mere, og i 1983-84 steg $phgk$ ikke så meget, men til gengæld steg den mere i 1985. Og da der er tale om store forskelle dur denne endogenisering ikke.

Frisdannelsen på grunde kan i stedet beskrives ved en beholdningsmodel som for ejerboliger¹⁷. Formuleret i (relative) ændringer kan følgende efterspørgselsfunktion antages:

$$(22) \quad RKgD = a_1 * Rphgk + a_2 * RYddf + a_3 * D(iwbz * (1 - tsa0u)) \\ + a_4 * DRphgkf + a_5 * DRYdf + a_6 * Rpcp4xh$$

Antages at $phgk$ clearer markedet for grunde, er efterspørgslen efter grunde (KgD) lig udbudet (Kg), eller i ændringer: $RKgD = RKg$. Indsættes dette i (22) og transformeres til prisligning fås:

$$(23) \quad Rphgk = (1/a_1) * RKg - (a_2/a_1) * RYddf \\ - (a_3/a_1) * D(iwbz * (1 - tsa0u)) - (a_4/a_1) * DRphgkf \\ - (a_5/a_1) * DRYdf - (a_6/a_1) * Rpcp4xh$$

Problemet ved at estimere (23) er, at man ikke kender stignings-takten i beholdningsudbudet af grunde, RKg . Antages denne at være lig en konstant (som hos Michael Møller og Nils Groes) må $DRphgkf$ udelades som regressor i (23). Ellers vil en engangsændring i fx indkomsten føre til fortsatte stigninger i $phgk$ ($Rphgk$ stiger, medfører $Rphgkf(+1)$ stiger, medfører $Rphgk(+1)$ stiger osv.), da $phgk$ ikke har nogen effekt på udbudet af grunde.

Hvis det lykkes at estimere en $phgk$ -relation som (23) - uden $DRphgkf$ - og en phk -relation, hvor $DRphgkf$ indgår, vil der fortsat være en destabiliserende mekanisme i modellen: En stigning i efterspørgslen efter grunde og boliger medfører større phk og $phgk$, og dermed større $Rphgkf(+1)$ og $phk(+1)$. Men da der ikke er nogen effekt fra $Rphgkf(+1)$ eller $phk(+1)$ til $phgk(+1)$, har den destabiliserende mekanisme ikke samme vedvarende karakter som i modellen fra afsnit 5. Den alternative model vil derfor være stabil. Og den vil (uanset hvordan forventningsdannelsen i phk -relationen formuleres) endogent bestemme $phgk$, som jo indgår i $fIhnl$ -relationen.

I forbindelse med den skitserede model, hvor der indgår en grundpris i både phk -relationen (som forventning) og $fIhnl$ -

¹⁷ Jf. Michael Møller og Nils Groes: "Priser på huse og grunde". Nationaløkonomisk Tidsskrift (1977), og gult memo nr. 58, Øk.inst., KU (1978).

relationen (som omkostning), opstår imidlertid det problem, at grundprisen i phk-relationen bør være prisen på bebyggede grunde, mens grundprisen i fIhnl-relationen snarere bør være prisen på ubebyggede grunde. De to kategorier af grundpriser kan udvikle sig meget forskelligt, da grunde med en given beliggenhed er irreproducibile, og da udbudet af ubebyggede grunde kan svinge over tiden.

Ad 4) Ændringsspecifikation og beholdningsligevægt

At beholdningsligevægten (phk-relationen) er formuleret i ændringer er som nævnt i afsnit 7 årsag til at modellens multiplikatoregenskaber ved midlertidige ændringer i eksogene variable ikke er så kønne - heller ikke med eksogen Rphpf. Ændringsspecifikationen betyder også at modellen ikke finder tilbage til en beholdningsligevægt, hvis en simulation køres med udgangspunkt i en uligevægtssituation. Problemet er i tabel 8 illustreret ved en simulation med en "forkert" phk-værdi som udgangspunkt. Det ses at modellen fortsætter med at beregne for store værdier for phk og fIhnl, hvis startværdien for phk er for stor.

Det ville altså være bedst at anvende en niveau-relation (som ligning (6)) til bestemmelse af phk. Som nævnt tidligere er det endnu ikke lykkedes at estimere en rimelig relation i niveau pga multikollinearitet. Vi har dog ikke opgivet endnu.

TABEL 8.

27

MULTIPLIKATOR : PHK + .01 I 1969

	ZZPHK	D2PHK	R2PHK	ZZFIHN 1	D2FIHN 1	R2FIHN 1	ZZKH	D2KH	R2KH	
1970	.349093	.010688	.031583	22521.11	829.3643	.038234	360355.2	829.3672	.002307	1970
1971	.390614	.010819	.028486	22501.19	1172.196	.054958	382856.4	2001.562	.005255	1971
1972	.456655	.011022	.024733	29627.00	1293.697	.045660	412483.4	3295.258	.008053	1972
1973	.531111	.010919	.020990	31686.07	1222.182	.040119	444169.5	4517.441	.010275	1973
1974	.558857	.009667	.017602	21423.87	1019.154	.049947	465593.3	5536.594	.012035	1974
1975	.663501	.010085	.015434	18437.02	895.2375	.051035	484030.4	6431.828	.013467	1975
1976	.718332	.009592	.013534	22727.26	787.2852	.035884	506757.6	7219.113	.014452	1976
1977	.807641	.009774	.012250	19046.89	712.8630	.038882	525804.5	7931.977	.015316	1977
1978	.922801	.010188	.011163	18524.38	658.8843	.036880	544328.9	8590.867	.016036	1978
1979	1.035158	.010485	.010233	19352.72	611.0376	.032603	563681.6	9201.906	.016596	1979
1980	1.004536	.009348	.009393	16315.02	532.8363	.033762	579996.6	9734.750	.017071	1980
1981	.963176	.008277	.008668	12552.22	452.6598	.037411	592548.8	10187.41	.017493	1981
1982	.932363	.007444	.008048	8027.151	380.1208	.049708	600576.0	10567.54	.017911	1982
1983	1.122865	.008444	.007577	8399.668	354.8425	.044108	608975.6	10922.38	.018263	1983
1984	1.317005	.009375	.007169	10787.00	348.9402	.033430	619762.6	11271.33	.018523	1984
1985	1.551892	.010593	.006873	13882.57	354.2170	.026183	633645.2	11625.55	.018690	1985

Ad 5) Investeringsrelation og byggetider

Ideen med at lade de laggede (ikke-støttede) nettoinvesteringer indgå i fIhn1-relationen er som nævnt, at boligbyggeri tager tid, således at en del af de investeringer der påbegyndes ét år først fuldføres i efterfølgende år. Men koefficienten til fIhn1(-1) er utroværdigt stor.

Det er imidlertid heller ikke rimeligt at antage at koefficienten er konstant: Der har været et generelt fald i byggetiderne i estimationsperioden, og byggetiderne afhænger af kapacitetsudnyttelsesgraden i byggesektoren.

Det er endnu ikke lykkedes at finde et rimeligt mål for kapacitetsudnyttelsesgraden. Men det har vist sig at man ved at lade dummy-effekten for de to år med langt det største byggeri, 1972 og 1973, gælde også for 1974 kan få et langt mere rimeligt estimat for koefficienten til fIhn1(-1):

$$\begin{aligned}
 (24) \quad fIhn1 &= -27427 + .24 * fIhn1(-1) \\
 &\quad (7.3) \quad (2.1) \\
 &\quad + 34709 * (phk / (.8 * pih + .2 * phgk)) \\
 &\quad (8.0) \\
 &\quad + .45 * (nbs - .24 * nbs(-1)) \\
 &\quad (4.7) \\
 &\quad + 5843 * d76 + 4183 * d7234 \\
 &\quad (4.5) \quad (4.0)
 \end{aligned}$$

$$n = 1970-82, \quad R^2 = .980, \quad s = 1205, \quad DW = 2.00.$$

d7234 er altså = 1, 1972-74, og ellers 0. En positiv dummy-effekt i 1974 kan begrundes med at det ekstraordinært store byggeri i 1972-73 forlængede byggetiderne, således at et særligt stort antal boliger skulle fuldføres i 1974.¹⁰

At byggetiderne generelt er faldet i estimationsperioden kan der tages højde for ved at lade koefficienten til fIhn1(-1) aftage. Fastsættes den a priori til .30 i 1970 og med et fald på .01 pr. år (til .15 i 1985) fås flg. estimationsresultat:

¹⁰ Det fuldførte boligbyggeri var i 1974 kun ca. 10 % under niveauet i 1973, mens antal påbegyndte boliger var 50 % mindre, og fIhn1 30 % mindre.

```

(25) fIhn1 = -26208+id1*fIhn1(-1)
          (8.4)
          +34491*(phk/(.8*pih+.2*phgk))
          (11.3)
          +.36*(nbs-id1*nbs(-1))
          (4.4)
          +5564*d76+3954*d7234
          (5.2)      (5.2)

```

n = 1970-82, R² = .984, s = 1006, DW = 2.22.

id1 = .3-(id-1970)*.01, 1970-85, hvor id er en variabel der angiver årstallet. Koefficienten til nbs er lidt mindre i (25) end i (24). Estimationsoutput er vist i bilag 3.

BILAG 1. Data for Kh, fIhn1 og fIhv1

Afskrivningsraten for boliger antages at være lig ADAMs estimate-rede på .0099. På grundlag af serien for bruttoinvesteringerne, fIh, samt boligbeholdningen ultimo eet år, kan Kh for de øvrige år beregnes ud fra

$$Kh = (1 - .0099) * Kh(-1) + fIh.$$

Afskrivningsserien kan herefter beregnes som

$$fIhv1 = .0099 * Kh(-1)$$

og nettoinvesteringerne 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 NLJ(1981)¹⁹, og som er 51742 mill. kr. i 1966-priser, hvilket i 1980-priser svarer til:

$$51742 * pih(1980) / pih(1966) \text{ mill. kr.} = 185225 \text{ mill. kr.}$$

Korrektionen, som er foreslået af Ellen Andersen²⁰, består i at lægge 75 mldr. kr. til dette tal. Argumentet for denne korrektion er, at væksten i Kh derved kommer til at ligne væksten i andre boligstock-serier og væksten for forskellige indikatorer for boligbeholdningen:

¹⁹ BD-notat af 18.08.81: "Boliginvesteringerne i ADAM".

²⁰ Papir af 31.10.85: "Om boligbeholdningens størrelse".

Forskellige boligbeholdningsmål (primo) og -indikatorer.

Indeks (1955=100)	1965	1975	1985
Kh	166	314	415
K(BHK)	148	255	
K(MM, alt. 1)	184	372	
K(MM, alt. 5)	153	264	
Gns. af alt. 1 og 5	169	319	
fIhv	173	323	443
fYfh	142	351	426
fCh	158	271	330

K(BHK) er serien i Blomgren-Hansen og Knøsgaard, K(MM, alt. 1 og 5) er hhv. et højvækst- og et lavvækstalternativ fra Michael Møller (1983, s. 259-61).

Niveauet for Kh er i god overensstemmelse med fIhv-serien fra ADAMBK:

Mia. kr.	1955	1965	1975	1985
Kh(-1)	147	244	462	610
fIhv/.0099	139	241	450	(616)

Ellen Andersen har foreslået²¹ alternativt at konstruere boligstock-serien, så væksten i boligbeholdningen er lig med væksten i produktionen af boligydelse (fXh) - beregnet over perioden 1966-82. Det giver en boligstock-serie med et væsentlig højere niveau og dermed en væsentlig lavere vækst end Kh:

KHEA (primo)	1955	1965	1975	1985
mia. 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. Vi har ikke i denne omgang forsøgt at estimere på denne boligstock-serie.

²¹ Jf. papir fra 14.05.86: "Boligbeholdningen - sidste udkald".

BILAG 2. Data for phk, php, phgk og nbs

- phk Kontantprisindekset for en-familiehuse er baseret på Stats-skattedirektoratets publikation "Ejendomssalg, 1. halvår 1984", s. 95, tabel XIlle - og senere udgivelser. Stats-skattedirektoratets kontantprisindeks går imidlertid kun tilbage til 1965. For årene før 1965 bygger phk-indekset derfor på kontantprisindekset i Blomgren-Hansen og Knøsgaard (1978), s. 277.
- php Indekset for prioriterede priser på en-familiehuse er baseret på den nævnte publikation "Ejendomssalg". Fra og med 2. halvår 1985 offentliggøres der ikke tal for prioriterede ejendomspriser. php(1985) er derfor beregnet ud fra en antagelse om, at den relative ændring i php er lig den relative ændring i phk i 2. halvår 1985.
- phgk Indekset for kontantpriser på byggegrunde under 2000 m² er også baseret på "Ejendomssalg"
- nbs Serien for antallet af boliger (lejligheder) under opførelse med offentlig støtte er baseret på den kvartalsvise opgørelse af byggevirksohmheden 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 1980-85 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.

BILAG 3. ESTIMATION OUTPUT FOR LIGNING (9)

PLOT OF ACTUAL(*) AND FITTED(+) VALUES

ID	ACTUAL	FITTED		RESIDUAL	
1968	-.8289-02	-.2116-01	+	.129-01	0.0
1969	-.9159-02	-.3097-02	*	-.123-01	.
1970	.3871-02	.7667-02	+	-.380-02	0
1971	.5260-01	.3894-01	**	.137-01	0
1972	.8636-01	.8636-01	+	.279-08	.
1973	.3304-01	.3871-01	**	-.567-02	0
1974	-.9827-01	-.9059-01	*	-.768-02	0
1975	.7579-01	.8613-01	+	-.103-01	.
1976	.1021-01	.3226-03	*	.989-02	0
1977	.2722-01	.2172-01	**	.551-02	.
1978	.6296-01	.4652-01	+	.164-01	0
1979	-.8151-02	.1123-01	*	-.194-01	0
1980	-.1127	-.1256	+	.129-01	.
1981	-.1537	-.1456	*	-.806-02	0
1982	-.1136	-.1136	+	.403-05	.

PLOT OF RESIDUALS(O)

MEAN OF DEPENDENT VARIABLE IS -.0101

INDEPENDENT VARIABLE	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-STATISTIC	MEAN OF VARIABLE
RKHL	-1.27269249	.15450723	-8.23710620	.05072543
RYDDF	3.11752340	.28544931	10.92146039	.02465597
DIWBZN	-4.34448165	.65639555	-6.61869454	.00269749
DRPHF	1.76719449	.11064436	15.97184372	-.01026419
DRYDF	.69071593	.14571149	4.74029839	.00160705
D72	.09066852	.01491776	6.07788992	.06666667

R-SQUARED = .9783 (ADJ. FOR DEGREES OF FREEDOM) = .9663

DURBIN-WATSON STATISTIC (ADJ. FOR O GAPS) = 2.6830

NUMBER OF OBSERVATIONS = 15

SUM OF SQUARED RESIDUALS = .172052-02

STANDARD ERROR OF THE REGRESSION = .138264-01

ESTIMATE OF CORRELATION MATRIX OF ESTIMATED COEFFICIENTS

1.0000	-.8755	-.4145	-.2361	.3086	-.0460
-.8755	1.0000	.2785	.3044	-.2606	-.1103
-.4145	.2785	1.0000	-.0484	-.6850	.0500
-.2361	.3044	-.0484	1.0000	.2704	.1307
.3086	-.2606	-.6850	.2704	1.0000	.0949
-.0460	-.1103	.0500	.1307	.0949	1.0000

BILAG 3. ESTIMATIONSOOUTPUT FOR LIGNING (12)

34

PLOT OF ACTUAL(*) AND FITTED(+) VALUES

ID	ACTUAL	FITTED	RESIDUAL	PLOT OF RESIDUALS(O)
1970	.2216+05	.2159+05	.568.	0.0
1971	.2155+05	.2176+05	-.210.	0.
1972	.2935+05	.2865+05	700.	0.
1973	.3020+05	.3090+05	-.700.	0.
1974	.2134+05	.2006+05	.128+04	0.
1975	.1740+05	.1744+05	-.34.6	0.
1976	.2160+05	.2160+05	.244-03	0.
1977	.1887+05	.1807+05	801.	0.
1978	.1844+05	.1844+05	456.	0.
1979	.1850+05	.1891+05	-.408.	0.
1980	.1431+05	.1580+05	-.148+04	0.
1981	9065.	.1139+05	-.233+04	0.
1982	7727.	6366.	-.136+04	0.

INDEPENDENT VARIABLE	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-STATISTIC	MEAN OF VARIABLE
B0	-21624.16162109	4902.91046143	-4.41047448	1.00000000
B1	.47175975	.11892650	3.96681786	13240.00280762
B2	26161.49487305	5462.25311279	4.78950614	1.02083135
B3	.46067131	.16034690	2.87296683	7303.99786377
B4	6071.88745117	1534.12353516	3.95788690	.07692308
B5	4697.19805908	1405.93815613	3.34097061	.15384615

R-SQUARED = .9736 (ADJ. FOR DEGREES OF FREEDOM) = .9547

DURBIN-WATSON STATISTIC (ADJ. FOR 0 GAPS) = 1.9317

NUMBER OF OBSERVATIONS = 13

SUM OF SQUARED RESIDUALS = .134825+08

STANDARD ERROR OF THE REGRESSION = 1387.83

ESTIMATE OF CORRELATION MATRIX OF ESTIMATED COEFFICIENTS

1.0000	.1860	-.9111	-.1682	.0361	.4978
.1860	1.0000	-.5262	.3674	.2488	-.0563
-.9111	-.5262	1.0000	-.1538	-.1789	-.3657
-.1682	.3674	-.1538	1.0000	.2618	-.4536
.0361	.2488	-.1789	.2618	1.0000	.0191
.4978	-.0563	-.3657	-.4536	.0191	1.0000

DYNAMISK ENKELT-
LIGNINGS-
SIMULATION;
OBSERVERET ÷
SIMULERET VÆRDI

1970	567.6333
1971	57.91284
1972	727.6736
1973	-357.0413
1974	1112.255
1975	490.1260
1976	231.2366
1977	910.0759
1978	885.0669
1979	10.09106
1980	-1478.902
1981	-3027.340
1982	-68.02667
1983	931.5656
1984	1548.300
1985	-331.7286

BILAG 3. ESTIMATIONSOUPUT FOR LIGNING (19)

35

PLOT OF ACTUAL(*) AND FITTED(+) VALUES

ID	ACTUAL	FITTED	RESIDUAL
1968	-.8289-02	-.2734-02	-.555-02
1969	-.9159-02	.7353-02	-.165-01
1970	.3871-02	-.2390-01	.278-01
1971	.5260-01	.4906-01	.354-02
1972	.8636-01	.9614-01	-.978-02
1973	.3304-01	.3228-01	.756-03
1974	-.9827-01	-.8712-01	-.112-01
1975	.7579-01	.5543-01	.204-01
1976	.1021-01	-.6493-02	.167-01
1977	.2722-01	.3176-01	-.453-02
1978	.6296-01	.3864-01	.243-01
1979	-.8151-02	.4398-01	-.521-01
1980	-.1127	-.1356	.229-01
1981	-.1537	-.1365	-.172-01
1982	-.1136	-.9504-01	-.186-01

PLOT OF RESIDUALS(O)

ID	RESIDUAL
1968	0.0
1969	0.0
1970	0.0
1971	0.0
1972	0.0
1973	0.0
1974	0.0
1975	0.0
1976	0.0
1977	0.0
1978	0.0
1979	0.0
1980	0.0
1981	0.0
1982	0.0

MEAN OF DEPENDENT VARIABLE IS -.0101

INDEPENDENT VARIABLE	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-STATISTIC	MEAN OF VARIABLE
RKHL	-1.33308671	.31531650	-4.22777343	.05072543
RYDDF	3.257771731	.56013428	5.81595778	.02465597
DIWBZN	-3.55471241	.97572236	-3.64315972	.00269749
DRPHKF	1.91812925	.22733570	8.43743074	-.00770859
DDIWBZF	13.57536662	2.85569257	4.75379133	.00020825

R-SQUARED = .9183 (ADJ. FOR DEGREES OF FREEDOM) = .8856

DURBIN-WATSON STATISTIC (ADJ. FOR O GAPS) = 2.8431

NUMBER OF OBSERVATIONS = 15

SUM OF SQUARED RESIDUALS = .649422-02

STANDARD ERROR OF THE REGRESSION = .254838-01

ESTIMATE OF CORRELATION MATRIX OF ESTIMATED COEFFICIENTS

1.0000	-.9069	-.4404	-.1629	-.5848
-.9069	1.0000	.3170	.2100	.5693
-.4404	.3170	1.0000	-.0235	.4203
-.1629	.2100	-.0235	1.0000	.4407
-.5848	.5693	.4203	.4407	1.0000

BILAG 3. ESTIMATIONSOUPUT FOR LIGNING (24)

PLOT OF ACTUAL(*) AND FITTED(+) VALUES

ID	ACTUAL	FITTED	RESIDUAL	PLOT OF RESIDUALS(O)
1970	.2216+05	.2147+05	694.	0.0
1971	.2155+05	.2238+05	-834.	0
1972	.2935+05	.2955+05	-205.	0
1973	.3020+05	.2956+05	633.	0
1974	.2134+05	.2177+05	-428.	0
1975	.1740+05	.1686+05	539.	0
1976	.2160+05	.2160+05	.000	0
1977	.1887+05	.1748+05	.140+04	0
1978	.1889+05	.1872+05	173.	0
1979	.1850+05	.1906+05	-558.	0
1980	.1431+05	.1523+05	-915.	0
1981	9065.	.1087+05	-.180+04	0
1982	7727.	6423.	.130+04	0

36

INDEPENDENT VARIABLE	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-STATISTIC	MEAN OF VARIABLE
B0	-27426.82055664	3739.82739258	-7.33371294	1.00000000
B1	.24016664	.11515522	2.08559051	13360.83081055
B2	34708.28955078	4335.15496826	8.00623953	1.02083135
B3	.45334096	.09647931	4.69884139	10954.10644531
B4	5843.29858398	1310.06578064	4.46030927	.07692308
B5	4182.69049072	1055.94731140	3.96107876	.23076923

R-SQUARED = .9801 (ADJ. FOR DEGREES OF FREEDOM) = .9659

DURBIN-WATSON STATISTIC (ADJ. FOR 0 GAPS) = 1.9988

NUMBER OF OBSERVATIONS = 13

SUM OF SQUARED RESIDUALS = .101684+08

STANDARD ERROR OF THE REGRESSION = 1205.25

ESTIMATE OF CORRELATION MATRIX OF ESTIMATED COEFFICIENTS

1.0000	.1142	-.8756	-.0507	.0161	.1694
.1142	1.0000	-.5278	.4521	.1847	-.5186
-.8756	-.5278	1.0000	-.3301	-.1522	.1041
-.0507	.4521	-.3301	1.0000	.2197	-.5094
.0161	-.1847	-.1522	.2197	1.0000	-.0151
.1694	-.5186	.1041	-.5094	-.0151	1.0000

DYNAMISK ENKRET-
LIGNINGS-
SIMULATION;
OBSERVERET
SIMULERET VÆRDI

1970	693.7571
1971	-667.6047
1972	-365.4102
1973	545.6787
1974	-297.3052
1975	467.9744
1976	112.3860
1977	1424.831
1978	515.4185
1979	-434.2690
1980	-1019.046
1981	-2045.380
1982	812.2484
1983	-92.54041
1984	-386.6729
1985	-2690.473

BILAG 3. ESTIMATIONSOOUTPUT FOR LIGNING (25)

PLOT OF ACTUAL(*) AND FITTED(+) VALUES

ID	ACTUAL	FITTED		RESIDUAL	PLOT OF RESIDUALS(O)
1970	.2216+05	.2160+05		559.	0.0
1971	.2155+05	.2247+05	+	-916.	
1972	.2935+05	.2930+05	+	48.9	
1973	.3020+05	.2952+05	+	675.	
1974	.2134+05	.2206+05	+	-724.	
1975	.1740+05	.1717+05	+	234.	
1976	.2160+05	.2160+05		.000	
1977	.1887+05	.1771+05	+	.116+04	
1978	.1889+05	.1881+05	+	81.0	
1979	.1850+05	.1887+05	+	-372.	
1980	.1431+05	.1493+05	+	-617.	
1981	9065.	.1055+05	*	.148+04	
1982	7727.	6372.	+	.135+04	

37

INDEPENDENT VARIABLE	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-STATISTIC	MEAN OF VARIABLE
B0	-26207.87866211	3137.94183350	-8.35193253	1.00000000
B2	34490.47753906	3058.83593750	11.27568722	1.02083135
B3	.36313638	.08279535	4.38595140	10738.30566406
B4	5563.99340820	1076.81785583	5.16707015	.07692308
B5	3954.03161621	755.61623383	5.23285687	-.23076923

R-SQUARED = .9842 (ADJ. FOR DEGREES OF FREEDOM) = .9762

DURBIN-WATSON STATISTIC (ADJ. FOR O GAPS) = 2.2246

NUMBER OF OBSERVATIONS = 13

SUM OF SQUARED RESIDUALS = .809142+07

STANDARD ERROR OF THE REGRESSION = 1005.70

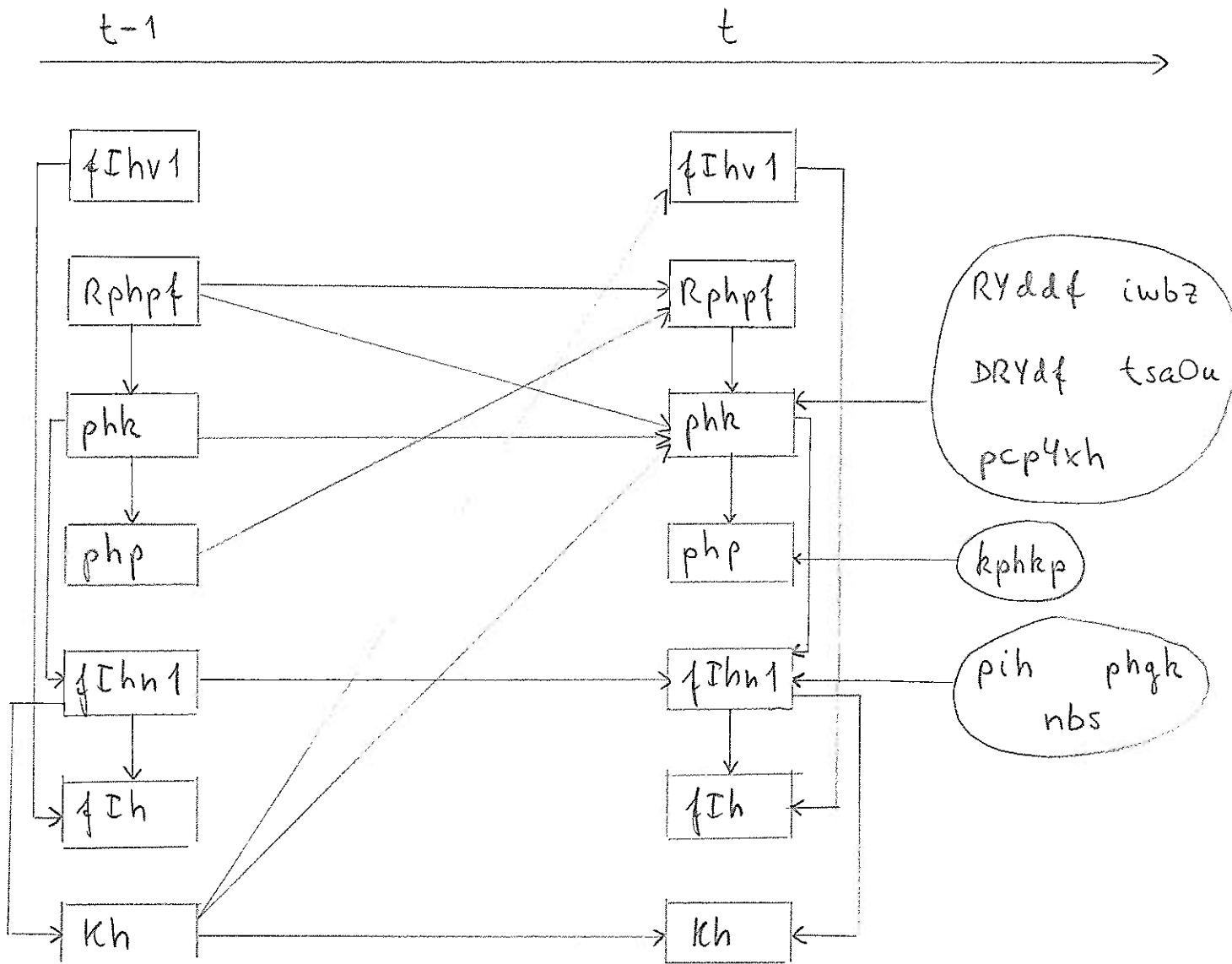
ESTIMATE OF CORRELATION MATRIX OF ESTIMATED COEFFICIENTS

1.0000	-.9582	-.1921	-.0198	.2948
-.9582	1.0000	-.0756	-.0597	-.2497
-.1921	-.0756	1.0000	.1691	-.3677
-.0198	-.0597	.1691	1.0000	.0890
.2948	-.2497	-.3677	.0890	1.0000

DYNAMISK ENKEL-
LIGNINGS-SIMULA-
TION:
OBSERVERET ÷
SIMULERET VÆRDI

1970	558.7671
1971	-754.0920
1972	-162.2483
1973	630.8972
1974	-559.5693
1975	93.65039
1976	22.47583
1977	1165.317
1978	337.4072
1979	-300.9778
1980	-676.8380
1981	-1611.636
1982	1064.054
1983	-73.73096
1984	-153.6237
1985	-2142.661

BILAG 4. FORENKLET DYNAMISK PILESHEMA



BILAG 5. DATA

DIWBZF	DIWBZN	FIHN1	FIHV1	IWBZ	KH	NBS	PCP4XH	PHGK	PHK
1947	0	0	985.5458	0	99550.09	0	0	0	0
1948	0	6130.845	1046.241	.047900	105680.9	0	.212933	0	0
1949	.000900	6074.139	1106.375	.048800	111755.1	0	.215454	0	0
1950	.000900	6921.316	1174.896	.050800	118676.4	0	.245679	.019190	0
1951	.001120	6015.005	1234.445	.056100	124691.4	0	.276128	.021322	0
1952	.001956	6328.392	1297.096	.058900	131019.8	0	.194400	.022388	0
1953	.002125	7656.898	1372.899	.057500	138676.7	0	.195474	.023454	0
1954	.001420	8476.287	1456.814	.059200	147153.0	0	.205560	.024520	0
1955	.001476	6598.546	1522.140	.064600	153751.5	0	.214409	.024520	.104942
1956	.002261	6127.935	1582.807	.065600	159879.5	0	.217726	.026652	.110472
1957	.002009	7512.202	1657.177	.066600	167391.7	0	.216491	.029851	.117319
1958	.002007	6797.328	1724.471	.058600	174189.0	0	.220605	.031983	.131934
1959	.000195	9118.920	1814.748	.059600	183307.9	18025.88	.225498	.044776	.138386
1960	.000044	09466.253	1908.464	.063100	192774.2	13700.73	.232558	.074627	.151685
1961	.000736	11428.87	2021.610	.069100	204203.0	12889.80	.246139	.088486	.179731
1962	.001788	12473.69	2145.100	.069500	216676.7	15143.55	.259899	.102345	.198955
1963	.001511	11667.39	2260.607	.068600	228344.1	15801.71	.268082	.116205	.216203
1964	.001029	15451.90	2413.580	.074600	243796.0	17848.18	.282959	.106610	.227790
1965	.002023	16428.98	2576.227	.091300	260225.0	18880.01	.299265	.135394	.273349
1966	.004958	17051.77	2745.040	.091800	277276.8	20714.70	.319936	.141791	.291572
1967	.004067	18917.96	2932.328	.094400	296194.7	22852.46	.340253	.157783	.307517
1968	.003773	18479.67	3115.276	.087800	314674.4	24292.38	.353573	.170576	.316629
1969	.001699	23159.72	3344.558	.096400	337834.1	24679.43	.375014	.189765	.337130
1970	.003079	22160.44	3563.946	.113700	359994.6	24947.50	.404419	.221748	.382688
1971	.005923	21549.05	3777.282	.111600	381543.6	23285.00	.436532	.279318	.448747
1972	.004319	29346.72	4067.814	.110000	410890.3	22383.87	.489066	.395522	.519362
1973	.003135	30195.19	4366.746	.129597	441085.5	21143.37	.568532	.480810	.544419
1974	.006427	21340.25	4578.015	.163880	462425.7	15433.87	.621351	.621351	.640091
1975	.011998	17400.99	4750.285	.131239	479826.7	13117.12	.674172	.551173	.640091
1976	.003071	21601.72	4964.142	.154219	501428.4	11080.12	.743671	.626866	.701595
1977	.007052	18874.86	5151.003	.167935	520303.3	8994.625	.811882	.687633	.794989
1978	.008385	18891.00	5338.023	.175161	539194.3	8465.125	.899399	.818763	.922551
1979	.008153	18502.98	5521.203	.174423	557697.3	9642.125	1.000000	.961620	1.013667
1980	.006375	14311.80	5662.890	.190758	572009.0	10039.00	1.000000	1.000000	1.000000
1981	.008367	9065.110	5752.634	.193242	581074.1	11370.75	1.127796	.898721	.954442
1982	.007190	7726.545	5829.127	.204992	588800.7	11588.87	1.241966	.868870	.931663
1983	.008102	9366.493	5921.855	.143725	598167.2	11756.62	1.322948	.915778	1.129841
1984	.005772	12124.10	6041.883	.140450	610291.2	11940.62	1.406061	1.025586	1.305239
1985	.005272	13022.45		.115700	623313.7	11370.00	1.473109	1.290183	1.527936

FUNKTION FOR SAMLET FORBRUG OG BILKØBSFUNKTION I ADAM,
APRIL 1986

1. Funktionen for samlet forbrug

Relationen for Cp4 i april 1986 versionen af ADAM adskiller sig på to punkter fra den i oktober 1984 versionen:

1. Indkomstudtrykket (Yd6) er forskelligt fra det tidligere (Yd5), idet rest- og renteindkomst indgår med et fordelt lag; desuden indgår Yrqf (bruttoestindkomst i finansiel virksomhed) i Yd6 1).

2. Realrenten efter skat er medtaget som forklarende variabel.

Ad 1. Begrundelsen for at lade rest- og renteindkomst indgå med et fordelt lag er (jf. DØS-notatet TVR 9.7.85), 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) kort-

1) Endelig er den fejl i konstruktionen af Yd5, som bestod i, at Yfqi indgik to gange, dels som en del af Yf, dels i Tippl, rettet (jf. EH 21.10.85, bilag 1).

sigtsforbrugskvote for løn- og transfereringsindkomst og mindre forudsigelsesfejl for 1980-erne (se nedenfor). Begrundelsen for at lade Yr_{qf} 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, jf. NF 22.04.85)

Ad 2. Formålet med at medtage realrenten som forklarende variabel er, at eliminere den "perverse" renteeffekt der har været via forbrugssystemet hidtil: En stigning i bankrenten (iku) fører til et fald i bilkøbet (fCb), hvilket betyder at det samlede forbrug (fCp) falder på kort sigt; men samtidig vil forbruget forskydes mod mindre import- og afgiftstunge varer (fCp-fCb stiger), således at den samlede effekt af rentestigningen bliver ekspansiv på lidt længere sigt.

Denne kontraintuitive renteeffekt kan alternativt modereres for det korte og mellemlange sigt ved at lade Cv (forbruget af ^{øvrige} varer) indgå med et fordelt lag i Cp4 på linie med Cb, og evt. ved at sætte afskrivningsraten for biler noget lavere end den nuværende på 1/3. Denne løsning uden en rentesats i makroforbrugsfunktionen vil dog kun betyde, at den ekspansive effekt af en rentestigning udsættes nogle år. På langt sigt vil den ekspansive substitutionseffekt virke som i ADAM, oktober 1984: Bilforbruget vil være mindre og det samlede forbrug uændret ved en højere rentesats.

Der er estimeret en error correction model som i oktober 1984 versionen:

$$\begin{aligned} (1) \quad DL(Cp4) - DL(pcp4v) &= b_0 + b_1 * (DL(Yd_6) - DL(pcp4v)) \\ &+ b_2 * L(cp4(-1) / Yd_6(-1)) \\ &+ b_3 * (iku(-1/4) * (1 - tsa_0u(-1/4))) - Rpcpf \end{aligned}$$

hvor D betegner absolut årlig ændring og L den naturlige logaritme. iku er rentesatsen, der er lagget 1/4 som i fCb - og fCv -relationerne. tsa0u er skattesatsen:

$$\text{tsa0u} = \begin{cases} \text{tsa0} = \text{tss0} / (1 - \text{bys10}) & , 1971-85 \\ .40 & , 1970 \\ (1.1 / (1 - .25)) * (\text{Sk} + \text{Sdp}) / (\text{Yat} + \text{Yrp}) & , 1959-69 \\ (1.1 / (1 - .25)) * (\text{Sd} / \text{Yf}) * \\ ((\text{Sk} + \text{Sdp}) / (\text{Yat} + \text{Yrp})) / (\text{Sd} / \text{Yf}) (1959) & , 1948-58 \end{cases}$$

(.25 er et skøn for bys10 før 1970, 1.1 er en korrektionsfaktor som afspejler forholdet mellem tss0 og $(\text{Sk} + \text{Sdp}) / (\text{Yat} + \text{Yrp})$ 1970-73, og tsa0u er sat til .40 i 1970 for at reducere et ellers meget voldsomt spring i serien som skyldes overgangen til kilde-skattesystemet i 1970).

Rpcpf er inflationsforventningerne, som antages dannet ved adaptive forventninger:

$$(2) \text{Rpcpf} = v * \text{Rpcp4v}(-1) + (1 - v) * \text{Rpcpf}(-1)$$

(Serien for pcp4v er ført tilbage til 1948 v. hj. a. pcp : $\text{pcp4v} = \text{pcp} * (\text{pcp4v} / \text{pcp})(1954)$, 1948-53, og det er forudsat at $\text{Rpcpf} = \text{Rpcp4v}$ i 1949). I estimationerne er forskellige værdier af v afprøvet med spring på .1; dvs. $v = .1, .2, \dots, .9$.

Indkomstudtrykket Yd6 er givet ved

$$(3) \text{Yd6} = \text{Yw} - \text{Typri} + \text{Tyn} - (\text{Sd} - \text{Sds} - \text{Sdr} + \text{Saso} + \text{Sagb}) \\ + .53 * \text{Ydr6} + .33 * \text{Ydr6}(-1) * \text{pcp4v} / \text{pcp4v}(-1) \\ + .14 * \text{Ydr6}(-2) * \text{pcp4v} / \text{pcp4v}(-2)$$

hvor

$$(4) \text{Ydr6} = \text{Yrp} + \text{Yrs} + \text{Yrh} + \text{Tipp1} - \text{Sds} \\ - .9 * (\text{pipb} * \text{fIpvb} + \text{pipm} * \text{fIpm2})$$

Vægtfordelingen og laglængden for $Ydr6$ i (3) er fastlagt på grundlag af Almon-estimation 1955-84 under antagelse om lineært aftagende vægte (også andre typer af vægtfordelinger har været forsøgt, jf. EH 21.10.85). $Ydr6(-1)$ og $Ydr6(-2)$ er inflateret (med $pcp4v$), da (3) ellers ville implicere pengeillusion. Det har også været forsøgt at estimere med inflatering med Yf , hvorved der tages hensyn til realvækst foruden inflation, samt uden inflatering (se nedenfor). I steady-state, hvor forbrug og indkomst vokser med vækstraten g og hvor realrenten efter skat er i , implicerer (1) forbrugs-kvoten

$$(5) c(g, i) = (-b_0 + (1-b_1)g - b_3i) / b_2.$$

Estimationsresultater.

Tabel 1 viser estimationsresultater for forskellige indkomstbegreber når rentesatsen ikke medtages i estimationen. Første søjle i tabellen er forbrugsfunktionen i ADAM, oktober 1984. Anden søjle er den samme relation, men estimeret frem til 1982. Søjle 3-5 angiver resultatet når $Yd6$ anvendes som indkomstudtryk i stedet for $Yd5$, idet $Ydr6(-1)$ og $Ydr6(-2)$ i (3) hhv. ikke inflateres, inflateres med $pcp4v$, og inflateres med Yf . (Tal i parentes under parameterestimerterne er t-værdier).

Det ses, at det giver et klart kønnere estimationsresultat at anvende $Yd6$ frem for $Yd5$ som indkomstudtryk: $R2$ bliver større, kortsigtsforbrugskvoten ($b1$) større og steady-state forbrugskvoten (c) bliver mindre. Desuden bliver forudsigelsesfejlene for 1980-erne, bortset fra 1985, mindre.

De tre estimationer med Yd6 som indkomstudtryk er meget ens. Inflatering med pcp4v giver den største kortsigtede forbrugskvote, inflatering med Yf den mindste.

Koefficienten til fejlkorrigeringsleddet (b2) er numerisk betydelig større med Yd6 som indkomstudtryk, og særlig stor når Ydr6 inflateres med pcp4v.

Tabel 1. Makroforbrugsfunktioner uden rentesats

Indkomst	Yd5	Yd5	Yd6	Yd6	Yd6
Est. per.	1955-80	1955-82	1955-82	1955-82	1955-82
Inflat. 1)	-	-	-	pcp4v	Yf
b0	.007 (2.03)	.003 (.86)	-.025 (4.07)	-.036 (4.59)	-.032 (4.5)
b1	.426 (7.95)	.417 (6.80)	.528 (8.74)	.552 (8.67)	.497 (8.99)
b2	-.354 (5.15)	-.421 (5.59)	-.557 (6.44)	-.600 (6.23)	-.520 (6.74)
R2	.795	.757	.851	.853	.855
SE	.012	.014	.011	.011	.011
DW	2.23	1.47	2.13	2.23	2.30
c(1) 2)	1.0	.99	.95	.93	.93
c(4) 2)	.96	.95	.92	.91	.91
Fejl 3)					
1981	-3.1	-2.6	-.8	-.6	-.6
1982	-2.9	-2.6	-.8	-.7	-.7
1983	-2.8	-2.9	-1.2	-1.1	-1.0
1984	-.6	-.7	-.4	-.2	-.0
1985	+1.8	+1.8	+2.2	+2.5	+2.5

1) VARIABEL BRUGT TIL INFLATERING AF YDR6(-1) OG YDR6(-2), JF. (3)

2) C(6) ER STEADY STATE FORBRUGSKVOTEN VED REALVÆKST PÅ 6 % P.A., JF. (5).

3) ENKELTPERIODE-FORUDSIGELSESFEJL; FEJL PÅ PROCENTVIS ÅR TIL ÅR STIGNING (observeret - forudsagt).

De tre første søjler i tabel 2 viser estimationsresultater når Yd6 anvendes som indkomstudtryk og realrenten efter skat inddrages som forklarende variabel. Der er ikke stor forskel på estimationsresultaterne. Igen resulterer inflatering med pcp4v

i den største kortsigtsforbrugskvote, Y_f i den mindste. Sammenlignes med tabel 1 ses at b_2 -estimatet numerisk er betydelig større når renten medtages som regressor.

Det skal bemærkes at b_3 -estimatet er stærkt afhængigt af v (vægten i inflationsforventningen). Hvis v øges (kortere lag) bliver b_3 -estimatet numerisk mindre (og mindre signifikant). Udvidelse af estimationsperioden til 1984/85 ændrer ikke parameterestimerne meget. (Deles estimationsperioden op på to delperioder, før og efter 1973, fås til gengæld ret forskellige estimater for de to delperioder). Makroforbrugsrelationen i ADAM, april 1986, er den der svarer til 2. søjle, altså hvor $Y_{dr6}(-1)$ og $Y_{dr6}(-2)$ inflateres med $pcp4v$. (Estimationsplot og dynamisk simulation 1955-85 er vist i bilag 1).

Estimation med andre lagstrukturer for Y_{dr6} i Y_{d6} -udtrykket har været forsøgt. I 4. søjle i tabel 2 er således angivet resultatet af at estimere med lagstrukturen $.33-.53-.14$, når $Y_{dr6}(-1)$ og $Y_{dr6}(-2)$ inflateres med Y_f . Parameterestimerne ændres ikke meget. Men inflateres i stedet med $pcp4v$ eller undlades inflatering med denne alternative lagstruktur fås væsentlig ringere estimationsresultater end de i søjle 1-3 viste.

Tabel 2. Makroforbrugsfunktioner med Yd6 og rentesats, estimeret 1955-82.

Inflat. 1)	-	pcp4v	Yf	33-53-14(Yf)
b0	-.038 (4.97)	-.046 (5.00)	-.044 (5.27)	-.043 (4.67)
b1	.542 (9.79)	.579 (9.29)	.521 (10.0)	.535 (9.17)
b2	-.757 (6.69)	-.763 (6.06)	-.684 (6.85)	-.648 (6.11)
b3	-.313 (2.46)	-.329 (1.89)	-.323 (2.33)	-.311 (2.09)
R2	.881	.872	.882	.861
SE	.010	.010	.010	.011
DW	2.16	2.09	2.31	2.37
c(1,-2) 2)	.95	.95	.94	.94
c(1,2) 2)	.94	.93	.92	.92
c(4,-2) 2)	.94	.93	.92	.92
c(4,2) 2)	.92	.91	.90	.90
v 4)	.4	.2	.3	.3
Fejl 3)				
1981	-.4	-.4	-.3	-.1
1982	-.8	-.8	-.7	-.5
1983	-2.2	-2.1	-1.9	-1.4
1984	-1.4	-1.5	-1.1	-.8
1985	+1.6	+1.4	+1.8	+2.0

1) Se fodnote 1 til tabel 1.

2) $c(g,i)$ er steady-state forbrugskvoten ved realvækst på g % p.a. og realrente efter skat på i % p.a. .

3) Se fodnote 3 til tabel 1.

4) Vægt til den 1 periode laggede inflationsrate i forventningstilpasningsrelationen (2).

Forbrug, inflation og formue

Det har været forsøgt at inddrage inflationsraten ($DL(pcp4v)$) som forklarende variabel i forbrugsfunktionen på samme måde som i Davidson m.fl. (1978)²⁾:

$$\begin{aligned}(6) \quad DL(Cp4) - DL(pcp4v) &= b_1 * (DL(Yd6) - DL(pcp4v)) \\ &+ b_2 * L(Cp4(-1) / Yd6(-1)) + b_3 * DL(pcp4v) \\ &+ b_4 * D(DL(Yd6) - DL(pcp4v))\end{aligned}$$

Medtagelse af inflationsraten kan begrundes med pengeillusion eller med, at forbrugerne opfatter en del af den generelle inflation som relative prisstigninger. En anden begrundelse for at medtage inflationsraten er, at høj inflation medfører stort fald i realværdi af finansielle fordringer, hvilket har en negativ effekt på forbruget, hvis husholdningernes finansielle nettoformue er positiv. $DL(pcp4v)$ kan altså fortolkes som proxy for en formueeffekt. Det er dog ikke nogen særlig hensigtsmæssig måde at inddrage formueeffekter på, da der bør skaleres med størrelsen af den finansielle formue ³⁾.

Inddragelsen af accelerationen for indkomsten (sidste led i (6)) kan begrundes med træghed i tilpasningen: Givet vækstraten for realindkomsten er den reale forbrugsvækst større, hvis vækstraten for indkomsten er den samme som i foregående periode, end hvis den er vokset. Parameteren b_4 må derfor forventes at være negativ.

Steady-state forbrugskvoten ved en real vækstrate på g og en inflationsrate på h er

2) Davidson, Hendry, Srba and Yeo; Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom. THE ECONOMIC JOURNAL, december 1978.

3) Dette gøres i Hendry and Ungern-Sternberg; Liquidity and inflation effects on consumers' expenditure, i A. Deaton (ed.); ESSAYS IN THE THEORY AND MEASUREMENT OF CONSUMER BEHAVIOUR, CUP, 1981.

$$(7) c(g,h) = ((1-b1)*g-b3*h)/b2$$

Estimationsresultater med og uden inddragelse af accelerationen i indkomsten er vist i tabel 3. Selv om estimatet for b4 ikke er signifikant, har inddragelse af indkomst-accelerationen stor betydning for de øvrige estimater. Medtagelse af denne variabel indebærer således en væsentlig større kortsigtet forbrugskvote. Mønstret for og størrelsen af forudsigelsesfejlene minder meget om, hvad der gjaldt for de øvrige estimationsligninger med Yd6 som indkomstudtryk. Inddrages konstantled eller DDL(pcp4v) som regressorer bliver estimatet for b3 klart insignifikant.

Tabel 3. Forbrugsfunktioner med inflationsrate

Est. per.	1955-82	1956-82
b1	.486 (6.3)	.624 (4.5)
b2	-.332 (5.4)	-.266 (3.0)
b3	-.171 (3.0)	-.146 (2.4)
b4	-	-.129 (1.4)
SE	.013	.013
DW	2.13	2.37
C(1,2) 1)	.97	.98
c(1,10) 1)	.94	.93
c(4,2) 1)	.93	.93
c(4,10) 1)	.89	.89
c(2,20) 1)	.87	.87
Fejl 2)		
1981	-1.2	-.8
1982	-1.1	-.7
1983	-1.2	-1.4
1984	-.3	-.1
1985	+1.9	+2.1

1) C(g,h) er steady state forbrugskvoten ved realvækst på g % p.a. og inflationsrate på h % p.a.

2) Se fodnote 3 til tabel 1

Som nævnt kan inflationsraten fortolkes som en proxy for formueeffekter. Tilsvarende kan realrenten efter skat i ligning (1) måske til dels afspejle formueeffekter (selv om det i så fald snarere var ÆNDRINGEN til obligationsrenten der burde indgå). Både inflationsrate og renteændringer som proxy'er for formueeffekter har den alvorlige mangel, at der ikke tages hensyn til størrelsen af formuen. Det vil nok være hensigtsmæssigt at inddrage formueeffekter eksplicit ved anvendelse af tal for både finansiel og real formue 4).

2. Bilkøbsfunktionen

Relationen for fCb i ADAM, april 1986, har samme specifikation som i ADAM, oktober 1984, bortset fra at $Yd6$ er anvendt som indkomstudtryk i stedet for $Yd5$:

$$\begin{aligned} (8) \quad D(fCb/U) = & p1 * ((Yd6/pcp4v)/U)^{(-1/4)} \\ & - (2/3) * ((Yd6/pcp4v)/U)^{(-5/4)} \\ & + p2 * ((uccb/pck)^{(-1/4)} - (2/3) * (uccb/pck)^{(-5/4)}) + \\ & p3 * ((iku)^{(-1/4)} - (2/3) * (iku)^{(-5/4)}) + p4 * (fCb/U)^{(-1)} \end{aligned}$$

Tabel 4 viser estimationsresultater. Første søjle svarer til fCb -relationen i OKT84, som er estimeret på "gamle" $Yd5$ -tal for perioden 1954-65. Anden søjle viser estimationsresultatet når $Yd5$ fra ADAMBK anvendes. Tredie søjle er det tilsvarende

4) Inkorporering af formuen ("integral control") i en error correction model er bl.a. beskrevet i Hendry and Ungern-Sternberg op. cit. .

estimationsresultat for estimationsperioden 1956-82. Fjerde søjle er fCb-relationen i Apr86, hvor Yd6 (med pcp4v-inflatering af Ydr6(-1) og Ydr6(-2)) anvendes som indkomstudtryk. Estimationsresultaterne er ikke meget forskellige, bortset fra at rentefølsomheden (p3-estimatet) er godt 1/3 større for estimationsperioden 1956-82 i. f.t. 1956-80. Estimationsplot og dynamisk simulation 1956-85 for den nye fCb-relation er vist i bilag 2.

Tabel 4. BILKØBSFUNKTION.

Indkomst Est. per.	(Yd5) 1) 1956-80	Yd5 1956-80	Yd5 1956-82	Yd6 2) 1956-82
P1	.167 (8.6)	.170 (8.8)	.154 (8.5)	.170 (8.5)
P2	-1.98 (4.3)	-2.19 (4.6)	-1.85 (4.1)	-1.97 (4.2)
P3	-9.26 (2.6)	-9.04 (2.5)	-12.4 (4.0)	-13.8 (4.4)
P4	-.657 (5.6)	-.640 (5.6)	-.504 (5.6)	-.639 (6.4)
SE	.164	.162	.167	.168
DW	1.80	1.86	1.78	1.85
Fejl 3)				
1981		-887	-283	+184
1982		-1722	-1072	- 542
1983		-1103	- 646	- 409
1984		- 532	+ 449	+ 137
1985		+1416	+2086	+2181

1) Relationen i OKT84, estimeret på "gamle" Yd5-tal for 1954-65.

2) Relationen i APR86 - Ydr6(-1) og Ydr6(-2) er inflateret med pcp4v

3) Enkeltperiode-forudsigelsesfejl; fejl m.h.t. fCb i mill. kr. (faktisk-forecast).

BILAG 1

PLOT FOR MAKROFORBRUGSFUNKTION 1 APR 86

FITTED VALUE

PLOT * = ACTUAL + = FITTED

.159169-01		*	+						
.131944-01				+	*				
.190295-01		*			+				
.384077-01							+	*	
.434353-01								++	
.445592-01							*	+	
.745673-01									+
.568357-01									++
.161457-01		*		+					
.563165-01								+	*
.531639-01							*		
.477968-01								+	
.311458-01							+		
.225984-01					*	+			
.530070-01									+
.210321-01						+	*		
-.966447-02			+		*				
.895644-02					+	*			
.364066-01							+	*	
-.471388-02	*		+						
.442014-01						*		+	
.579641-01									+
.184122-01						*	+		*
.127602-01						++			
.533609-02				+		*			
-.258473-01			++						
-.261329-01	*		+						
.157142-01		*		+					

DYNAMISK SIMULATION 1955-85 (DIFF = CP4 - ECP4)

APR 86 - RELATION

OKT 84 - RELATION (ESTIMERET 55-82)

ECP4	DIFF	
19327.07	-116.9363	1955
20303.93	123.0835	1956
21210.27	-236.9773	1957
21782.77	105.2590	1958
23306.07	90.40601	1959
25183.71	-156.5195	1960
27889.87	-45.81079	1961
31381.18	-114.8503	1962
33665.27	-299.5166	1963
36518.70	588.1362	1964
41331.76	-213.9331	1965
45975.59	-68.79053	1966
50718.54	-53.99414	1967
55782.65	-316.5913	1968
61373.81	-116.4878	1969
66886.95	948.9043	1970
71802.92	1505.107	1971
79954.93	810.6328	1972
92763.70	1113.077	1973
107557.0	-1231.490	1974
122675.5	-3086.989	1975
139808.7	660.2090	1976
158113.9	-214.2363	1977
174948.6	-354.3594	1978
193722.1	2155.150	1979
210815.8	970.2520	1980
231137.7	-609.9082	1981
258239.3	-2306.600	1982
283715.8	-6451.473	1983
308693.2	-6185.062	1984
327318.7	3187.219	1985

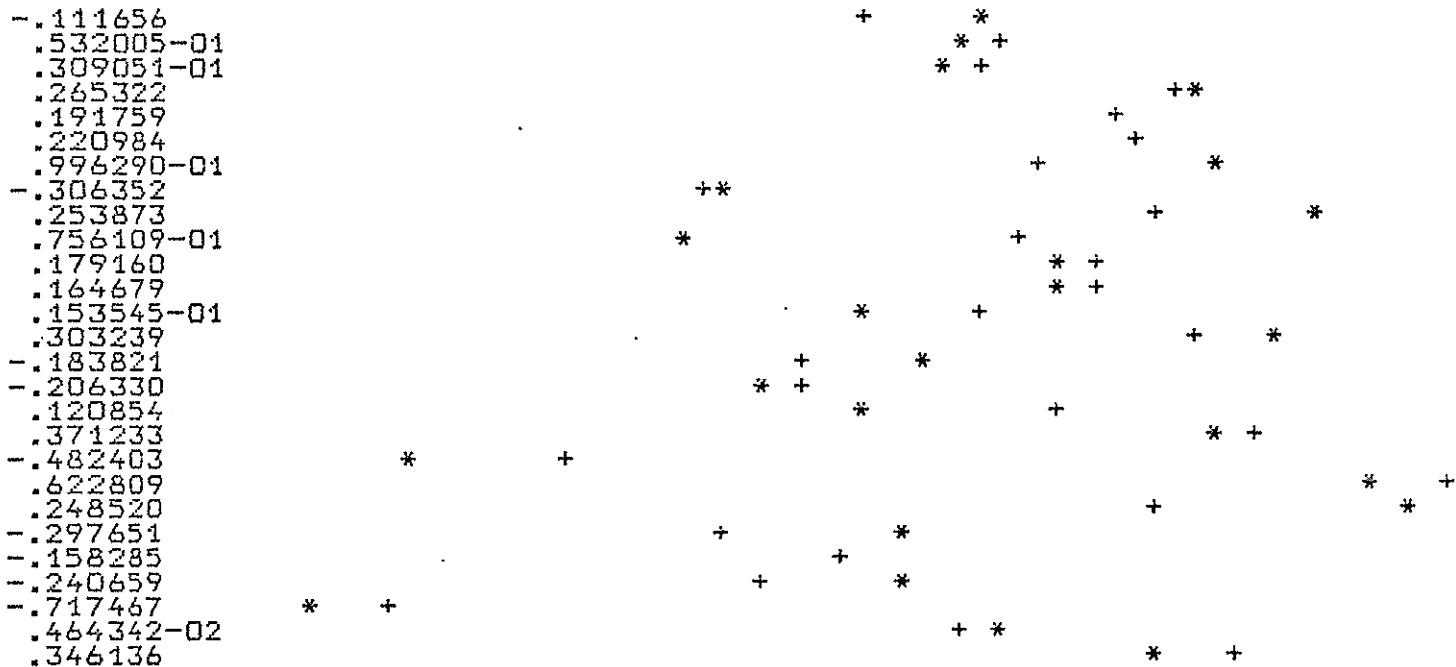
ECP4	DIFF	
19387.11	-176.9807	1955
20619.28	-192.2664	1956
21573.66	-600.3608	1957
22133.30	-245.2776	1958
23730.21	-333.7280	1959
25513.44	-486.2522	1960
28107.56	-263.4983	1961
31450.83	-184.5015	1962
33821.16	-455.4087	1963
36936.55	170.2915	1964
41346.12	-228.2935	1965
45820.12	86.68066	1966
50594.07	70.46973	1967
55763.06	-296.9980	1968
61274.39	-17.06641	1969
66636.46	1199.394	1970
71584.38	1723.651	1971
80193.41	572.1562	1972
91804.53	2072.245	1973
104712.3	1613.233	1974
118482.1	1106.392	1975
135143.6	5325.271	1976
153687.5	4212.127	1977
170323.0	4271.270	1978
190080.0	5797.236	1979
209224.0	2561.979	1980
234846.5	-4318.686	1981
265397.2	-9464.465	1982
291371.6	-14107.26	1983
313414.4	-10906.29	1984
330897.4	-391.5156	1985

BILAG 2

ESTIMATIONS PLOT FOR BILKØBSFUNKTION 1 APR 86

FITTED VALUE

PLOT * = ACTUAL + = FITTED



DYNAMISK SIMULATION 1956-85 (DIFF = FCB - EFCB)

APR 86 - RELATION

EFCB	DIFF	Year
2381.987	635.9765	1956
3040.690	-47.33237	1957
3168.106	-222.2550	1958
4254.017	-3.996948	1959
5161.704	49.54608	1960
6244.964	35.91010	1961
6781.132	1071.831	1962
6090.263	471.0853	1963
7638.552	1000.378	1964
8703.900	-1602.415	1965
8602.807	-849.0297	1966
8927.978	-482.8405	1967
8744.189	-797.7055	1968
9758.438	197.7378	1969
9055.481	681.5734	1970
8532.259	60.91980	1971
9224.557	-1211.629	1972
10365.80	-710.2284	1973
7523.841	-1280.562	1974
9877.287	-1024.099	1975
10507.62	1266.565	1976
9835.603	1630.249	1977
10103.17	707.8478	1978
9350.712	1061.118	1979
6364.632	-130.9268	1980
6303.565	136.7421	1981
8159.032	-492.3413	1982
10959.70	-586.6475	1983
12066.12	-74.83105	1984
11899.02	2153.826	1985

OKT 84 - RELATION (ESTIMERET 56-82)

EFCB	DIFF	Year
2386.913	631.0500	1956
2866.216	127.1413	1957
2951.346	-5.495667	1958
4140.651	109.3685	1959
4964.099	247.1507	1960
6134.904	145.9696	1961
6687.508	1165.505	1962
5996.998	564.3503	1963
7864.817	774.1132	1964
8779.067	-1677.581	1965
8698.521	-944.7438	1966
8994.147	-549.0089	1967
8884.048	-937.5645	1968
9966.653	-10.47656	1969
7151.788	585.2665	1970
8428.005	165.1741	1971
9568.660	-1555.732	1972
10294.11	-638.5394	1973
6722.542	-479.2625	1974
8861.003	-7.813965	1975
10273.06	1501.129	1976
9809.758	1656.094	1977
9698.883	1112.138	1978
9192.996	1218.834	1979
6396.135	-162.4299	1980
6804.019	-363.7121	1981
8918.840	-1252.149	1982
11639.83	-1266.774	1983
12170.52	-179.2371	1984
12055.46	1997.394	1985

BILAG 3. DATA (1)

	1)	1)	1)	1)	2)	2)	2)	2)	2)	2)
	YD6	YD6YF	YD6M	YD5	PCP4V	BCP6	BCP6YF	BCP6M	BCP5	
1947	10079.87	-1828.00	-1828.00	0	14785	9669+17	9649+17	9649+17	0	0
1948	12978.40	13016.34	10079.87	0	14596	3228+17	3199+17	3228+17	0	0
1949	17324.39	16906.49	12897.45	0	160426	2232+17	2221+17	2232+17	0	0
1950	18890.24	17150.61	16906.49	0	1750256	1645+17	1633+17	1645+17	0	0
1951	18890.24	19106.19	17878.20	0	180658	894+110	884+110	894+110	0	0
1952	19977.65	20782.19	18917.40	369	1826370	902725	902725	902725	2745	2745
1953	20741.58	20997.24	20508.29	209	1906578	935325	934908	935325	45	45
1954	23375.46	24264.58	22857.98	45	2006470	224333	224333	224333	45	45
1955	23375.46	24264.58	22857.98	98	204708	921658	911517	921658	60	60
1956	23375.46	24264.58	22857.98	0	208275	90666	90666	90666	0	0
1957	23375.46	24264.58	22857.98	0	214648	886163	87987	886163	0	0
1958	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1959	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1960	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1961	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1962	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1963	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1964	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1965	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1966	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1967	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1968	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1969	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1970	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1971	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1972	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1973	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1974	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1975	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1976	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1977	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1978	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1979	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1980	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1981	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1982	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1983	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1984	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0
1985	23375.46	24264.58	22857.98	0	223591	886163	886163	886163	0	0

1) Yd6, Yd6Yf og Yd6m er givet ved ligning (3), idet Ydr6 hhv. inflateres med pcp4v, Yf og ikke inflateres.

2) bcp(i) = Cp4/Yd(i)

BILAG 3. DATA (2)

Year	DLFCP4	DLYD6D	DLYD6Y	DLYD6M	DLYDSD	DLRCP4	DDLYD6	IKU	TSAU	IKUN
1947	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1948	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1949	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1950	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1951	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1952	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1953	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1954	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1955	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1956	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1957	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1958	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1959	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1960	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1961	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1962	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1963	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1964	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1965	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1966	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1967	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1968	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1969	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1970	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1971	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1972	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1973	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1974	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1975	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1976	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1977	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1978	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1979	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1980	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1981	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1982	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1983	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1984	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1985	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

3) IKUN = IKU*(1-TSAU)

BILAG 3. DATA (3)

Year	RPCPF2	RPCPF3	RPCPF4	RPCPF4	RPCPF4	FBC	UCCB	PCK	U	Year
1947	0	0	0	-1	0	1919+235	169992	1	0	1947
1948	029490	029490	029490	-1	029490	790	169992	1	4190	1948
1949	029490	029490	029490	-1	029490	949	169992	1	4230	1949
1950	029490	029490	029490	0	029490	1162	169992	1	4271	1950
1951	029490	029490	029490	0	029490	1260	169992	1	4304	1951
1952	029490	029490	029490	0	029490	1305	169992	1	4334	1952
1953	029490	029490	029490	0	029490	1325	169992	1	4369	1953
1954	029490	029490	029490	0	029490	1372	169992	1	4406	1954
1955	029490	029490	029490	0	029490	1417	169992	1	4439	1955
1956	029490	029490	029490	0	029490	1450	169992	1	4466	1956
1957	029490	029490	029490	0	029490	1497	169992	1	4488	1957
1958	029490	029490	029490	0	029490	1545	169992	1	4515	1958
1959	029490	029490	029490	0	029490	1590	169992	1	4547	1959
1960	029490	029490	029490	0	029490	1638	169992	1	4581	1960
1961	029490	029490	029490	0	029490	1680	169992	1	4610	1961
1962	029490	029490	029490	0	029490	1728	169992	1	4647	1962
1963	029490	029490	029490	0	029490	1785	169992	1	4684	1963
1964	029490	029490	029490	0	029490	1841	169992	1	4720	1964
1965	029490	029490	029490	0	029490	1901	169992	1	4758	1965
1966	029490	029490	029490	0	029490	1965	169992	1	4797	1966
1967	029490	029490	029490	0	029490	2034	169992	1	4839	1967
1968	029490	029490	029490	0	029490	2108	169992	1	4891	1968
1969	029490	029490	029490	0	029490	2187	169992	1	4929	1969
1970	029490	029490	029490	0	029490	2271	169992	1	4992	1970
1971	029490	029490	029490	0	029490	2361	169992	1	5060	1971
1972	029490	029490	029490	0	029490	2456	169992	1	5134	1972
1973	029490	029490	029490	0	029490	2556	169992	1	5215	1973
1974	029490	029490	029490	0	029490	2661	169992	1	5302	1974
1975	029490	029490	029490	0	029490	2771	169992	1	5395	1975
1976	029490	029490	029490	0	029490	2886	169992	1	5494	1976
1977	029490	029490	029490	0	029490	3006	169992	1	5600	1977
1978	029490	029490	029490	0	029490	3131	169992	1	5713	1978
1979	029490	029490	029490	0	029490	3261	169992	1	5834	1979
1980	029490	029490	029490	0	029490	3396	169992	1	5963	1980
1981	029490	029490	029490	0	029490	3536	169992	1	6100	1981
1982	029490	029490	029490	0	029490	3681	169992	1	6245	1982
1983	029490	029490	029490	0	029490	3831	169992	1	6398	1983
1984	029490	029490	029490	0	029490	3986	169992	1	6559	1984
1985	029490	029490	029490	0	029490	4146	169992	1	6728	1985

4) Rcpf2, Rcpf3 og Rcpf4 er givet ved ligning (2), hvor v er lig hhv. .2, .3 og .4

Model til juledag

DANMARKS STATISTIK
6. KONTOR
MODELGRUPPEN

Den 30. maj 1986
EH/bh

FUNKTION FOR SAMLET FORBRUG OG BILKØBSFUNKTION I ADAM, APRIL 1986

1. Funktionen for samlet forbrug

Relationen for Cp4 i april 1986 versionen af ADAM adskiller sig på to punkter fra den i oktober 1984 versionen:

1. Indkomstudtrykket (Yd6) er forskelligt fra det tidligere (Yd5), idet rest- og renteindkomst indgår med et fordelt lag; desuden indgår Yrqf (bruttoestindkomst i finansiell virksomhed) i Yd6 ¹.
2. Realrenten efter skat er medtaget som forklarende variabel.

Ad 1. Begrundelsen for at lade rest- og renteindkomst indgå med et fordelt lag er (jf. DØS-notatet TVR 9.7.85), 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-erne (se nedenfor). 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, jf. NF 22.04.85)

¹ 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. EH 21.10.85, bilag 1).

Ad 2. Formålet med at medtage realrenten som forklarende variabel er, at eliminere den "perverse" renteeffekt der har været via forbrugssystemet hidtil: En stigning i bankrenten (iku) fører til et fald i bilkøbet (Cb), hvilket betyder at den samlede forbrugskvote (Cp/Yd5) falder; men samtidig vil forbruget forskydes mod mindre import- og afgiftstunge varer (Cp-Cb stiger), således at den samlede effekt af rentestigningen bliver ekspansiv på lidt længere sigt.

Denne kontraintuitive renteeffekt kan alternativt fjernes ved at lade Cv (forbruget af øvrige varer) indgå med et fordelt lag i Cp4 på linie med Cb, og evt. ved at sætte afskrivningsraten for biler noget lavere end den nuværende på 1/3. Denne løsning uden en rentesats i makroforbrugsfunktionen er nok den bedste på lidt længere sigt, men har ikke været afprøvet i denne omgang, da den kræver omestimation af hele forbrugssystemet.

Der er estimeret en error-correction model som i oktober 1984 versionen:

$$(1) \quad DL(Cp4) - DL(pcp4v) = B0 + b1 * (DL(Yd6) - DL(pcp4v)) \\ + b2 * L(cp4(-1) / Yd6(-1)) \\ + b3 * (iku(-1/4) * (1 - tsa0(u(-1/4))) - Rpcpf)$$

hvor D betegner absolut årlig ændring og L den naturlige logaritme. iku er rentesatsen, der er lagget 1/4 som i fCb- og fCv-relationerne. tsa0u er skattesatsen:

$$tsa0u = \begin{cases} tsa0 = tss0 / (1 - bys10) & , 1971-85 \\ .40 & , 1970 \\ (1.1 / (1 - .25)) * (Sk + Sdp) / (Yat + Yrp) & , 1959-69 \\ (1.1 / (1 - .25)) * (Sd / Yf) * \\ ((Sk + Sdp) / (Yat + Yrp)) / (Sd / Yf) & (1959) , 1948-58 \end{cases}$$

(.25 er et skøn for bys10 før 1970, 1.1 er en korrektionsfaktor som afspejler forholdet mellem tss0 og (Sk+Sdp)/(Yat+Yrp) 1970-73, og tsa0u er sat til .40 i 1970 for at reducere et ellers meget voldsomt spring i serien som skyldes overgangen til kil-deskattesystemet i 1970).

Rpcpf er inflationsforventningerne, som antages dannet ved adaptive forventninger:

$$(2) R_{pcpf} = v * R_{pcp4v}(-1) + (1-v) * R_{pcpf}(-1)$$

(Serien for $pcp4v$ er ført tilbage til 1948 v. hj. a. pcp : $pcp4v = pcp * (pcp4v / pcp)(1954)$, 1948-53, og det er forudsat at $R_{pcpf} = R_{pcp4v}$ i 1949). I estimationerne er forskellige værdier af v afprøvet med spring på .1; dvs. $v = .1, .2, \dots, .9$.

Indkomstudtrykket $Yd6$ er givet ved

$$(3) Yd6 = Yw - Typri + Tyn - (Sd - Sds - Sdr + Saso + Sagb) \\ + .53 * Ydr6 + .33 * Ydr6(-1) * pcp4v / pcp4v(-1) \\ + .14 * Ydr6b(-2) * pcp4v / pcp4v(-2)$$

hvor

$$(4) Ydr6 = Yrp + Yrs + Yrh + Tipp1 - Sds \\ - .9 * (pipb * fI_{pvb} + pipm * fI_{pm2})$$

Vægtfordelingen og laglængden for $Ydr6$ i (3) er fastlagt på grundlag af Almon-estimation 1955-84 under antagelse om lineært aftagende vægte (også andre vægtfordelinger har været forsøgt, jf. EH 21.10.85). $Ydr6(-1)$ og $Ydr6(-2)$ er inflateret (med $pcp4v$), da (3) ellers ville implicere pengeillusion. Det har også været forsøgt at estimere med inflatering med Yf , hvorved der tages hensyn til realvækst foruden inflation, samt uden inflatering (se nedenfor). I steady-state, hvor forbrug og indkomst vokser med vækstraten g og hvor realrenten efter skat er i , implicerer (1) forbrugs-kvoten

$$(5) c(g, i) = (-b0 + (1-b1) * g - b3 * i) / b2.$$

Estimationsresultater.

Tabel 1 viser estimationsresultater for forskellige indkomstbegreber når rentesatsen ikke medtages i estimationen. Første søjle i tabellen er forbrugsfunktionen i ADAM, oktober 1984. Anden søjle er den samme relation, men estimeret frem til 1982. Søjle 3-5 angiver resultatet når $Yd6$ anvendes som indkomstudtryk i stedet for $Yd5$, idet $Ydr6(-1)$ og $Ydr6(-2)$ i (3)

hhv. ikke inflateres, inflateres med pcp4v, og inflateres med Yf. (Tal i parentes under parameterestimerne er t-værdier).

Det ses, at det giver et klart kønnere estimationsresultat at anvende Yd6 frem for Yd5 som indkomstudtryk: R^2 bliver større, kortsigtsforbrugskvoten (b1) større og steady-state forbrugskvoten (c) bliver mindre. Desuden bliver forudsigelsesfejlene for 1980-erne, bortset fra 1985, mindre.

De tre estimationer med Yd6 som indkomstudtryk er meget ens. Inflatering med pcp4v giver den største kortsigtede forbrugskvot, inflatering med Yf den mindste.

Tabel 1. Makroforbrugsfunktioner uden rentesats

Indkomst	Yd5	Yd5	Yd6	Yd6	Yd6
Est. per.	1955-80	1955-82	1955-82	1955-82	1955-82
Inflat. ¹⁾	-	-	-	pcp4v	Yf
b0	.007 (2.03)	.003 (.86)	-.025 (4.07)	-.036 (4.59)	-.032 (4.5)
b1	.426 (7.95)	.417 (6.80)	.528 (8.74)	.552 (8.67)	.497 (8.99)
b2	-.354 (5.15)	-.421 (5.59)	-.557 (6.44)	-.600 (6.23)	-.520 (6.74)
R^2	.795	.757	.851	.853	.855
SE	.012	.014	.011	.011	.011
DW	2.23	1.47	2.13	2.23	2.30
c(1) ²⁾	1.0	.99	.95	.93	.93
c(4) ²⁾	.96	.95	.92	.91	.91
Fejl ³⁾					
1981	-3.1	-2.6	-.8	-.6	-.6
1982	-2.9	-2.6	-.8	-.7	-.7
1983	-2.8	-2.9	-1.2	-1.1	-1.0
1984	-.6	-.7	-.4	-.2	-.0
1985	+1.8	+1.8	+2.2	+2.5	+2.5

¹⁾ Variabel brugt til inflatering af Ydr6(-1) og Ydr6(-2), jf. (3)

²⁾ c(g) er steady-state forbrugskvoten ved realvækst på g % p.a., jf. (5).

³⁾ Enkeltperiode-forudsigelsesfejl; fejl på procentvis år til år stigning (faktisk-forecast).

De tre første søjler i tabel 2 viser estimationsresultater når Yd6 anvendes som indkomstudtryk og realrenten efter skat inddrages som forklarende variabel. Der er ikke stor forskel på estimationsresultaterne. Igen resulterer inflatering med pcp4v

i den største kortsigtsforbrugskvote, Y_f i den mindste. Udvidelse af estimationsperioden til 1984/85 ændrer ikke parameterestimerne meget. (Deles estimationsperioden op på to delperioder, før og efter 1973, fås til gengæld ret forskellige estimater for de to delperioder). Makroforbrugsrelationen i ADAM, april 1986, er den der svarer til 2. søjle, altså hvor $Y_{dr6}(-1)$ og $Y_{dr6}(-2)$ inflateres med $pcp4v$. (Estimationsplot og dynamisk simulation 1955-85 er vist i bilag 1).

Estimation med andre lagstrukturer for Y_{dr6} i Y_{d6} -udtrykket har været forsøgt. I 4. søjle i tabel 2 er således angivet resultatet af at estimere med lagstrukturen .33-.53-.14, når $Y_{dr6}(-1)$ og $Y_{dr6}(-2)$ inflateres med Y_f . Parameterestimerne ændres ikke meget. Men inflateres i stedet med $pcp4v$ eller undlades inflatering med denne alternative lagstruktur fås væsentlig ringere estimationsresultater end de i søjle 1-3 viste.

Tabel 2. Makroforbrugsfunktioner med Yd6 og rentesats, estimeret 1955-82.

Inflat. ¹⁾	-	pcp4v	Yf33-53-14(Yf)	
b0	-.038 (4.97)	-.046 (5.00)	-.044 (5.27)	-.043 (4.67)
b1	.542 (9.79)	.579 (9.29)	.521 (10.0)	.535 (9.17)
b2	-.757 (6.69)	-.763 (6.06)	-.684 (6.85)	-.648 (6.11)
b3	-.313 (2.46)	-.329 (1.89)	-.323 (2.33)	-.311 (2.09)
R ²	.881	.872	.882	.861
SE	.010	.010	.010	.011
DW	2.16	2.09	2.31	2.37
c(1,-2) ²⁾	.95	.95	.94	.94
c(1,2) ²⁾	.94	.93	.92	.92
c(4,-2) ²⁾	.94	.93	.92	.92
c(4,2) ²⁾	.92	.91	.90	.90
v ⁴⁾	.4	.2	.3	.3
Fejl ³⁾				
1981	-.4	-.4	-.3	-.1
1982	-.8	-.8	-.7	-.5
1983	-2.2	-2.1	-1.9	-1.4
1984	-1.4	-1.5	-1.1	-.8
1985	+1.6	+1.4	+1.8	+2.0

¹⁾ Se fodnote 1 til tabel 1.

²⁾ c(g,i) er steady-state forbrugskvoten ved realvækst på g % p.a. og realrente efter skat på i % p.a.

³⁾ Se fodnote 3 til tabel 1.

⁴⁾ Vægt til den 1 periode laggede inflationsrate i forventningstilpasningsrelationen (2).

Forbrug, inflation og formue

Det har været forsøgt at inddrage inflationsraten (DL(pcp4v)) som forklarende variabel i forbrugsfunktionen på samme måde som i Davidson m.fl. (1978)²⁾:

²⁾ Davidson, Hendry, Srba and Yeo; Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom. THE ECONOMIC JOURNAL, december 1978.

$$(6) \quad DL(Cp4) - DL(pcp4v) = b1*(DL(Yd6) - DL(pcp4v)) \\ + b2*L(Cp4(-1)/Yd6(-1)) + b3*DL(pcp4v) \\ + b4*D(DL(Yd6) - DL(pcp4v))$$

En begrundelse for at medtage inflationsraten er, at høj inflation medfører stort fald i realværdi af finansielle aktiver, hvilket har en negativ effekt på forbruget. $DL(pcp4v)$ kan altså fortolkes som proxy for en formueeffekt. Det er dog ikke nogen særlig hensigtsmæssig måde at inddrage formueeffekter på, da der bør skaleres med størrelsen af den finansielle formue³.

Inddragelsen af accelerationen for indkomsten (sidste led i (6)) kan begrundes med træghed i tilpasningen:

Givet vækstraten for realindkomsten er den reale forbrugsvækst større, hvis vækstraten for indkomsten er den samme som i foregående periode, end hvis den er vokset. Parameteren $b4$ må derfor forventes at være negativ.

Steady-state forbrugskvoten ved en real vækstrate på g og en inflationsrate på h er

$$(7) \quad c(g,h) = ((1-b1)*g - b3*h)/b2$$

Estimationsresultater med og uden inddragelse af accelerationen i indkomsten er vist i tabel 3. Selv om estimatet for $b4$ ikke er signifikant, har inddragelse af indkomst-accelerationen stor betydning for de øvrige estimater. Medtagelse af denne variabel indebærer således en væsentlig større kortsigtet forbrugskvotestørrelse. Mønstret for og størrelsen af forudsigelsesfejlene minder meget om, hvad der gjaldt for de øvrige estimationsligninger med $Yd6$ som indkomstudtryk. Inddrages konstantled eller $DDL(pcp4v)$ som regressorer bliver estimatet for $b3$ klart insignifikant.

³ Dette gøres i Hendry and Ungern-Sternberg; Liquidity and inflation effects on consumers' expenditure, i A. Deaton (ed.); ESSAYS IN THE THEORY AND MEASUREMENT OF CONSUMER BEHAVIOUR, DUP, 1981.

Tabel 3. Forbrugsfunktioner med inflationsrate

Est. per.	1955-82	1956-82
b1	.486 (6.3)	.624 (4.5)
b2	-.332 (5.4)	-.266 (3.0)
b3	-.171 (3.0)	-.146 (2.4)
b4	-	-.129 (1.4)
SE	.013	.013
DW	2.13	2.37
C(1,2) ¹⁾	.97	.98
c(1,10) ¹⁾	.94	.93
c(4,2) ¹⁾	.93	.93
c(4,10) ¹⁾	.89	.89
c(2,20) ¹⁾	.87	.87
Fejl ²⁾		
1981	-1.2	-.8
1982	-1.1	-.7
1983	-1.2	-1.4
1984	-.3	-.1
1985	+1.9	+2.1

¹⁾ C(g,h) er steady state forbrugskvoten ved realvækst på g % p.a. og inflationsrate på h % p.a.

²⁾ Se fodnote 3 til tabel 1

Som nævnt kan inflationsraten fortolkes som en proxy for formueeffekter. Tilsvarende kan realrenten efter skat i ligning (1) måske til dels afspejle formueeffekter (selv om det i så fald snarere var ÆNDRINGEN til obligationsrenten der burde indgå). Både inflationsrate og renteændringer som proxy'er for formueeffekter har den alvorlige mangel, at der ikke tages hensyn til størrelsen af formuen. Det vil nok være hensigtsmæssigt at inddrage formueeffekter eksplicit ved anvendelse af tal for både finansiel og real formue ⁴.

⁴ Inkorporering af formuen ("integral control") i en error correction model er bl.a. beskrevet i Hendry and Ungern-Sternberg op. cit. .

2. Bilkøbsfunktionen

Relationen for fCb i ADAM, april 1986, har samme specifikation som i ADAM, oktober 1984, bortset fra at $Yd6$ er anvendt som indkomstudtryk i stedet for $Yd5$:

$$\begin{aligned} (8) \quad D(fCb/U) = & p1 * ((Yd6/pcp4v)/U)^{(-1/4)} \\ & - (2/3) * ((Yd6/pcp4v)/U)^{(-5/4)} \\ & + p2 * ((uccb/pck)^{(-1/4)} - (2/3) * (uccb/pck)^{(-5/4)}) + \\ & p3 * ((iku)^{(-1/4)} - (2/3) * (iku)^{(-5/4)}) + p4 * (fCb/U)^{(-1)} \end{aligned}$$

Tabel 4 viser estimationsresultater. Første søjle svarer til fCb -relationen i OKT84, som er estimeret på "gamle" $Yd5$ -tal for perioden 1954-65. Anden søjle viser estimationsresultatet når $Yd5$ fra ADAMBK anvendes. Tredie søjle er det tilsvarende estimationsresultat for estimationsperioden 1956-82. Fjerde søjle er fCb -relationen i Apr86, hvor $Yd6$ (med $pcp4v$ -inflatering af $Ydr6(-1)$ og $Ydr6(-2)$) anvendes som indkomstudtryk. Estimationsresultaterne er ikke meget forskellige, bortset fra at rentefølsomheden ($p3$ -estimatet) er godt 1/3 større for estimationsperioden 1956-82 i. f. t. 1956-80. Estimationsplot og dynamisk simulation 1956-85 for den nye fCb -relation er vist i bilag 2.

Table 4. Bilkøbsfunktion.

Indkomst Est. per.	(Yd5) ¹ 1956-80	Yd5 1956-80	Yd5 1956-82	Yd6 ² 1956-82
P1	.167 (8.6)	.170 (8.8)	.154 (8.5)	.170 (8.5)
P2	-1.98 (4.3)	-2.19 (4.6)	-1.85 (4.1)	-1.97 (4.2)
P3	-9.26 (2.6)	-9.04 (2.5)	-12.4 (4.0)	-13.8 (4.4)
P4	-.657 (5.6)	-.640 (5.6)	-.504 (5.6)	-.639 (6.4)
SE	.164	.1624	.167	.168
DW	1.80	1.86	1.78	1.85
Fejl ³⁾				
1981		-887	-283	+184
1982		-1722	-1072	- 542
1983		-1103	- 646	- 409
1984		- 532	+ 449	+ 137
1985		+1416	+2086	+2181

¹⁾ Relationen i DKT84, estimeret på "gamle" Yd5-tal for 1954-65.

²⁾ Relationen i APR86 - Ydr6(-1) og Ydr6(-2) er inflateret med pcp4v

³⁾ Enkeltperiode-forudsigelsesfejl; fejl m.h.t. fCb i mill. kr. (faktisk-forecast).

ECONOMIC MODELLING KONFERENCE

Konferencen blev holdt på London Business School, 24.-27. marts. Den var arrangeret af tidsskriftet Economic Modelling og London Business School, og dens titel var "Economic modelling in the OECD economies: Current developments and future challenges"

Som titlen antyder blev der behandlet et meget bredt spektrum af emner på konferencen. En del af indlægene omhandlede dog international kordinering af økonomisk politik, eller modellering af økonomiens udbudside og private investeringer.

International politik-kordinering

Kleins indlæg omhandlede især udsigterne for den internationale økonomiske udvikling og effekterne af yderligere oliepris- og dollarfald. Tidligere års forudsigelse af recession i 1986 er erstattet af forventning om høj vækst (udviklingen vil dog være meget forskellig for forskellige u-lande), hvilket først og fremmest skyldes faldet i olieprisen og dollarkursen, som ventes at blive på hhv. 35 og 20% i 1986. Falder olieprisen i stedet med 45% bliver BNP-vækstraten i OECD-landene 1-1 1/2 procentpoint højere. Klein mente at dollarfaldet især skyldtes international politik-kordinering, men fremhævede at ligevægt på USA's handelsbalance krævede et dollarfald på ikke 20% men ca. 40%.

Onishi fortalte (på et meget japansk engelsk) om langsigtede (1986-2000) politik-simulationer for OECD-landene baseret på den globale FUGI-model. En grundkørsel med forudsætning om stort set uændret økonomisk politik sammenlignes med en alternativ-kørsel med flg. former for politik-koordinering i OECD-landene startende i 1986: 1) koordineret pengepolitik m.h.p. nedsættelse af renten, 2) nedskæring af militærudgifter med 5% om året i alle (også ikke-OECD) lande 3) øget R & D, 4) øget u-landsstøtte, 5) ensidig japansk ekspansiv finanspolitik og fjernelse af diverse handelsbindinger. Modellen for-

udsiger en gennemsnitlig årlig vækstrate for OECD for 1986-2000 på 2.9% i grundkørslen mod 3.6% i alternativ-kørslen.

I flere indlæg blev international politik-koordinering analyseret ud fra et spilteoretisk udgangspunkt. Forskellige former for koordination blev diskuteret: 1) Udveksling af information om økonomisk politik, 2) timing af politik, 3) egentlig koordination af økonomisk politik. Blandt andet blev følgende spørgsmål behandlet: 1) i hvilke tilfælde er politik-koordinering til fordel for et land, 2) hvor meget betyder hensyntagen til andre landes reaktion på et lands økonomiske politik, 3) hvor store fordele er der forbundet med koordinering og hvordan er de fordelt, 4) hvilke incitament er der til at "snyde" i politik-samarbejdet? I en analyse af politik-koordination mellem USA og EF når Hallett (UK) til den konklusion at egentlig koordinering især er en fordel for EF, at USA taber relativt meget hvis EF "snyder", og at USA derfor ikke har noget stort incitament til at samarbejde. Desuden hævdes at USA har en komparativ fordel i pengepolitik, mens EF har komparativ fordel i finanspolitik. (Det tvivlsomme i at betragte EF som en blok i relation til økonomisk politik blev indrømmet af Hallett).

Udbudssiden og private investeringer

En del indlæg handlede om integrering af udbudssiden i økonomiske modeller og resultaterne heraf for effekterne af økonomisk politik: Det balancerede budgets multiplikator bliver, iflg. bl.a. Knoester (Holland) og Beenstock (UK), negativ.

I Knoesters model, som er estimeret for Vesttyskland, Holland, UK og USA, integreres en clay-clay årgangsmodel, pris- og lønrelationer og en sædvanlig Keynesiansk efterspørgselsside. Den centrale mekanisme, der skaber en negativ balanceret budget-multiplikator, består i, at en øget beskatning i høj grad overvælttes på lønnen, således at produktionsomkostningerne vokser, hvilket får investeringer og nettoeksport til at falde. Denne overvæltning på lønnen, der skyldes at lønmodtagerne interesserer sig for reallønnen efter skat, er iflg. Knoester meget betydelig og forklarer en stor del af den historiske real-lønsudvikling i OECD-landene. Den negative balanceret budget-multiplikator gælder både på kort og langt sigt og er på lang sigt numerisk

større end den multiplikator der fremkommer hvis skatteforhøjelsen modsvares af et mindre udbud af statsobligationer i stedet for øgede offentlige udgifter. Man skal altså sænke skatterne og finansiere dette ved at mindske de offentlige udgifter. (Ændringen af de offentlige udgifter består af et mix af ændring i vareefterspørgsel, offentlig lønsum og overførsler).

Det er en tilsvarende effekt via arbejdsudbud/lønrelation der forklarer Beenstocks negative balanceret budget-multiplikator. Verbruggen har også denne effekt med i sin model for Holland, men har desuden proxy-variabler for negative incitament-effekter m.v. af stor offentlig sektor og stort skattetryk med i investerings- og kapacitets- (og dermed indirekte i eksport-) funktionerne. Koefficienterne til disse proxy-variabler er signifikante, og modellen har negativ balanceret budget-multiplikator, men Verbruggen advarede mod for stærke konklusioner p.g.a. proxy'ernes upræcise karakter.

Der var flere indlæg om udbudssiden i forskellige makroøkonometriske modeller, bl.a. den norske kvartalsmodel RIKMOD, hvor virksomhedernes adfærd er udledt fra profitmaximering under antagelse om monopolistisk konkurrence og tilpasningsomkostninger. Holly og Smith (UK) diskuterede estimation af faktorefterspørgselsfunktioner udledt fra en translog-omkostningsfunktion.

Fitzgerald (Irland) præsenterede en model for udbudssiden i en åben økonomi. Når der er fri bevægelighed for kapital (og arbejdskraft) over landegrænser og når en betydelig del af produktionen varetages af multinationale virksomheder m.h.p. det internationale marked, har indenlandske omkostningsforhold relativt til udenlandske betydning for hvor stor en del af den samlede verdensproduktion multinationale virksomheder placerer i landet. Når priselasticiteter i faktorefterspørgselsfunktioner udledes får man dels en substitutions-effekt og dels en effekt via ændringen i den indenlandske produktion. Den sidstnævnte effekt, som normalt ignoreres, og som skyldes at multinationale virksomheders allokering af produktion på lande (og dermed den indenlandske produktion) afhænger af forholdet mellem indenlandske og udenlandske faktorpriser, er estimeret til at være meget betydelig i små åbne økonomier som den irske og belgiske. Effekten betyder også at krydspriselasticiteterne bliver negative: Når prisen på kapital i Irland falder vokser efterspørgslen efter irsk arbejdskraft fordi de lavere produktionsomkostninger trækker en større del af den internationale produktion til Irland.

Et af de mest interessante foredrag var Pindycks om risiko og faste investeringer. Han mente, at olieprisstigningerne i 1970'erne, de afledte inflationseffekter og den svingende økonomiske politik som følge af stagflationsfænomenet har betydet større usikkerhed hos virksomhederne m.h.t. fremtidige priser og afsætningsmuligheder på varemarkederne. (En indikator for den større markedsrisiko er, at variansen i aktieafkast har været større efter olieprisstigningerne end før). Hans pointe er, at den større usikkerhed fører til lavere investeringer, også selv om virksomhederne ikke har risikoaversion. Investeringer er i høj grad irreversible. En virksomhed som er etableret på et givet marked har på ethvert tidspunkt en række alternative investeringsmuligheder. Disse åbne muligheder har en værdi, lige som en "option" på f.eks. et kulmarked (når man køber en option, køber man retten til at købe en given mængde af en vare, f.eks. kul, men man binder sig ikke til faktisk at købe noget). Hvilket investeringsprojekt der er mest fordelagtigt afhænger af fremtidige priser og afsætningsmuligheder. Når usikkerheden m.h.t. disse fremtidige forhold øges, vokser risikoen og dermed værdien af at have åbne investeringsmuligheder/options. Når en investering gennemføres binder virksomheden sig, d.v.s. den "dræber" en option, netop fordi investeringer er irreversible. Værdien af en option er altså en omkostning, som skal inddrages i investeringskalkulen. Større usikkerhed medfører altså større option-værdi og dermed lavere investeringer. Teorien er testet empirisk, bl.a. ved at inddrage variansen af aktieafkast som forklarende variabel i regressionsanalyser; variabelen har stor kvantitativ betydning for investeringerne.

Gerard (Belgien) beskrev investeringsmodeller med endogent varierende parametre. Det er således estimeret, at pessimistiske forventninger hos virksomhederne m.h.t. fremtidige afsætningsmuligheder (salgsrestriktion) medfører, at investeringernes elasticitet m.h.t. afsætningsforventning bliver større og elasticiteten m.h.t. kapitalomkostninger mindre end ved optimistiske afsætningsforventninger.

Andre indlæg

Von Natzmer (Vesttyskland) havde estimeret at offentlig gæld har en negativ men meget lille effekt på forbrugskvoten, så lille at det Ricardianske ækvivalensteorien kan afvises.

Brayton (USA) diskuterede på grundlag af FED's MPS-model effekterne af de store skattelettelser i USA i begyndelsen af 1980'erne. På kort sigt (begyndelsen af 80'erne) har effekten været positiv: den positive effekt på forbrug og investeringer fra skattelettelsen var større end den negative effekt på investeringerne som følge af rentestigningen. På langt sigt (slutningen af 1980'erne) fortrænges imidlertid de private investeringer via rentestigningen, og produktionen bliver mindre. Dette gælder navnlig hvis alternativet til skattelettelserne var en ekspansiv pengepolitik, der sikrede samme arbejdsløshed i perioden, men også hvis pengemængden holdes uændret i alternativforløbet. På andre amerikanske modeller fås dog positive effekter også på langt sigt, hvis pengemængden holdes konstant.

Van den Noord havde beregnet at investeringssubsidier i Holland har fremmet investeringer, vækst og prisstabilitet, men har virket negativt på beskæftigelsen.

Vidar Knudsen diskuterede olieprisens betydning for norsk økonomi. To alternative forløb af olieprisen frem til år 2000 blev analyseret: et højpris-alternativ og et lavpris-alternativ. Ikke uventet vil høje oliepriser være en fordel for Norge, men landet klarer sig også godt i lavpris-alternativet (bl.a. vil udlandsgælden være tilbagebetalt i 1993). Der er dog forudsat betydelige olieprisstigninger i 1990'erne, også i lavpris-alternativet. De to alternative prisforløb er beregnet ved hjælp af en norsk model til bestemmelse af olieprisen, og er baseret på to forskellige sæt af antagelser vedr. international økonomisk vækst, priser på alternative energikilder m.v. Kuwaits to møde-deltagere viste stor interesse for denne model og spurgte Knudsen hvorfor Norge ikke ville samarbejde med OPEC når olieprisen har så stor betydning for norsk økonomi. Knudsen ville dog ikke svare på et sådant politisk spørgsmål.

Der var desuden indlæg om empiriske generelle ligevægtsmodeller, ledende indikatorer, effekter af nedsat arbejdstid, politik-simulationer for Jugoslaviens økonomi m.v.

BOLIGPRISRELATION OG BOLIGINVESTERINGSRELATION II.

I dette papir redegøres for resultaterne af arbejdet med boligmodellen siden papiret EH 15.08.1985. Modellen består af to estimerede ligninger: En ligning for boligprisen, som er udledt under antagelse om ligevægt mellem beholdningsefterspørgsel efter boliger og -udbud af boliger, og en ligning der bestemmer boliginvesteringerne som en funktion af bl.a. forholdet mellem boligpris og byggeomkostninger.

Først beskrives estimationsresultater for hhv. pris- og investeringsrelation. Dernæst beskrives simulationsresultater.

Boligprisrelationen

Et afgørende problem i de tidligere estimationer af prisligningen var en kraftig uforklaret vækst i den relative boligpris. Årsagen til dette problem var først og fremmest anvendelse af en uplausibel boligstockserie (jf. Ellen Andersen, 31.10.1985). Det grundlæggende boligstocktal ultimo 1965 på godt 185 mldr. 80-kr. er derfor hævet med 75 mldr. 80-kr. til godt 260 mldr. (Ellens forslag). Boligbeholdningen (ultimo) de øvrige år er herefter beregnet ved ligningen

$$Kh4 = (1-0.0099) * Kh4(-1) + fIh.$$

Et andet alvorligt problem i de tidligere estimationer i (log-transformeret) niveau var kraftig MUKO. I denne omgang er prisrelationen derfor udelukkende estimeret i (relative) ændringer, d.v.s. på formen

$$(1) \text{ Rphkpf} = a1 * RKh4L + a2 * RfYdf + a3 * Dikons + a4 * DRphpf.$$

R2=0.954, SE=0.0194, DW=2.58, 1966-82

DU23 (=1 i 1972 og 0.5 i 1973 ellers 0) er en dummy, som skal fange stigningen i boligefterspørgslen, der skyldes aftrapningen i 1972-73 af ordningen om refusion af moms på byggematerialer.

Estimationen implicerer en indkomstelasticitet i boligefterspørgslen på 2.3 (jf. (2)), hvilket synes meget højt. Den høje indkomstelasticitet er et generelt problem i alle vore estimationer. Også boligefterspørgslens kvasi-elasticitet m.h.t. rente og prisstigningsforventninger er høj; en stigning på 1 procentpoint i ikons (eller $.01/(1-tsm3y)$ i iko) fører således til et fald i boligefterspørgslen på 5.1 pct. Priselasticiteten i boligefterspørgslen er -0.9, hvilket synes rimeligt.

Relationen er meget stabil overfor en udvidelse af estimationsperioden til 1984; Estimatet af a_3 ændres dog til ca. -4.5. Estimeres ligning (3) 1966-82 med konstantled, bliver dette klart insignifikant (t-værdi 0.9), hvilket betyder at der ikke har været nogen (signifikant) uforklaret vækst i boligefterspørgslen i estimationsperioden. Men medtagelsen af konstantled har dog ret stor betydning for parameterestimererne til $RKh4L$ og $RfYdf$; boligefterspørgslens indkomstelasticitet reduceres således til 1.75. Estimeres frem til 1984 mister konstantleddet dog helt betydning (t-værdi 0.16).

I konstruktionen af ikons er antaget statiske forventninger til skattesatsen. Antages i stedet at den forventede skattesats, t_{smf} , afhænger af de sidste års stigning i skattesatsen

$$t_{smf} = tsm3y * (1 + (R_{tsm3y} + R_{tsm3y}(-1))) / 2$$

er $ikons = iko * (1 - t_{smf})$, og man får estimationsresultatet:

$$Rphkpf + k \cdot RKH3 = a_1 \cdot RfYdv + a_2 \cdot Dikons + a_3 \cdot DRphpv$$

(Indtil videre er forsøgt med $k=1$ og $0,8$).

M.h.t. sampleperiode er der forsøgt med 1962, 1966 og 1968 som startår og 1982 altid som slutår. Med start i 1962 fås de dårligste forklaringer. Mellem 1966 og 1968 har man indtil videre fået at 1968 er et noget bedre startår, men det kan muligvis skyldes, at der er problemer med skattesatsen (-erne), der er benyttet i ikons.

M.h.t. de enkelte estimationer, har det været et gennemgående træk at residualerne 1966-1973 har været de største. Dette kan givetvis afhjælpes med indførelse af dummys a la ovenfor nævnt. Med

$RfYdv$ har de bedste lags været følgende

$$RfYdv4 = 0,25 \cdot (RfYd + \dots + RfYd(-3))$$

$$RfYdv5 = 0,4 \cdot RfYd + 0,3 \cdot RfYd(-1) \\ + 0,2 \cdot RfYd(-2) + 0,1 \cdot RfYd(-3)$$

(tilsvarende lags for $Rphpv$).

Visse andre (noget længere) lagstrukturer har også givet rimeligt pæne estimationer.

Om koefficienternes størrelse har billedet været ret fast. Koefficienten til $RfYdv$ ligger stabilt mellem 2,5 og 3, og er meget signifikant (T-værdi mellem 8 og 11). Forholdet mellem koefficienten til $Dikons$ og $DRphpv$ svinger mellem 1,5 og 2,5. $Dikons$ -koefficienten fås generelt til mellem -4 og -2, (T-værdien -2,5; -4,5) og $DRphpv$'s til mellem 1 og 2,5. (T-værdien ca. 6).

Angående bindingen af koefficienten til $RKH3$ er det for tidligt at sige noget klart, men en del tyder på at 0,8 er en anelse bedre end 1 og dette ændrer ikke boligefterspørgsels indkomst-elasticitet, der stadigvæk er stor.

I stedet for at binde koefficienten til $RKH3$ er der også forsøgt, at binde indkomstelasticiteten til 1,8 så man får følgende estimationsligning

$$Rphkpf = (a_0) + a_1 \cdot RKH3 - 1,8 \cdot a_1 \cdot RfYd2v$$

I investeringsrelationen forklares nettoinvesteringerne $fIhn$. Serien for $fIhn$ er ikke fra ADAMBK, men konstrueret som bruttoinvesteringerne (fIh) minus afskrivningerne beregnet ved hjælp af $Kh4$:

$$fIhn = fIh - .0099*Kh4(-1).$$

Relationen er estimeret i niveau:

$$fIhn = b0 + b1*fIhnL + b2*pro + b3*sbyg,$$

hvor $fIhnL = fIhn(-1)$; pro er forholdet mellem boligpris (phk) og byggeomkostninger (pih) korrigeret for grundpriser (pgk) - $pro = phk / (.9*pih + .1*pgk)$; og $sbyg$ er antallet af boliger under opførelse med offentlig støtte.

Den bedste estimation gav flg. resultat (tal i parentes er t-værdier):

$$(7) \quad fIhn = - 23546 + .359*fIhnL + 27877*pro + .458*sbyg \\ \quad \quad \quad (4.48) \quad (3.80) \quad \quad \quad (5.45) \quad \quad \quad (5.96) \\ \\ \quad \quad \quad + 5692*DU76 + 3477*D23 \\ \quad \quad \quad (3.73) \quad \quad \quad (2.53)$$

$R^2=.97$, $SE=1429$, $DW=1.75$, 1969-82

$DU76$ (=1 i 1976, ellers 0) er en dummy, som skyldes dels mimsen, dels den i juni 1975 indførte forlængelse af løbetiderne for særlige realkreditlån i en-familiehuse påbegyndt inden 1/4 1976. $D23$ (=1 i 1972 og 1973, ellers 0) er en dummy, som skyldes at ordningen om refusion af moms på byggematerialer blev ophævet gradvist i 1972 og 1973.

Estimationsperioden er forholdsvis kort, hvilket skyldes at forsøg på at føre estimationens startår længere tilbage end 1969 gav væsentligt dårligere resultater; til gengæld er de estimerede koefficienter meget stabile over for senere startår end 1969 og udvidelse af estimationsperioden til slutår

Boligmodellen

Den samlede boligmodel kan skrives som følgende 12 ligninger:

$$\begin{aligned} F1 \quad FIHV &= .0099 * KH4(-1) \quad \$ \\ F2 \quad RKH4L &= KH4(-1) / KH4(-2) - 1 \quad \$ \\ F3 \quad RPHKPF &= A0 + A1 * RKH4L + A2 * RFYDF + A3 * DIKONS + A4 * DRPHPF \\ &\quad + A5 * D23 \quad \$ \\ F4 \quad PHK &= PF * (PHK(-1) / PF(-1)) * (RPHKPF + 1) \quad \$ \\ F5 \quad PHP &= PHK / KF \quad \$ \\ F6 \quad RPHPF &= Q * RPHP + (1 - Q) * RPHPF(-1) \quad \$ \\ F7 \quad RPHP &= PHP / PHP(-1) - 1 \quad \$ \\ F8 \quad DRPHPF &= RPHPF - RPHPF(-1) \quad \$ \\ F9 \quad PRO &= PHK / (.9 * PIH + .1 * PGK) \quad \$ \\ F10 \quad FIHN &= B0 + B1 * FIHN(-1) + B2 * PRO + B3 * SBYG + B4 * DU76 + B5 * D23 \quad \$ \\ F11 \quad KH4 &= KH4(-1) + FIHN \quad \$ \\ F12 \quad FIH &= FIHN + FIHV \quad \$ \end{aligned}$$

Modellen er blokrekursiv. I ligning F1 og F2 bestemmes f_{ihv} og R_{kh4L} i 0. orden. Ligning F3-F8 udgør en simultan blok af 1. orden, hvor kontant boligpris og forventet stigning i prioriteret boligpris bestemmes; ligning F3 er den estimerede prisligning ($a_0=0$), F4 definerer sammenhængen mellem phk og R_{phkpf} ($pf=pcp4xh$), F5 angiver sammenhængen mellem php og phk ($kf=phk/php$), F7 definerer R_{php} , og F6 bestemmer forventningerne R_{phpf} og F8 ændringen i disse. Ligning F9 bestemmer forholdet mellem boligpris og byggeomkostninger i 2. orden. F10 er den estimerede investeringsrelation, der bestemmer f_{ihn} i 3. orden. Endelig bestemmes i 4. orden $kh4$ i den dynamiske definitionsligning F11 og f_{ih} i definitionsligningen F12.

Der er i modellen en stabiliserende beholdningstilpassningsmekanisme: En større boligefterspørgsel i periode t som følge af f.eks. en indkomststigning eller et rentefald med-

Virksomheden af ændringer i rente og indkomst er analyseret ved multiplikatoreksperimenter over perioden 1980-84 med simulationen fra tabel 3 som grundlag. Multiplikatorerne er vist i tabel 4-7. Tabel 4 og 5 viser effekterne af at øge obligationsrenten (iko) med 1 procentpoint i hhv. alle årene 1980-84 og året 1980. Tabel 6 og 7 viser effekterne af at øge den disponible realindkomst (fYd) med 1000 mill. kr. i hhv. alle årene og første år. I alle fire tabeller angiver præfiks E og Z simuleret værdi i grundkørslen (jf. tabel 3) med hhv. endogene og eksogene prisforventninger, mens præfiks EE og ZZ angiver simuleret værdi efter ændring i iko eller fYd; præfiks DD angiver forskellen mellem simuleret værdi efter ændring i iko eller fYd og grundkørsleens værdi.

Det ses af tabellerne at multiplikatorerne er langt kraftigere med endogene end med eksogene forventninger til boligprisstigningen. Førsteårsmultiplikatorerne for fIhn er således (numerisk) mere end fire gange så store med endogene som med eksogene prisforventninger.

Rentemultiplikatorerne med endogene prisforventninger i tabel 4 og 5 er urimeligt kraftige. En stigning på 1 procentpoint i iko fører således til et fald i fIhn på 28 pct. det første år; og over 30 pct. de to efterfølgende år hvis rentestigningen er permanent (tabel 4). Førsteårseffekten på fIhn går over et fald i boligprisen på 13 pct., og forventningerne til prisstigningstakten falder 1.5 procentpoint. I tilfældet med permanent renteændring er Dikons stort set uændret fra 1981-84 i f. t. grundkørslen, og den lavere stigningstakt for Kh4 ses at føre til boligprisstigninger; men indekset for phk og dermed pro ligger under grundkørsleens i hele perioden, hvilket forklarer det fortsatte fald i fIhn. I tilfældet med midlertidig rentestigning (tabel 5) aftager multiplikatoren for fIhn meget hurtigt, hvilket skyldes at iko falder i 1981 svarende til stigningen i 1980; dette fører - sammen med den mindre stigning i Kh4 - til en stigning i phk på 17 pct., hvorved indekset for phk og pro straks bringes på niveau med grundkørsleens. Det fortsatte fald i fIhn i f.t. grundkørslen skyldes den laggede endogene i fIhn-relationen.

Størrelsen af rentemultiplikatorerne når forventningerne antages eksogene ser rimelige ud. Ved en permanent ren-

TABEL 1. DYNAMISK SIMULATION MED PRISRELATIONEN (3) OG ENDOGEN FORVENTNINGSDANNELSE, 1969-84

Year	DDRPHK PF	RPHKPF	ERPHKPF	DDPHK	PHK	ERPHK	DDPHP	PHP	ERPH	Year	DDRPHK PF	RPHKPF	ERPHKPF	DDPHK	PHK	ERPHK	DDPHP	PHP	ERPH	Year	DDRPHK PF	RPHKPF	ERPHKPF	DDPHK	PHK	ERPHK	DDPHP	PHP	ERPH	
1969	0293393	009159	020234	009393	316629	326021	008399	283133	291532	1969	003145	089811	092956	031449	060150	091599	028678	966724	995401	1970	0129773	003671	100037	014845	148936	163781	040745	948207	98948	
1970	0565129	052601	016844	014487	337130	351616	013978	335382	339279	1970	004817	092324	090507	057001	061728	104728	013116	040745	007027	98948	1971	013449	086357	090554	013676	104651	104728	028105	007027	993912
1971	013449	086357	090554	013676	104651	104728	028105	007027	993912	1971	003003	093557	090554	013676	104651	104728	028105	007027	113380	085275	1972	00445	104043	100598	022579	104651	104728	028105	007027	993912
1972	00445	104043	100598	022579	104651	104728	028105	007027	993912	1972	006990	093557	090554	013676	104651	104728	028105	007027	113380	085275	1973	002690	108056	104797	022579	104651	104728	028105	007027	993912
1973	002690	108056	104797	022579	104651	104728	028105	007027	993912	1973	006990	104043	100598	022579	104651	104728	028105	007027	113380	085275	1974	004560	106706	102146	017311	129496	146808	066689	009099	988868
1974	004560	106706	102146	017311	129496	146808	066689	009099	988868	1974	018029	115462	133429	221376	194268	176000	176000	1050805	009099	988868	1975	004560	115462	133429	221376	194268	176000	1050805	009099	988868
1975	004560	115462	133429	221376	194268	176000	1050805	009099	988868	1975	003887	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	1976	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	
1976	003887	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	1976	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	1977	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	
1977	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	1977	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	1978	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	
1978	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	1978	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	1979	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	
1979	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	1979	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	1980	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	
1980	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	1980	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	1981	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	
1981	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	1981	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	1982	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	
1982	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	1982	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	1983	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	
1983	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	1983	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	1984	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	
1984	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	1984	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	1985	004560	119342	123602	201141	179773	179773	077547	009099	988868	

TABEL 1. (fortsat)

	DDKH4	KH4	EKH4	DDRKH4	RKH4L	ERKH4L	DDFIH	DFIH	EFIH	DDDRPH	DRPHF	EDRPHF
1969	1019.613	337834.4	336814.5	0	062390	062390	1019.617	26275.00	5255.72	-	-	-
1970	-18.2070	359994.6	3602212.8	003240	073599	070359	-1227.721	25505.00	26732.72	-	-	000151
1971	-1896.879	381543.6	383440.5	-003874	065596	069469	-1680.831	255113.00	26793.83	-	-	007082
1972	-1327.995	410890.5	412218.3	-004624	059859	064483	550.1079	33124.00	32526.55	-	-	009531
1973	-1317.441	441085.5	442402.3	001864	076916	075052	-2.547363	34263.00	34263.00	-	-	000047
1974	414.4414	462422.7	462011.3	000262	073487	073225	2.1718.794	32707.00	323988.27	-	-	004199
1975	2604.082	479826.4	477222.6	004059	048381	044323	2307.728	21979.00	19785.27	-	-	007613
1976	3885.812	501423.3	496542.6	004706	037650	032924	2307.694	23352.00	19744.40	-	-	003134
1977	3368.812	520303.3	516934.7	004536	045020	040468	-1468.693	23839.00	25307.70	-	-	004433
1978	5676.695	539194.3	53517.7	-003426	037642	041068	2341.163	24042.00	21700.84	-	-	007443
1979	6348.695	557697.3	551348.6	004228	036308	032080	7228.2715	23841.00	23112.73	-	-	004433
1980	6474.539	572009.0	565534.6	000895	025642	025731	188.4216	19853.00	19644.58	-	-	007613
1981	4194.539	581074.1	576871.6	000068	015848	020060	2215.618	14729.18	16943.62	-	-	004433
1982	6389.094	588800.7	582254.6	-004213	013297	009589	-2236.088	15258.00	11243.09	-	-	003134
1983	5974.969	611148.1	602254.6	-003707	013297	009589	350.8727	15258.00	15608.87	-	-	004433
1984	8315.664	611148.1	602254.6	-000887	016014	016900	-2399.844	18841.00	16441.16	-	-	001247

	DDFIH	FIHN	EFIHN	DDFIHV	FIHV	EFIHV	DDDRPH	DRPHF	EDRPHF
1969	1019.617	23159.72	23140.11	0	3115.276	3115.276	-	-	-
1970	-1237.816	22160.44	22398.27	09415	3344.558	3334.464	-	-	003296
1971	-1678.896	21549.05	22227.73	-160248	33563.946	3566.106	-	-	005912
1972	568.8961	29346.72	28777.89	-177913	3777.282	3796.061	-	-	003400
1973	1051.836	30195.19	30184.52	-147118	4067.814	4080.969	-	-	001233
1974	1789.622	21340.97	21608.42	04218	4366.015	4379.761	-	-	007486
1975	2181.069	217400.97	22119.36	102966	4578.285	4573.912	-	-	002557
1976	2281.069	216874.86	20391.97	4.5	4750.242	4724.504	-	-	007013
1977	1517.069	18891.00	19391.97	37024	4964.142	4915.771	-	-	003883
1978	2307.072	18502.98	16580.19	33.35122	5151.003	5117.625	-	-	002558
1979	672.567	18341.80	17186.22	56.85215	5338.289	5281.825	-	-	008147
1980	2279.567	9065.110	11344.98	64.52514	5662.634	5598.794	-	-	002174
1981	-2194.124	7726.545	9842.77	41.52594	5752.127	5598.794	-	-	009254
1982	-414.692	9428.873	10577.84	33.15222	5822.472	5765.875	-	-	019594
1983	-2340.692	12918.53	15998.53	59.15222	5922.472	5863.320	-	-	002908
1984	-2340.692	12918.53	15998.53	59.15222	5922.472	5863.320	-	-	001225

TABEL 2. DYNAMISK SIMULATION MED PRISRELATIONEN (3) OG EKSOGENE PRIS-
FORVENTNINGER, 1969-84

	DDRPHK PF	RPHKPF	ZRPHKP F	DDPHK	PHK	DDFIHV	ZFIHV	FIHV	ZFIHV	DDPRO	ZPHK	PRO	ZPRO	
1969	008394	009159	000765	002682	316629	0	1568.97	3115.276	3115.276	008190	319314	966724	974914	1969
1970	007170	003874	011044	005285	337130	15.74838	22471.54	3344.946	3344.946	014866	342414	948204	963067	1970
1971	012628	052601	039444	001328	382747	12.66852	23357.54	3563.946	3563.946	003486	384413	907027	963067	1971
1972	000412	086357	033453	001028	448747	-7.118073	29536.87	3777.814	3777.814	005500	448747	1091514	10830	1972
1973	004455	033040	037255	000983	519362	-1.07190	30594.59	4066.746	4066.746	002065	518380	113553	10830	1973
1974	017854	098271	102725	003714	544419	1.536816	20376.03	4377.817	4377.817	006304	540705	934164	927791	1974
1975	004252	075786	057956	014235	640094	5.368279	16704.03	4575.015	4575.015	023046	625173	98848	965802	1975
1976	036927	042088	051519	006000	701599	15.488279	17488.76	4750.142	4750.142	027666	680988	909095	981433	1976
1977	028742	022223	064219	018172	794599	29.28436	17088.43	4964.023	4964.023	007930	800988	050805	981433	1977
1978	015422	062961	032191	001817	922551	47.11432	17968.48	5151.023	5151.023	021968	904380	115274	981433	1978
1979	004917	008151	066391	010833	908270	27.11432	15088.48	5321.892	5321.892	005945	908270	116587	981433	1979
1980	011992	112728	117645	003035	1000000	44.78259	11389.42	5662.090	5662.090	010833	989163	869163	989163	1980
1981	024864	153710	141718	002254	931663	44.78259	6836.717	5752.634	5752.634	002764	957477	772053	989163	1981
1982	073554	113600	138464	004303	129864	30.59174	9349.687	5822.472	5822.472	019270	908409	865881	989163	1982
1983	030447	137565	211118	001179	1305239	31.33573	11800.61	5922.472	5922.472	008576	1172871	949162	989163	1983
1984		087980	057534	001179										1984

TABEL 3. DYNAMISK SIMULATION MED PRISRELATIONEN (3), 1980-84

A. ENDOGENE PRISFORVENTNINGER

	DDRPFK PF	RPHKPF	ERPHKPF	DDPHK	PHK	EPHK	DDPRO	PRO	EPRO	
1980	.025000	-.112728	-.137728	.028176	1.000000	.971824	.028176	1.000000	.971824	1980
1981	-.053012	-.153710	-.100698	-.031211	.954442	.985653	-.028427	.869325	.897753	1981
1982	-.085448	-.113600	-.199048	.062275	.931663	.869388	-.051606	.772053	.720447	1982
1983	-.202816	.137565	.340381	-.112448	1.129841	1.242288	-.086177	.865881	.952058	1983
1984	.123144	.087980	-.035163	.032531	1.305239	1.272708	.023656	.949162	.925505	1984

	DDFIHN	FIHN	EFIHN	DDFIHV	FIHV	EFIHV	DDRPHF	RPHF	ERPHF	
1980	-.477.8367	14311.80	14789.63	-4.730652	5521.203	5521.203	.002893	.110088	.107195	1980
1981	-.2934.905	9065.110	12000.02	-33.78619	5662.890	5667.620	-.003120	.090445	.093565	1981
1982	1571.839	7726.545	6154.706	-18.22516	5752.634	5786.420	-.005810	.070851	.065041	1982
1983	-.1158.778	9428.873	10587.65	-29.69702	5829.127	5847.352	-.013340	.067942	.081283	1983
1984	1571.601	12918.53	11346.93	-29.69702	5922.472	5952.169	.000219	.069167	.068948	1984

B. EKSOGENE PRISFORVENTNINGER

	DDRPFK PF	RPHKPF	ZRPHKPF	DDPHK	PHK	ZPHK	DDPRO	PRO	ZPRO	
1980	.005682	-.112728	-.118410	.006404	1.000000	.993596	.006404	1.000000	.993596	1980
1981	-.011654	-.153710	-.142056	-.006947	.954442	.961389	-.006327	.869325	.875652	1981
1982	-.025056	-.113600	-.138656	-.019747	.931663	.911916	-.016364	.772053	.755689	1982
1983	-.073386	.137565	.210951	-.047396	1.129841	1.177236	-.036323	.865881	.902204	1983
1984	.030548	.087980	.057432	-.016568	1.305239	1.321807	-.012048	.949162	.961210	1984

	DDFIHN	FIHN	ZFIHN	DDFIHV	FIHV	ZFIHV	
1980	-.1084.771	14311.80	15396.57	-10.73926	5521.203	5521.203	1980
1981	-.2536.915	9065.110	11602.03	-35.85474	5662.890	5673.629	1981
1982	732.4131	7726.545	6994.132	-28.60400	5752.634	5788.489	1982
1983	-.70.63721	9428.873	9499.510	-29.30328	5829.127	5857.731	1983
1984	967.2843	12918.53	11951.24	-29.30328	5922.472	5951.776	1984

44* YFP OG YFP2*

TABEL 4. MULTIPLIKATORER: iko + .01 alle år

A. ENDOGENE PRISFORVENTNINGER

	DDRPHK PF	EERPHK PF	ERPHKP F	DDPHK	EERPHK	EPHK	DDPRO	EEPRO	EPRO
1980	-130475	-268203	-137728	-147046	824778	971824	-147046	824778	971824
1981	066243	034455	100698	087523	898130	985653	079717	818035	897753
1982	035378	163671	199048	042210	827178	869388	034979	685468	720447
1983	017909	358290	340381	044523	197766	242288	034121	917937	952058
1984	011741	023422	035163	030681	1242027	272708	022311	903194	925505

	DDFIHN	EEFIHN	EFIHN	DDFIHV	EEFIHV	EFIHV	DDRPHK F	EERPHK F	ERPHK F
1980	-4099.182	10690.45	14789.63	0	5521.203	5521.203	-015095	092099	107195
1981	-3695.275	8304.741	12000.02	-40.58197	5627.038	5667.620	006437	087128	093565
1982	-2302.960	3851.746	6154.706	-77.16516	5709.255	5786.420	002224	062817	065041
1983	-1778.732	8808.919	10587.65	-99.96448	5747.387	5847.352	000361	080921	081282
1984	-1261.127	10085.80	11346.93	-117.5739	5834.596	5952.169	000840	069789	066948

B. EKSOGENE PRISFORVENTNINGER

	DDRPHK PF	ZRPHK PF	ZRPHKP F	DDPHK	ZZPHK	ZPHK	DDPRO	ZZPRO	ZPRO
1980	-029701	-148111	-118410	-033474	960122	993596	-033474	960122	993596
1981	002167	-139889	-142056	-030043	931346	961389	-027364	848289	875652
1982	002322	-136335	-138656	-026116	885800	911916	-021642	734047	755689
1983	003066	-214017	-210951	-030818	146418	1477236	-023618	878586	902204
1984	002497	059930	057432	-031563	1290244	1321807	-022952	938257	961210

	DDFIHN	ZZFIHN	ZFIHN	DDFIHV	ZZFIHV	ZFIHV
1980	933.1511	14463.42	15396.57	-9.238220	5521.203	5521.203
1981	-1097.9077	10503.89	17602.03	-20.10974	5664.391	5673.629
1982	-1016.998	5996.224	6994.132	-29.98907	5768.379	5788.489
1983	-1005.290	8482.513	9499.510	-40.05731	5827.742	5857.731
1984		10945.95	11951.24		5911.718	5951.776

TABEL 5. MULTIPLIKATORER: iko + .01 første år

A. ENDOGENE PRISFORVENTNINGER

	DDRPHK PF	EERPHK PF	ERPHK F	DDPHK	EEPHK	EPHK	DDPRO	EEPRO	EPRO
1980	-130475	-268203	-137728	-147046	.824778	.971824	-147046	.824778	.971824
1981	-171488	.070790	-100698	.010374	.996026	.865653	.009449	.907201	.897753
1982	-003375	-202423	199048	.005448	.874837	.869388	.004515	.724962	.720447
1983	-005780	.334600	.340381	.002395	1.244683	1.242288	.001835	.953894	.952058
1984	-006470	.041634	.035163	-006098	1.266660	1.272708	-004434	.921071	.925505

	DDFIHN	EEFIHN	EFIHN	DDFIHV	EEFIHV	EFIHV	DDRPHK F	EERPHK F	ERPHK F
1980	-4099.182	10690.45	14789.63	0	5521.203	5521.203	-015095	.092099	.107195
1981	-1209.598	10790.42	12000.02	-40.58197	5627.038	5667.620	.004925	.098490	.093565
1982	-308.7952	5845.911	6154.706	-52.55695	5733.863	5786.420	.004092	.069133	.065041
1983	-59.80249	10527.85	10587.65	-55.61401	5791.738	5847.352	.003154	.084437	.081283
1984	-145.1016	11201.82	11346.93	-56.20605	5895.963	5952.169	.002196	.071145	.068948

B. EKSOGENE PRISFORVENTNINGER

	DDRPHK PF	ZRPHK PF	ZRPHK F	DDPHK	ZZPHK	ZPHK	DDPRO	ZZPRO	ZPRO
1980	-029701	-148111	-118410	-033474	.960122	.993596	-033474	.960122	.993596
1981	.031549	-110507	-142056	.001773	.963161	.961389	.001615	.877267	.875652
1982	.000524	-138132	-138656	.002237	.914154	.911916	.001854	.757543	.755689
1983	.000072	.211023	.210951	.002959	1.180195	1.177236	.002267	.904472	.902204
1984	-0000121	.057311	.057432	.003170	1.324977	1.321807	.002305	.963515	.961210

	DDFIHN	ZZFIHN	ZFIHN	DDFIHV	ZZFIHV	ZFIHV			
1980	-933.1511	14463.42	15396.57	0	5521.203	5521.203	1980		
1981	-290.3027	11311.72	11602.03	-9.238220	5664.391	5673.629	1981		
1982	-52.62891	6941.503	6994.132	-12.11218	5776.377	5788.489	1982		
1983	44.29614	9543.807	9499.510	-12.63318	5845.077	5857.731	1983		
1984	80.18066	12031.42	11951.24	-12.19464	5939.581	5951.776	1984		

TABEL 6. MULTIPLIKATORER: FYD + 1000 alle år

A. ENDOGENE PRISFORVENTNINGER

	DDRPHK PF	EERPHK PF	ERPHK F	DDPHK	EEDPHK	EPHK	DDPRO	EEDPRO	EPRO	
1980	.010066	.127662	-.137728	.011345	.983169	.971824	.011345	.983169	.971824	1980
1981	.001521	-.099177	-.100698	.013193	.998846	.985853	.012017	.909769	.897753	1981
1982	-.001020	-.200068	-.199048	.010515	.879903	.869388	.008714	.729161	.720447	1982
1983	-.001049	.339331	.340381	.014041	1.286329	1.242288	.010761	.962819	.952058	1983
1984	-.001647	-.036810	-.035163	.012187	1.284896	1.272708	.008863	.934368	.925505	1984

	DDFIHN	EEFIHN	EFIHN	DDFIHV	EEFIHV	EFIHV	DDRPHK F	EERPHK F	ERPHK F	
1980	316.2656	15105.90	14789.63	0	5521.203	5521.203	.001165	.108360	.107195	1980
1981	448.6311	12448.65	12000.02	3.130981	5670.751	5667.620	.001213	.094777	.093565	1981
1982	404.1206	6558.827	6154.706	7.572510	5793.993	5786.420	.000989	.066029	.065041	1982
1983	445.1865	11032.84	10587.65	11.57324	5858.925	5847.352	.000794	.082076	.081283	1983
1984	407.0364	11753.96	11346.93	15.98065	5968.150	5952.169	.000551	.069499	.068948	1984

B. EKSOGENE PRISFORVENTNINGER

	DDRPHK PF	ZZRPBK PF	ZRPHK F	DDPHK	ZZPHK	ZPHK	DDPRO	ZZPRO	ZPRO	
1980	.002285	-.116125	-.118410	.002576	.996171	.993596	.002576	.996171	.993596	1980
1981	.001687	-.140369	-.142056	.004388	.965776	.961389	.003996	.879649	.875652	1981
1982	.001067	-.137589	-.138656	.005297	.917213	.911916	.004389	.760078	.755689	1982
1983	.000681	.211631	.210951	.007503	1.184740	1.177236	.005750	.907955	.902204	1983
1984	.000364	.057796	.057432	.008882	1.330689	1.321807	.006459	.967669	.961210	1984

	DDFIHN	ZZFIHN	ZFIHN	DDFIHV	ZZFIHV	ZFIHV	
1980	71.80469	15468.37	15396.57	0	5521.203	5521.203	1980
1981	137.2075	11739.23	11602.03	710815	5674.340	5673.629	1981
1982	171.6631	7165.795	6994.132	2.069214	5790.558	5788.489	1982
1983	221.9849	9721.495	9499.510	3.768616	5861.492	5857.731	1983
1984	259.8301	12211.07	11951.24	5.966309	5957.776	5951.776	1984

TABEL 7. MULTIPLIKATORER: fy + 1000 første år

A. ENDOGENE PRISFORVENTNINGER

	DDRPHK PF	EERPHK PF	ERPHK F	DDPHK	EEPHK	EPHK	DDPRO	EEPRO	EPRO	
1980	.010066	-.127662	-.137728	.011345	.983169	.971824	.011345	.983169	.971824	1980
1981	-.006936	-.107634	-.100698	.003816	.989468	.985653	.003475	.901228	.897753	1981
1982	-.003133	-.202181	-.199048	-.000049	.869340	.869388	-.000040	.720407	.720447	1982
1983	-.001136	-.339245	-.340381	-.001122	1.241166	1.242288	-.000860	.951199	.952058	1983
1984	-.000479	-.035642	-.035163	-.001780	1.270928	1.272708	-.001295	.924211	.925505	1984
	DDFIHN	EEFIHN	EFIHN	DDFIHV	EEFIHV	EFIHV	DDRPHK F	EERPHK F	ERPHK F	
1980	316.2656	15105.90	14789.63	3.130981	5521.203	5521.203	.001165	.108360	.107195	1980
1981	210.5327	12210.55	12000.02	5.215393	5670.751	5667.620	.000300	.093865	.093565	1981
1982	2.810791	10590.46	6154.706	5.953186	5791.636	5786.420	-.000046	.064994	.065041	1982
1984	-35.08203	11311.84	11346.93	5.981079	5853.305	5847.352	-.000146	.081137	.081283	1984
	DDRPHK PF	ZZRPBK PF	ZRPHK F	DOPBK	ZZPHK	ZPHK	DDPRO	ZZPRO	ZPRO	
1980	.002285	-.116125	-.118410	.002576	.996171	.993596	.002576	.996171	.993596	1980
1981	-.000676	-.142732	-.142056	.001732	.963121	.961389	.001578	.877230	.875652	1981
1982	-.000559	-.139216	-.138656	.001050	.912966	.911916	.000870	.756559	.755689	1982
1983	-.000432	-.210519	-.210951	.000935	1.178172	1.177236	.000717	.902921	.902204	1983
1984	-.000358	-.057094	-.057432	.000627	1.322434	1.321807	.000456	.961666	.961210	1984

B. EKSOGENE PRISFORVENTNINGER

	DDFIHN	ZZFIHN	ZFIHN	DDFIHV	ZZFIHV	ZFIHV	
1980	71.80469	15468.37	15396.57	0	5521.203	5521.203	1980
1981	69.78589	11671.81	11602.03	.710815	5674.340	5673.629	1981
1982	37.33594	9094.468	9499.132	1.401733	5789.891	5788.489	1982
1983	37.71045	9537.221	9499.510	1.890076	5859.621	5857.731	1983
1984	26.26318	11977.51	11951.24	2.263489	5954.039	5951.776	1984

TABEL 8. SIMULATION

MED FRISRELATIONEN (4)

Dynamisk simulation
1980-84

iko + .01 alle år

iko + .01 første år

fyd + 1000 alle år

fyd + 1000 første år

Endogene forventninger

Eksogene forventninger

	DDFIHN	FIHN	EFIHN
1980	-1591.424	14311.80	15903.22
1981	-3507.267	9065.110	12572.38
1982	707.4346	7726.545	7019.110
1983	-819.6675	9428.873	10248.54
1984	1809.626	12918.53	11108.90

	DDFIHN	FIHN	ZFIHN
1980	-1347.943	14311.80	15659.74
1981	-2773.972	9065.110	11839.08
1982	370.6294	7726.545	7355.915
1983	-39.27539	9428.873	9468.149
1984	1137.764	12918.53	11780.76

	DDFIHN	EEFIHN	EFIHN
1980	-3005.749	12897.47	15903.22
1981	-2535.635	10036.74	12572.38
1982	-1497.463	5521.647	7019.110
1983	-984.4758	9264.065	10248.54
1984	-588.0586	10520.84	11108.90

	DDFIHN	ZZFIHN	ZFIHN
1980	-772.8582	14886.88	15659.74
1981	-899.4900	10939.59	11839.08
1982	-811.8613	6544.054	7355.915
1983	-796.3770	8671.772	9468.149
1984	-761.8745	11018.89	11780.76

	DDFIHN	EEFIHN	EFIHN
1980	-3005.749	12897.47	15903.22
1981	-471.6851	12100.69	12572.38
1982	224.4456	7243.556	7019.110
1983	444.1143	10692.66	10248.54
1984	336.7849	11445.69	11108.90

	DDFIHN	ZZFIHN	ZFIHN
1980	-772.8582	14886.88	15659.74
1981	-216.6699	11622.41	11839.08
1982	-13.02466	7342.891	7355.915
1983	71.25928	9539.408	9468.149
1984	101.4797	11882.24	11780.76

	DDFIHN	EEFIHN	EFIHN
1980	310.4292	16213.65	15903.22
1981	440.4597	13012.84	12572.38
1982	404.7881	7423.898	7019.110
1983	430.5588	10679.10	10248.54
1984	393.7021	11502.60	11108.90

	DDFIHN	ZZFIHN	ZFIHN
1980	79.80420	15739.54	15659.74
1981	154.7036	11990.79	11839.08
1982	189.1577	7545.073	7355.915
1983	239.9868	9708.135	9468.149
1984	277.6145	12058.38	11780.76

	DDFIHN	EEFIHN	EFIHN
1980	310.4292	16213.65	15903.22
1981	189.8745	12762.25	12572.38
1982	53.52661	7072.637	7019.110
1983	-21.86597	10226.67	10248.54
1984	-58.49658	11050.40	11108.90

	DDFIHN	ZZFIHN	ZFIHN
1980	79.80420	15739.54	15659.74
1981	76.03882	11915.12	11839.08
1982	52.43286	7408.348	7355.915
1983	27.76245	9505.911	9468.149
1984	24.08643	11804.85	11780.76

Simulation af modellen med andre prisrelationer

I tabel 8 er vist resultaterne m.h.t. fihn af simulation med modellen når den estimerede prisrelation (4) anvendes i stedet for (3). Prefiks E og Z angiver som før simuleret værdi med hhv. endogene og eksogene prisforventninger. Præfiks EE og ZZ er simuleret værdi efter ændring af iko eller fYd.

I den dynamiske grundsimulation fås større fejl for 1980 og 1981, men mindre fejl for 1982 og 1983 end tilfældet var med prisrelation (3) (jf. tabel 3).

Multiplikatorene er også her væsentlig større med endogene end med eksogene forventninger. Multiplikatorene m.h.t. renten er ca. 25 pct. mindre end i tabel 4 og 5, mens multiplikatorene m.h.t. indkomsten er omtrent uændrede i f.t. tabel 6 og 7.

Simuleres modellen med prisrelationer med kortere lags i indkomst- og prisstigningsforventninger, fås generelt store fejl efter 1979, hvilket bl. a. kan skyldes den væsentlig lavere renteelasticitet i disse estimationer af prisligningen.

beskriver forholdet mellem tsa0 og tsg2/(1-bys10) 1970-73). Begrundelsen for at vælge tsa0 er at der på den måde skabes en skattesats hvor der ses bort fra det laveste skattepligtige indkomsttrin.

Det er klart at tsm3 får et tilsvarende spring som tsg2 1969-70. I den sidste tid er det forsøgt, at få nogle marginale skattesatser, som ikke har et spring 1969-70. Der er forsøgt med 2 ændringer ud fra tsm3. I tsm3x sættes skattesatsen i 1969 til 0,40 og der fås derefter

$$1959-69: tsm3x = 0,40 * tsg_2^2 / tsg2(1969)$$

$$1970-84: tsm3x = tsm3$$

I tsm3y ændres skattesatsen i 1970 til 0,36 og der fås følgende sats

$$1959-69 \text{ og } 1971-84: tsm3y = tsm3$$

$$1970: tsm3y = 0.36$$

Til sidst beskrives 2 satser, som tager et helt andet udgangspunkt. Efter 1970 sættes satsen til skattesatsen for 3. indkomsttrin. tsm4 konstrueres før 1970 som tsm3x, og følgende sats opnås

$$1959-69: tsm4 = 0.45 * tsg_2^2 / tsg2(1969)$$

$$1970-84: tsm4 = tsp + tsk + tsu3 * tsu$$

tsm5 konstrueres som tsm4 efter 1970 og før 1970 ud fra forholdet mellem tsm5 og tsg2 i 1970 og følgende sats opnås

$$1959-1969: tsm5 = tsg2 * tsm5(1970) / tsg2(1970)$$

$$1971-84: tsm5 = tsm4$$

$$1970: tsm5 = 0,41$$

Angående estimationerne giver de forskellige skattesat-

BILAG 2. Variabeldokumentation

- phk Kontantprisindekset for en-familiehuse er baseret på Statsskattedirektoratets publikation "Ejendomssalg, 1. halvår 1984", s. 95, tabel XIIe. Statsskattedirektoratets kontantprisindeks går imidlertid kun tilbage til 1965. For årene før 1965 bygger phk-indekset derfor på kontantprisindekset i Blomgren-Hansen og Knøsgaard (1978), s.277.
- php Indekset for prioriterede priser på en-familiehuse er baseret på den nævnte publikation "Ejendomssalg".
- pgk Indekset for kontantpriser på grunde er også fra "Ejendomssalg"
- sbyg Serien for antallet af boliger (lejligheder) under opførelse med offentlig støtte er baseret på den kvartalsvise opgørelse af byggevirkksomheden 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 SE. Tallene for 1980-84 er derfor baseret på en særlig båndudskrift baseret på BBR-registret, som den offentliggjorte statistik også bygger på (tallene for 1984 er foreløbige). sb-tallene 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.

ORDINARY LEAST SQUARES

DEPENDENT VARIABLE...

RPHKPF

ACTUAL VALUE	FITTED VALUE	PLOT	*=ACTUAL	+*=FITTED
.134619	.119410			
-.225240-02	.555307-03			
-.828853-02	.176368-01			
-.915906-02	.764773-03		*	+
.387067-02	.545666-02		*	+
.526005-01	.413085-01			+
.863573-01	.859349-01			
.530401-01	.338847-01			+
-.982709-01	.101795			
.757860-01	.53892-01			
.102080-01	.427811-02		+	*
.272233-01	.618522-01		+	*
.629610-01	.112678-01			+
.815118-02	.277126-02		*	+
-.112728	.118410			
-.153710	.139907			
-.113600	.133799			

ESTIMATE OF VARIANCE-COVARIANCE MATRIX OF ESTIMATED COEFFICIENTS

	1	2	3	4	5
1	.715557-01				
2	-.117551	.117551			
3	-.315303-01	.290836-01	.315303-01		
4	.153147-02	.377776-03	.401760	.153147-02	
5	-.582265-03	-.209216-03	-.717581-01	-.302362	.582265-03
			.866189-03	-.122183-02	-.209216-03
				-.377776-03	.866189-03
					-.122183-02
					.360136-03

LIGNING (4)

ORDINARY LEAST SQUARES
DEPENDENT VARIABLE...

RPHKPF

ACTUAL VALUE	FITTED VALUE	PLOT	*=ACTUAL	+*=FITTED
.134619	.118565			
-.225240	-.261450			
-.828853	.650475			
-.915906	-.312197			
.387067	.530503			
.526005	.608850			
.833573	.853871			
.330401	.340103			
.982709	-.103762			
.757860	.281156			
.102080	.157423			
.272233	.733545			
.629610	.271144			
.815118	.380073			
-.112728	-.140034			
-.153710	-.141880			
-.113600	-.125876			

ESTIMATE OF VARIANCE-COVARIANCE MATRIX OF ESTIMATED COEFFICIENTS

	1	2	3	4	5
1	.107219				
2	.176134	.176134			
3	-.206349	.330610	.206349		
4	.904889	.191380	.449078	.904889	
5	-.995511	.200180	-.740202	-.217673	.995511

liquing (6)

ORDINARY LEAST SQUARES
 DEPENDENT VARIABLE...
 RPHKCPK

ACTUAL VALUE	FITTED VALUE	PLOT	*=ACTUAL	+ = FITTED
.599275-01	.809351-01		*	+
.532071-01	.875323-01		*	+
.774460-01	.517766-01		+	*
.118310	.638359-01		*	+
.146398	.121750		+	*
.110136	.762815-01		*	+
-.246421-01	-.195549-01		++	
.124386	.127937			
.480806-01	.661175-01		*	+
.725157-01	.675707-01		+	++
.100989	.101588			
.281468-01	.674856-01		*	+
-.780055-01	-.686746-01			
-.127627	-.136986		++	+
-.977529-01	-.108069		+	*

RIGHT-HAND VARIABLE	ESTIMATED COEFFICIENT	STANDARD ERROR	T-STATISTIC
REGGR	2.61599	.265389	9.85718
DIKOS	-.2.15966	.878709	-2.45777
DRPHPX	1.62846	.251879	6.46526

ESTIMATE OF VARIANCE-COVARIANCE MATRIX OF ESTIMATED COEFFICIENTS

	1	2	3
1	.704315-01		
2	.933717-02	-.933717-02	
3	-.400808-02	.772130	-.400808-02
		.100748-01	.634431-01

LIGNING (7)

ORDINARY LEAST SQUARES
DEPENDENT VARIABLE...

FIHN

ACTUAL VALUE	FITTED VALUE	PLOT	*=ACTUAL	+ = FITTED
23159.7	21340.7			
22160.4	22628.8			*
21549.1	23148.6			*+
229346.7	28958.1			+
20195.2	30585.8			*
21340.3	20410.7			*
17401.0	17692.8			+
21601.7	17601.7		**	
18874.9	17626.8		+	+
18891.0	18201.8		+	*
18503.0	18782.9		+	*
14311.8	15575.1		+	*
9065.11	11035.8			+
7726.54	6538.69			+

ESTIMATE OF VARIANCE-COVARIANCE MATRIX OF ESTIMATED COEFFICIENTS

	1	2	3	4	5	6
1	237107+08	80.2399	-232359+08	-160.474	118383.	335660+07
2	80.2399	.895057-02	-220.227	-278249-02	17.0727	-4.66286
3	-160.474	-220.227	261926+08	131.363	-818410.	-289522+07
4	118383.	278249-02	131.363	589988-02	10.9626	-41.9435
5	335660+07	17.0727	-818410.	10.9626	233138+07	110838.
6		-4.66286	-289522+07	-41.9435	110838.	1188801+07

BILAG 4 : DATA

	RPHKPF	PCP4XH	PHK	PGK	PIH	PRO	SBYG	PHP	
1948	00	21	00	00	12	00	00	00	1948
1949	00	24	10	19	27	63	00	62	1949
1950	00	25	47	32	43	06	00	28	1950
1951	00	27	44	45	64	66	00	22	1951
1952	00	27	61	52	58	05	00	22	1952
1953	00	19	54	20	18	00	00	42	1953
1954	00	20	54	77	40	00	00	83	1954
1955	00	21	47	09	30	00	00	22	1955
1956	00	22	16	40	06	00	00	23	1956
1957	00	22	16	49	82	63	00	23	1957
1958	00	22	16	40	31	00	00	36	1958
1959	00	22	16	49	10	40	00	31	1959
1960	00	22	16	40	65	60	88	38	1960
1961	00	22	16	49	37	56	83	42	1961
1962	00	22	16	40	33	00	55	68	1962
1963	00	22	16	49	77	28	71	67	1963
1964	00	22	16	40	45	00	80	61	1964
1965	05	22	16	49	34	00	80	67	1965
1966	33	22	16	40	28	23	84	33	1966
1967	33	22	16	49	77	57	80	33	1967
1968	33	22	16	40	39	00	70	48	1968
1969	33	22	16	49	28	66	46	68	1969
1970	33	22	16	40	00	00	70	33	1970
1971	33	22	16	49	27	28	74	33	1971
1972	33	22	16	40	00	00	46	33	1972
1973	33	22	16	49	27	24	48	33	1973
1974	33	22	16	40	77	78	48	33	1974
1975	33	22	16	49	27	24	48	33	1975
1976	33	22	16	40	00	00	48	33	1976
1977	33	22	16	49	27	24	48	33	1977
1978	33	22	16	40	00	00	48	33	1978
1979	33	22	16	49	27	24	48	33	1979
1980	33	22	16	40	00	00	48	33	1980
1981	33	22	16	49	27	24	48	33	1981
1982	33	22	16	40	00	00	48	33	1982
1983	33	22	16	49	27	24	48	33	1983
1984	33	22	16	40	00	00	48	33	1984
1985	33	22	16	49	27	24	48	33	1985
1986	33	22	16	40	00	00	48	33	1986
1987	33	22	16	49	27	24	48	33	1987
1988	33	22	16	40	00	00	48	33	1988
1989	33	22	16	49	27	24	48	33	1989
1990	33	22	16	40	00	00	48	33	1990
1991	33	22	16	49	27	24	48	33	1991
1992	33	22	16	40	00	00	48	33	1992
1993	33	22	16	49	27	24	48	33	1993
1994	33	22	16	40	00	00	48	33	1994
1995	33	22	16	49	27	24	48	33	1995
1996	33	22	16	40	00	00	48	33	1996
1997	33	22	16	49	27	24	48	33	1997
1998	33	22	16	40	00	00	48	33	1998
1999	33	22	16	49	27	24	48	33	1999
2000	33	22	16	40	00	00	48	33	2000

IKO	DIKONS 3Y	DIKONS 4	FIH	FIHN	FIHV	Year
0479000	0000000	0000000	71160	6030	985	1948
0488000	0000000	0000000	71200	6031	1046	1949
0508000	0000000	0000000	80270	6921	1106	1950
0561000	0000000	0000000	71890	6015	1174	1951
0585000	0000000	0000000	75620	6328	1237	1952
0595000	0000000	0000000	89530	7556	1397	1953
0592000	0000000	0000000	88490	7676	1372	1954
0646000	0000000	0000000	80550	6998	1456	1955
0656000	0000000	0000000	86500	7527	1522	1956
0676000	0000000	0000000	90950	8127	1582	1957
0586000	0000000	0000000	84540	7597	1657	1958
0596000	0000000	0000000	80840	7118	1624	1959
0631000	0000000	0000000	112880	9418	1724	1960
0691000	0000000	0000000	113880	9468	1814	1961
0695000	0000000	0000000	144950	12473	1902	1962
0686000	0000000	0000000	138120	11651	2021	1963
0746000	0000000	0000000	178420	15428	2145	1964
0913000	0000000	0000000	188420	16428	2260	1965
0915000	0000000	0000000	196280	17051	2413	1966
0944000	0000000	0000000	216630	18917	2576	1967
0878000	0000000	0000000	214120	18779	2745	1968
0964000	0000000	0000000	262175	23159	2932	1969
1137000	0000000	0000000	25075	2160	3115	1970
1116000	0000000	0000000	251130	2169	3344	1971
1100000	0000000	0000000	253120	2154	3563	1972
1262000	0000000	0000000	334260	2934	3777	1973
1608000	0000000	0000000	257070	2190	4067	1974
1312000	0000000	0000000	251970	2140	4368	1975
1529000	0000000	0000000	219720	1740	4578	1976
1629000	0000000	0000000	238800	2160	4750	1977
1723000	0000000	0000000	240420	2188	4964	1978
1741000	0000000	0000000	238410	2150	5151	1979
1934000	0000000	0000000	338430	3302	5338	1980
1934000	0000000	0000000	198330	1431	5521	1981
2046000	0000000	0000000	147270	1065	5662	1982
1440000	0000000	0000000	134290	941	5752	1983
1404000	0000000	0000000	152840	1145	5822	1984

TSG1	TSG2	TSM3	TSM3X	TSM3Y	TSM4	TSM5
1948	1240	1615	2878	2369	3380	2719
1949	1067	3349	2853	2349	3107	2696
1950	1160	2296	2790	2249	3138	2636
1951	1302	2777	3409	2496	3385	2884
1952	1329	2805	3407	2555	3356	2501
1953	1350	2676	3266	2573	3383	2098
1954	1447	2984	3368	2687	3783	2070
1955	1465	2102	3253	2461	4078	2177
1956	1478	3349	3625	2850	3784	2552
1957	1485	2984	3768	2984	4575	2117
1958	1465	3349	4060	3348	4575	2551
1959	1447	2102	4000	3348	4575	2051
1960	1400	2296	4242	3488	4575	2552
1961	1507	2777	4255	3488	4575	2551
1962	1703	2805	4348	3668	4078	2552
1963	1600	2676	4060	3348	4575	2551
1964	1788	2984	4348	3668	4078	2552
1965	1846	3349	4000	3348	4575	2551
1966	2007	2102	4242	3488	4575	2552
1967	1703	2777	4255	3488	4575	2551
1968	1846	2805	4348	3668	4078	2552
1969	2007	2805	4348	3668	4078	2551
1970	2197	3349	4640	4156	4780	4100
1971	2385	2984	4640	4156	4780	5030
1972	2576	2676	4701	4546	5060	5060
1973	2764	2984	4817	4817	5140	5140
1974	2951	3349	4817	4817	5140	5140
1975	3138	2102	4477	4477	5390	5390
1976	3325	2777	4575	4575	5600	5600
1977	3512	2805	4575	4575	5600	5600
1978	3700	2805	4575	4575	5600	5600
1979	3887	3349	4655	4655	5720	5720
1980	4074	2984	4751	4751	5810	5810
1981	4261	2676	4807	4807	5862	5862
1982	4448	2984	4849	4849	5890	5890
1983	4635	3349	5065	5065	6110	6110
1984	4822	2102	5185	5185	6250	6250

MAKROFORBRUGSRELATIONEN - FORDELT LAG AF RESTINDKOMST

I DØS-notatet TVR 9.7.1985: "En alternativ makroforbrugsfunktion til ADAM i DØS" anvendes et indkomstudtryk (Y_{dwr1}), som er forskelligt fra det der indgår i ADAMs forbrugsrelation (Y_{d5}). Y_{dwr1} adskiller sig på tre punkter fra Y_{d5} :

1. Y_{fqi} (bruttofaktorindkomst i imputerede finansielle tjenester) er trukket fra Y_{d5} . Dette afspejler en fejl i konstruktionen af Y_{d5} .
2. Y_{rqf} (bruttoestindkomst i finansiell virksomhed) er lagt til Y_{d5} . Der er altså valgt et lidt bredere indkomstbegreb end Y_{d5} .
3. De disponible rest- og renteindkomster (Y_{dr}) indgår i Y_{dwr1} med et fordelt lag, hvilket er den mest fundamentale ændring i f.t. Y_{d5} -udtrykket.

Punkt 1 og 2 betyder at $Y_{dwt} + Y_{dr} = Y_{d5} + Y_{rqf} - Y_{fqi}$, hvor $Y_{dwt} + Y_{dr}$ er indkomstbegrebet i TVR 9.7.1985 uden lag i rest- og renteindkomsten (jf. bilag 1).

Vedrørende punkt 3 antages en laglængde på 4 for Y_{dr} :

$$(1) \quad Y_{dwr1} = Y_{dwt} + w_0 * Y_{dr} + w_1 * Y_{dr}(-1) + w_2 * Y_{dr}(-2) + w_3 * Y_{dr}(-3) + w_4 * Y_{dr}(-4)$$

og lineært aftagende vægte med $w_0 = .30$, $w_1 = .25$, $w_2 = .20$, $w_3 = .15$, $w_4 = .10$.

Der estimeres en error-correction model som for ADAMs forbrugsfunktion men med Y_{dwr1} som indkomstudtryk:

$$(2) \quad DL(Cp4) - DL(pcp4v) = k + b1 * (DL(Ydwr1) - DL(pcp4v)) \\ + b2 * L(Cp4(-1) / Ydwr1(-1)),$$

hvor D betegner absolut årlig ændring og L den naturlige logaritme.

Estimation med Ydwr1-udtrykket har som nævnt i TVR 9.7.1985 en række fordele i f.t. Yd5, bl.a. fås en højere kortsigts forbrugskvoté ud af løn- og transfereringsindkomst og mindre forudsigelsesfejl for 1980-erne.

Udvidelse af estimationsperioden

Forbrugsfunktionen med lag i Ydr er i TVR 9.7.1985 estimeret på perioden 1959-80. Fores data for Tipn (private sektors nettorentindtægter) og fipm2 (fordelt lag af private investeringer i maskiner m.v.) tilbage i tiden¹⁾ kan estimationsperioden udvides til 1955-80, som er den estimationsperiode forbrugrelationen i ADAM er estimeret på. Tabel 1 viser estimationsresultaterne ved en sådan udvidelse af estimationsperioden.²⁾ Desuden er angivet estimationsresultaterne når estimationsperiodens slutår fores frem til 1984. Det ses at estimationsresultatet er meget stabilt over for disse udvidelser af estimationsperioden. (For estimationsperioderne 1955-82 og 1955-83 er resultaterne meget lig dem for 1955-81 og 1955-84).

Foretages en ikke-lineær Almon-estimation med antagelse om lineært aftagende vægte til Ydr (-i), i=0,1,2,3,4, som summer til 1, fås meget beskedne forskelle i vægtprofilen for forskellige estimationsperioder. Vægten til Ydr ligger mellem .32 og .37, og springet i vægtene er mellem .06 og .08.

1. Data for Tipn (=Tien-(Tio1-Tio0)) og fipm2 for perioden 1940-53 fremgår af bilag 2. Data for Sbb og Sbu for 1970 er konstrueret som i TVR 9.7.1985, bilag 2:
 $Sbb + Sbu = Ydr * (Sd - Sds) / (Yw - Sags - Saso)$.
2. Vægtene i parentes i denne og de følgende tabeller er standardafvigelse for de estimerede koefficienter.

TABEL 1. Estimeringsresultater med Ydwr1 som indkomstudtryk

Estimeringsperiode	1955-80	1955-81	1955-84
Konstantled (k)	-.024 (.006)	-.026 (.006)	-.027 (.006)
Kortsigtet Forbrugskvote (b1)	.615 (.065)	.638 (.061)	.645 (.058)
Korrektionskoefficient (b2)	-.783 (.127)	-.800 (.127)	-.809 (.119)
R2	.85	.87	.87
S	.010	.010	.010
DW	2.07	1.93	1.89
Langsigtet forbrugskvote ved realvækst på 3 pct. p.a.	.96	.96	.96
4 pct. p.a.	.95	.95	.95
Enkeltperiode			
Førudsigtelsesfej1 1)			
1981	-1.2	-1.0	-1.0
1982	- .6	- .5	- .5
1983	- .8	- .7	- .7
1984	+ .1	+ .2	+ .2

1) Fejl på procentvis år-til-år-stigning (faktisk-forecast).

Andre tal for Yrp for 1966

Desværre skyldes en del af de positive resultater, man opnår ved estimation med Ydwr1, at den serie for Ydr, der indgår i Ydwr1, er konstrueret ud fra data for Yrp i ADAMBK, som er forkerte for perioden før 1966. De rigtige Yrp-data for 1948-65 er konstrueret på grundlag af NF 29.05.85 (s.6), og er indeholdt i bilag 2 som Yrp1. Det ses at Yrp1 er en del større end Yrp for 1966 (fx ca. 1.7 mia kr. i 1965).

Når Yrp erstattes af Yrp1 fås en ny serie for disponibel realindkomst, Ydrl. Også serien for disponibel løn- og transfereringsindkomst ændres fordi Yrp indgår i konstruktionen af Gbb+Sou for 1970; den nye serie kaldes Ydwt1. Erstattes Ydwt og Ydr af hhv. Ydwt1 og Ydr1 i (1) fås en ny

serie for den samlede disponible indkomst, Y_{dwr11} . De tre første kolonner i tabel 2 viser estimationsresultaterne når Y_{dwr11} benyttes i (2) i stedet for Y_{dwr1} .

Det ses at estimation med Y_{dwr11} giver et noget ringere fit end estimation med Y_{dwr1} . Desuden bliver den kortsigtede forbrugskvote ca. .07 lavere (den er dog fortsat betydeligt højere end ADAM's nuværende på .43) og korrektionskoefficienten bliver også noget lavere numerisk. Enkeltperiode-forudsigelsesfejlene for 1980-erne er meget lig dem fra tabel 1.

De tre sidste kolonner i tabel 2 viser estimationsresultaterne når $Y_{dwt1}+Y_{dr1}$ (uden lag i restindkomsten) bruges som indkomstudtryk. Man får her et noget bedre fit for estimationsperioderne 1955-80/81/82, men et lidt ringere fit for estimationsperioderne 1955-83/84 i f.t. estimationerne med Y_{dwr11} . Kortsigtede-forbrugskvoten er væsentlig lavere og enkeltperiode-forudsigelsesfejlene for 1980-erne er betydelig større (numerisk). Man får desuden en noget ringere R^2 -værdi og en lidt lavere langsigtsforbrugskvote.

Der har været en kraftig stigning i rest- og renteindkomsten i 1980-erne, men kun en meget lille stigning i forbruget. Dette er baggrunden for at en relation med lag i rest- og renteindkomsten giver bedre forudsigelser for 1980-erne.

Vægtprofilen og lag-længden for de laggede restindkomster er efterprøvet ved ikke-lineære estimationer, hvor det antages at vægtene summer til 1 og følger et første- eller andengradspolynomium eller er eksponentielt aftagende.

Som resultaterne i tabel 2 antyder giver sådanne estimationer på perioden 1955-80/81/82 ikke kenne resultater ved en lag-længde på 4, som er anvendt i definitionen af Y_{dwr1} i (1) man får således negative vægte til $Y_{dr1}(-4)$ og i nogle tilfælde også til $Y_{dr1}(-3)$. Heller ikke ved en lag-længde på 2 eller 3 fås pane resultater.

Hvis man derimod estimerer på perioden 1955-83/84 under antagelse af lineært eller eksponentielt aftagende vægte fås væsentlig kenne vægt-fordelinger. Estimationsresultater for estimationsperioden 1955-84 er gengivet i tabel 3. Resultaterne for estimationsperioden 1955-83 er stort set de

3. Resultaterne for estimationsperioderne 1955-82 og 1955-83 er ikke gengivet i tabellen, men de svarer meget nøje til resultaterne for hhv. 1955-81 og 1955-84.

TABEL 2. Estimationsresultater med Ydwr11 og (Ydwt1+Ydr1) som indkomstudtryk

Indkomstudtryk	Ydwr11 1955-80	Ydwr11 1955-81	Ydwr11 1955-84	Ydwt1+Ydr1 1955-80	Ydwt1+Ydr1 1955-81	Ydwt1+Ydr1 1955-84
Estimationsperiode						
Konstantled (k)	-.016 (.007)	-.018 (.006)	-.018 (.006)	-.024 (.007)	-.028 (.006)	-.029 (.007)
Kortsigtet forbrugskvote (b1)	.546 (.078)	.568 (.075)	.571 (.070)	.453 (.044)	.461 (.044)	.457 (.052)
Korrektionskoefficient (b2)	-.509 (.106)	-.524 (.105)	-.522 (.096)	-.497 (.074)	-.538 (.068)	-.522 (.076)
R ²	.80	.82	.83	.86	.88	.82
S	.012	.012	.011	.010	.010	.012
DW	2.20	2.05	2.06	2.49	2.26	1.64
Langsigtet forbrugskvote ved realvækst på 2% p.a. 4% p.a.	.95 .93	.95 .93	.95 .93	.93 .91	.93 .91	.93 .91
Enkeltperiode- forudsigelsesfejl 1)						
1981	-1.3	-1.0	-1.0	-1.5	-1.2	-1.1
1982	-.4	-.3	-.3	-1.7	-1.5	-1.4
1983	-.4	-.3	-.3	-3.1	-3.1	-2.8
1984	+7	+7	+7	-1.5	-1.5	-1.3

1) Fejl på procentvis år-til-år-stigning (faktisk-forecast).

samme. Ved antagelse om at vægtene følger et andengrads-
polynomium fås heller ikke konne resultater for estimations-
perioderne 1955-63/84.

Af tabel 3 ses at det ud fra estimationerne er vanskeligt
at begrunde en laglængde på 4, da dette for lineært aftagen-
de vægte betyder at W_4 bliver negativ og for eksponentielt
aftagende vægte betyder at W_4 bliver meget lille. De esti-
merede lagstrukturer for en lag-længde på 2 og 3 ser rime-
lige ud, og den estimerede lag-parameter (a) er klart sig-
nifikant. Det bemærkes at W_0 er klart større end det blev
antaget ovenfor ved konstruktionen af Y_{dwrl} og Y_{dwrl1} . Des-
uden bemærkes at den kortsigtede forbrugskvote (b_1) er noget
lavere end ved estimation med Y_{dwrl1} .

TABEL 3. Estimation af lagstruktur for Ydri for
estimationsperioden 1955-84

Vægt fordeling	Lineært aftagende 1)			Eksponentielt aftagende 2)			
	Laglængde	2	3	4	2	3	4
W0		.53	.46	.45	.57	.54	.54
W1		.33	.32	.33	.29	.27	.25
W2		.14	.18	.20	.14	.13	.12
W3			.04	.07		.06	.06
W4				-.05			.03
a		.527 (.129)	.457 (.097)	.454 (.089)	.499 (.242)	.494 (.172)	.467 (.151)
k		-.027	-.025	-.026	-.027	-.026	-.026
b1		.539	.548	.544	.530	.533	.533
b2		-.542	-.547	-.551	-.548	-.555	-.554
B2		.85	.85	.85	.85	.85	.85
S		.011	.011	.011	.011	.011	.011
OW		2.06	2.10	2.10	2.02	2.03	2.03

1) $W_i = a + c \cdot i$

$i = 0, 1, \dots, p$,
hvor p er laglængden

2) $W_i = (a \cdot i) \cdot (1 - a) / (1 - a \cdot (p + 1))$

Estimation uden lag i Sbb og Sbu

I opsplitningen af den samlede disponible indkomst i løn- og transfereringsindkomst på den ene side og rest- og renteindkomst på den anden side (jf. bilag 1) har det været nødvendigt at "konstruere" tal for Sbb+Sbu for perioden før 1970. Dette er gjort v.hj.a. formlen

$$Sbb+Sbu = Yrp1 \cdot (Sd - Sds) / (Yw - Sagn - Saso).$$

Umiddelbart synes det mere rimeligt at lægge Yrp1 til i nævneren i "skattekvoten" på højresiden. Som det fremgår af bilag 3 bevirket denne ændring da også at den konstruerede serie for Sbb+Sbu rammer den "rigtige" 1970-værdi bedre; men udviklingen i de konstruerede serier i 1970-erne og 1980-erne er i begge tilfælde for stærk i.f.t. den sande serie. Man kan frygte at der heller ikke er tale om gode approksimationer for perioden før 1970.

Desuden kan der argumenteres for at serien for Sbb+Sbu er "jævnet": Store udsving i rest- og renteindkomster fra år

til år modsvares ikke af tilsvarende udsving i skattebetalingen.

Disse argumenter har ført til forsøg på estimation af forbrugsfunktionen uden lag i S_{bb} og S_{bu} , idet $S_{bb}+S_{bu}$ ikke lægges til Y_{dwt} og ikke trækkes fra Y_{dr} (jf. bilag 1):

$$Y_{dwt2} = Y_{dwt1} - (S_{bb} + S_{bu}), \quad Y_{dr2} = Y_{dr1} + (S_{bb} + S_{bu}).$$

Herefter er Y_{dwr12} dannet ud fra Y_{dwt2} og Y_{dr2} ved at antage samme lagstruktur som ved konstruktionen af Y_{dwr1} og Y_{dwr11} . Estimationsresultaterne er vist i tabel 4, hvor også resultaterne af en Almon-estimation med Y_{dwt2} og Y_{dr2} som indkomstudtryk og med en laglængde på hhv. 2 og 3 samt lineært aftagende vægte (jf. søjlerne "Almon-2" og "Almon-3") er gengivet.

Det ses at resultaterne ved estimation med Y_{dwr12} er meget lig dem for Y_{dwr11} . Almon-estimationerne giver en lidt lavere kortsigtsforbrugskvote og en ringere "forudsigelse" for 1983, men til gengæld en lidt bedre for 1981; de estimerede vægte til Y_{dr2} svarer til dem der blev estimeret til Y_{dr1} (jf. tabel 3).

I bilag 4 er vist regressionsplot og resultaterne af en dynamisk enkeltligningssimulation med den estimerede forbrugsfunktion for Y_{dwr12} -estimationen (1955-81) og for "Almon-2" og "Almon-3" estimationerne med Y_{dwt2} og Y_{dr2} som indkomstudtryk (1955-84). Resultaterne er pæne, fx er fejlene på den procentvise år-til-år-stigning i forbruget beskedne.

Selv om estimationerne med de rigtige Y_{rp} -tal altså giver noget ringere resultater end med den forkerte Y_{rp} -serie, har de estimerede forbrugsfunktioner med lag i rest- og renteindkomster fortsat kønne egenskaber end ADAM's nuværende på en række punkter: Højere kortsigtsforbrugskvote, mindre forudsigelsesfejl for 1980-erne og en numerisk større tilpasningskoefficient.

Det er ikke i denne omgang forsøgt at reestimere bilkøbsfunktionen med de beskrevne indkomstudtryk.

TABEL 4. Resultater af estimation uden lag i Sbb og Sbu

Indkomstudtryk	Ydwr12	Ydwr12	Almon-2	Almon-3
Estimationsperiode	1955-81	1955-84	1955-84	1955-84
MO			.53	.47
M1			.33	.32
M2			.13	.18
M3				.03
a			.534 (.129)	.475 (.099)
k	-.016 (.006)	-.016 (.005)	-.026 (.007)	-.025 (.007)
b1	.563 (.075)	.566 (.070)	.533 (.069)	.541 (.066)
b2	-.529 (.105)	-.532 (.097)	-.552 (.089)	-.557 (.090)
R2	.81	.82	.84	.84
S	.012	.012	.011	.011
DW	1.96	1.95	2.01	2.03
LR-forbrugskv. ved vækst på 2% p.a.	.96	.95	.94	.94
4% p.a.	.94	.94	.92	.93
Enkeltperiode- forudsigelsesfejl 1)				
1981	-1.3	-1.2	-.7	-.7
1982	-.5	-.5	-.5	-.4
1983	-.4	-.4	-1.6	-1.3
1984	+1.6	+1.7	-.7	-.5

1) Fejl på procentvis år-til-år-stigning (faktisk-forecast)

BILAG 1. Sammenligning af Yd5 og Ydwt+Ydr

Ydwt og Ydr i TVR 9.7.1985 er defineret ved

$$\begin{aligned} Ydwt = & Yw - Typri - Saso + Tyn \\ & - (Sd - Sdr + Sagb) + Sds + Sbb + Sbu \end{aligned}$$

og

$$\begin{aligned} Ydr = & Yrp + Yrs + Yrh + Yfqi \\ & + Tipn - (Tinn - Tono(-1)) - Tii \\ & - Sds - Sbu - Sbb - .9 * (pipb * fIpvb + pipm * fIpm2) \end{aligned}$$

Summen af Ydwt og Ydr er derfor

$$\begin{aligned} Ydwt + Ydr = & Yw + Yrp + Yrs + Yrh + Yfqi \\ & + Tyn - Typri \\ & + Tipn - (Tinn - Tono(-1)) - Tii \\ & - (Sd - Sdr + Saso + Sagb) \\ & - .9 * (pipb * fIpvb + pipm * fIpm2) \end{aligned}$$

Yd5 er givet ved

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

Da $Yw + Yrp + Yrs + Yrh + Yfqi = Yf - Yrok$ (jf. NF 29.5.1985)

og $Tipp1 = Tipn - (Tinn - Tono(-1)) - Tii + Yfqi$

og $Yrof - Yrok = Yrqf$

ses at

$$(Ydwt + Ydr) - Yd5 = Yrqf - Yfqi.$$

Data i ADAMBK opfylder denne lighed fra og med 1966. Før 1966 er ligheden opfyldt hvis Yrp erstattes af Yrp1 (jf. bilag 2), og hvis $Yrqf = Yrof - Yrok$ beregnes v.h.j. af den rigtige serie for Yrof:

$$\begin{aligned} Yrof = & Yfqq - Ywqq + .15 * (Yfnig - Ywnig) \\ & + .09 * (Yfqq - Ywqq - Yfqi), \end{aligned}$$

som adskiller sig fra den serie der p.t. ligger i ADAMBK.

BILAG 4 a) Ydwrl2

PLOT

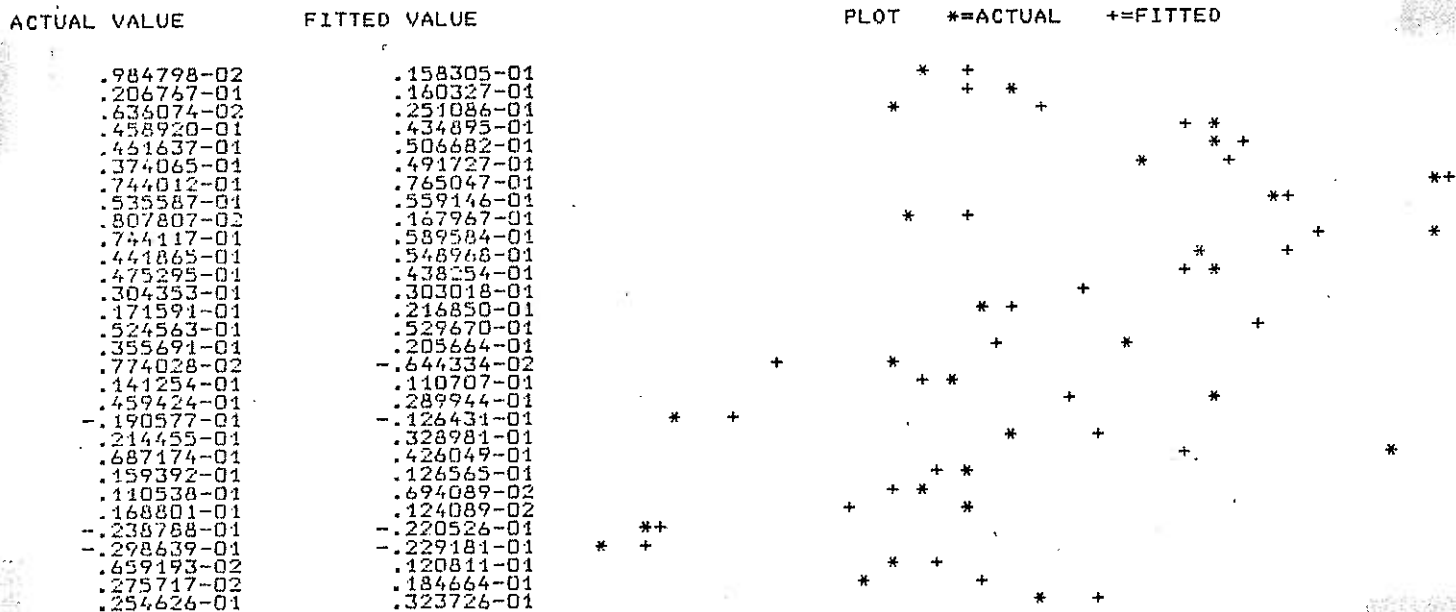
ACTUAL VALUE	FITTED VALUE	PLOT	*=ACTUAL	+ =FITTED
.984798-02	.179798-01	*	*	+
.206767-01	.205485-01			+
.436074-02	.304585-01	*	*	+
.458920-01	.491297-01			+
.461637-01	.537480-01			+
.374065-01	.499081-01			+
.744012-01	.756076-01			+
.535587-01	.533579-01			+
.807807-02	.164236-01	*	*	+
.744117-01	.585086-01			+
.441865-01	.534294-01			+
.475295-01	.406331-01			+
.304353-01	.300838-01			+
.171591-01	.228489-01			+
.524563-01	.530286-01			+
.355691-01	.184928-01			+
.774028-02	-.491191-02			+
.141254-01	.857635-02	+	+	
.459424-01	.206205-01	*	*	
-.190577-01	-.174392-01	+	+	
.214455-01	.382697-01	*	*	
.687174-01	.457592-01			
.159392-01	.141095-01	++	++	
.110538-01	.945184-02			
.168801-01	.544284-02	+	+	
-.238788-01	-.135893-01	*	*	
-.298639-01	-.172997-01	*	*	

DYNAMISK ENKELTLIGNINGSSIMULATION (1955-84)

	CP4	ECP4	U	DLFCP4	DLFCEP4	UD	C	EC	CC	ECC	
1955	19010.13	19366.98	-154.8452	.009848	-.053349	.063197	.944595	.954323	.937756	.945412	1955
1956	20427.02	20302.82	-75.88176	.020677	.016249	.034227	.954227	.957768	.934170	.937636	1956
1957	20973.30	21522.37	-349.0789	.006361	.028500	-.004428	.924703	.948912	.910500	.934337	1957
1958	21388.03	22278.09	-340.0674	.045892	.035466	.010424	.928829	.943260	.921751	.934072	1958
1959	23396.48	23746.51	-350.0334	.048164	.045576	.000567	.927742	.935532	.921751	.934072	1959
1960	25027.19	25520.01	-492.8225	.037404	.042056	.005298	.919529	.937636	.892061	.905407	1960
1961	27844.06	28135.05	-290.4873	.074401	.065298	.009104	.911474	.920999	.893821	.911421	1961
1962	31266.33	31413.38	-147.2561	.053559	.047861	.005698	.928159	.932531	.896388	.884638	1962
1963	33365.75	33719.95	-354.2012	.008078	.013939	.052925	.948072	.958137	.896388	.900610	1963
1964	37106.84	36703.59	403.2480	.074412	.044186	.059206	.921193	.931113	.894827	.940616	1964
1965	41117.82	41286.43	-168.6284	.047530	.038469	.015019	.941342	.931113	.894827	.885103	1965
1966	45906.80	45479.30	227.4976	.030435	.032710	.009061	.921193	.924970	.888517	.940616	1966
1967	50644.34	50528.27	136.2764	.017159	.022275	.002275	.944280	.924970	.888517	.892161	1967
1968	55445.06	55711.77	-265.7095	.017159	.024273	.002275	.944280	.939600	.911888	.907369	1968
1969	61257.33	61420.19	-162.8613	.052456	.017159	.007113	.947039	.944713	.911888	.918277	1969
1970	67835.85	66770.78	1065.073	.035369	.050691	.001765	.929845	.951234	.920754	.918277	1970
1971	73338.03	71848.45	1459.582	.007740	.014125	.018480	.929845	.932318	.922430	.926516	1971
1972	80745.57	79560.90	1204.668	.019209	.003454	.004286	.971030	.955784	.891626	.893997	1972
1973	93876.77	90883.46	2993.310	.028565	.019209	.005083	.987069	.967416	.945775	.946891	1973
1974	106325.5	104883.6	1441.943	.000307	.028565	.017377	.980844	.956363	.968911	.913360	1974
1975	119588.5	120837.3	-1248.794	.021445	.000307	.018751	.980027	.948778	.917032	.897937	1975
1976	140668.9	137754.4	2514.467	.068717	.045488	.024043	.983144	.969811	.961850	.948806	1976
1977	157879.7	156274.9	1624.771	.015939	.040266	.028451	.927509	.937194	.912592	.922122	1977
1978	174594.3	173467.1	1127.227	.011054	.023659	.007719	.956157	.939041	.927364	.910764	1978
1979	195877.3	193820.6	2817.883	.016880	.014920	.003866	.964802	.951338	.936882	.927241	1979
1980	211786.0	212820.0	-74.0098	.023379	.008867	.008013	.971229	.968573	.949772	.943640	1980
1981	230527.8	233823.3	-3295.543	.029864	.008867	.017950	.977595	.963532	.960870	.977636	1981
1982	257185.2	260138.7	-2953.506	.002757	.019129	.002776	.957963	.974968	.952408	.966023	1982
1983	276464.3	279103.1	-2638.812	.002757	.003814	.010735	.971824	.985717	.970192	.920767	1983
1984	302263.2	301680.6	582.5937	.023463	.000838	.011429	.961019	.968964	.990904	.899407	1984
					.014034		.962235	.960380	.900326	.898591	1984

BILAG 4 b) "Almon-2"

PLOT

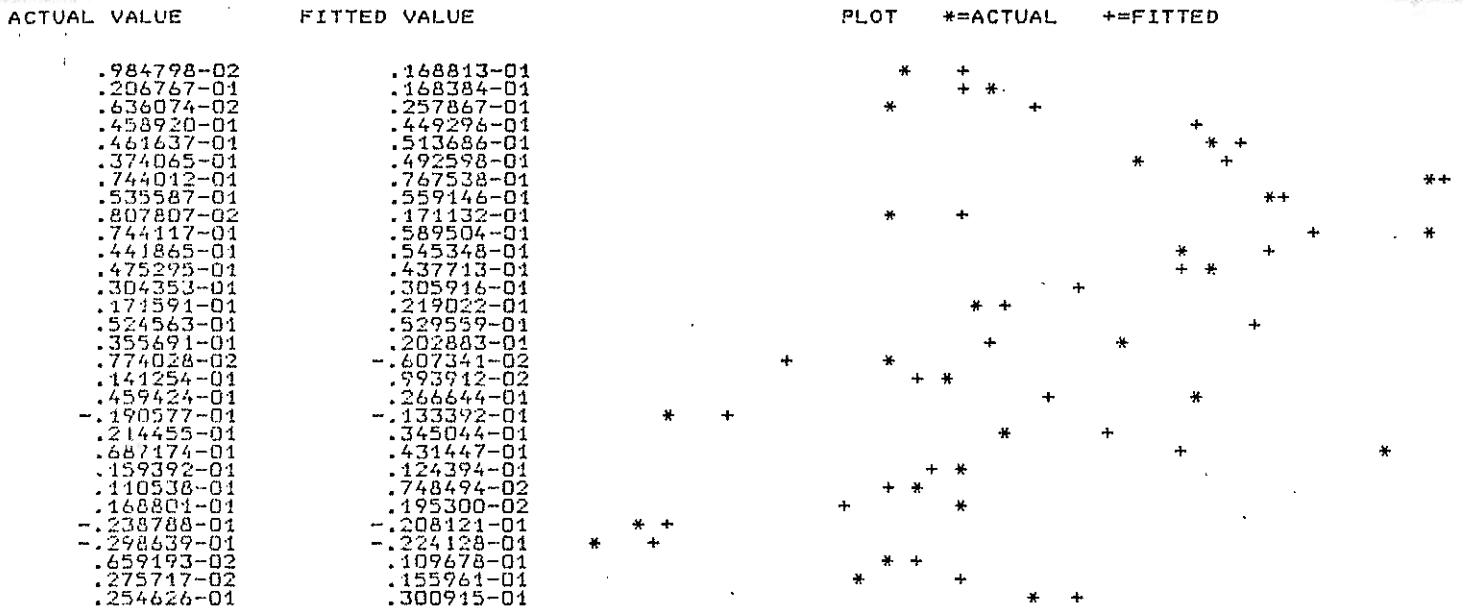


DYNAMISK ENKELTLIGNINGSSIMULATION (1955-84)

	CP4	ECP4	U	DLFCP4	DLFECF	UD	C	EC	CC	ECC	
1955	19219.13	19325.40	-115.2637	.009848	-.053349	.063197	.936989	.942611	.937756	.943382	1955
1956	20427.02	20386.91	40.10674	.020577	-.012729	.007947	.945662	.943805	.934170	.932336	1956
1957	20973.30	21351.40	-378.10730	.006361	.026193	-.019832	.916180	.932697	.910500	.926915	1957
1958	21888.03	22010.72	-122.8904	.045892	.033624	-.012268	.921863	.927039	.921751	.926926	1958
1959	23395.48	23561.10	-166.6216	.046164	.047576	-.001413	.909577	.915977	.892061	.896338	1959
1960	25027.19	25403.03	-375.8472	.037406	.045301	-.007894	.904615	.918200	.893821	.907244	1960
1961	27844.06	28049.57	-245.5076	.074401	.068274	-.006127	.891964	.899829	.875489	.883208	1961
1962	31326.33	31463.31	-197.1878	.053559	.051067	-.002492	.908426	.914156	.896388	.902041	1962
1963	33365.79	33752.81	-387.0625	.008078	.013325	-.005247	.933519	.944349	.930735	.941532	1963
1964	37106.84	36727.03	379.8101	.074412	.052590	-.021822	.920785	.911360	.894827	.885668	1964
1965	41117.82	41369.51	-251.6826	.044186	.060577	-.016391	.900646	.906159	.888517	.893956	1965
1966	45906.80	45862.21	44.58594	.047530	.040455	-.007074	.923358	.922461	.911888	.911003	1966
1967	50664.54	50635.71	28.83057	.030435	.030838	-.000403	.930201	.929671	.920754	.920230	1967
1968	55464.06	55703.44	-237.3718	.017159	.021999	-.004840	.932644	.936636	.922430	.926377	1968
1969	61257.33	61405.93	-148.6001	.052456	.050609	-.001848	.911001	.913211	.891626	.893789	1969
1970	67835.85	68898.25	-937.6045	.035569	.019228	.016341	.952681	.939513	.945775	.932702	1970
1971	73308.03	71826.46	1481.573	.007740	.001241	-.006499	.973130	.953463	.968911	.949329	1971
1972	80745.57	79786.26	979.2842	.014125	.022344	-.008218	.946988	.935506	.913360	.902286	1972
1973	93876.77	91796.25	2080.529	.045942	.035730	-.010213	.946201	.925231	.917032	.896708	1973
1974	106325.5	105941.0	384.5090	-.019058	-.000269	-.018789	.953716	.955249	.961850	.958372	1974
1975	119588.5	120769.8	-1181.297	.021445	.034898	-.013452	.916163	.925213	.915992	.921607	1975
1976	140908.9	137432.1	3018.830	.068717	.037177	-.031540	.944714	.924625	.927364	.907447	1976
1977	157899.7	155859.3	2040.400	.015939	.024644	-.008704	.946894	.934658	.936882	.924775	1977
1978	174594.3	172867.7	1726.578	.011054	.014122	-.003068	.952358	.942940	.949772	.940380	1978
1979	195877.3	191981.3	3896.012	.016880	.006728	-.010152	.968022	.948768	.960870	.941759	1979
1980	211756.0	210272.6	1513.446	-.023879	-.010950	-.012919	.970303	.963370	.977636	.970650	1980
1981	230527.8	233790.1	-862.3281	-.029864	-.018959	-.010903	.965979	.969613	.952408	.955971	1981
1982	257185.2	259033.5	-1848.273	.006592	.010019	-.003427	.938348	.945092	.910315	.916857	1982
1983	276464.3	281743.6	-5279.254	.002757	.014512	-.011753	.924588	.942243	.890904	.907916	1983
1984	302263.2	306948.3	-4685.074	.025463	.021928	.003533	.921954	.936244	.900326	.914281	1984

BILAG 4 c) "Almon-3"

PLOT



DYNAMISK ENKELTLIGNINGSSIMULATION (1955-84)

	CP4	ECP4	U	DLFCP4	DLFECP4	UD	C	EC	CC	ECC	
1955	19210.13	19345.71	-135.5820	.009848	-.053349	.063197	.937695	.944313	.937756	.944374	1955
1956	20427.02	20412.25	14.77002	.020677	.012920	.007756	.947089	.946405	.934170	.933494	1956
1957	20973.30	21377.85	-404.5496	.006361	-.026189	-.019828	.918056	.935764	.910500	.928063	1957
1958	21888.03	22052.80	-164.7734	.045892	.034287	.011605	.922725	.929671	.921751	.928690	1958
1959	23196.48	23596.82	-200.3442	.046164	.047190	-.001027	.911928	.919737	.892061	.899700	1959
1960	25027.19	25421.43	-394.2417	.037406	.044510	-.007103	.907615	.922115	.893821	.907901	1960
1961	27844.06	28103.53	-259.4675	.074401	.068047	.006354	.895496	.903841	.875489	.883647	1961
1962	31256.33	31469.09	-202.7617	.053559	.050747	.002811	.911806	.917719	.896388	.902201	1962
1963	33385.75	33765.11	-399.3608	.008078	.013512	-.005434	.935517	.946714	.930735	.941876	1963
1964	37106.84	36730.58	376.2593	.074412	.052322	.022090	.924640	.945264	.894827	.885754	1964
1965	41117.82	41358.38	-240.5581	.044186	.060212	-.016025	.904765	.910050	.888517	.893716	1965
1966	45906.80	45852.90	53.90137	.047530	.040521	.007008	.926608	.925521	.911888	.910818	1966
1967	50664.94	50646.07	18.47119	.030435	.031246	-.000810	.932707	.932367	.920754	.920418	1967
1968	55456.06	55720.75	-264.6895	.017159	.022105	-.004946	.935121	.939415	.922430	.926685	1968
1969	61257.33	61412.41	-155.0859	.052456	.050403	.002053	.914644	.916959	.891626	.893883	1969
1970	67835.85	66881.98	953.8721	.035549	.018879	.016690	.955852	.942441	.945775	.932476	1970
1971	73308.03	71850.19	1457.843	.007740	.001815	.005926	.974792	.955407	.968911	.949643	1971
1972	80765.57	79715.68	1049.884	.014125	.021128	-.007003	.951902	.939328	.913360	.901487	1972
1973	93876.77	91552.16	2324.615	.045942	.033953	.011990	.953435	.929826	.917032	.894324	1973
1974	106325.5	105754.1	571.4102	-.019058	.000628	-.019686	.961911	.956742	.961850	.956681	1974
1975	119588.5	120871.5	-1283.024	.021445	.037506	-.016060	.916708	.926543	.912592	.922383	1975
1976	140488.9	137571.0	2897.918	.068717	.037200	.031518	.947187	.927666	.927364	.908232	1976
1977	157899.7	155901.7	1997.977	.015939	.024051	-.008112	.950027	.938005	.936862	.925027	1977
1978	176294.3	172793.6	3600.643	.011054	.014578	-.003524	.954006	.945260	.949772	.941065	1978
1979	195577.0	192489.3	3067.934	.016880	.007083	.009797	.969319	.951069	.960870	.942779	1979
1980	214786.0	210655.4	4130.654	-.023879	-.010224	-.013654	.970126	.964947	.977636	.972417	1980
1981	230527.8	231701.8	-1173.986	-.029864	-.019431	-.010433	.967170	.972095	.952406	.957258	1981
1982	257185.2	258894.9	-1709.631	.006592	.008138	-.001544	.943179	.949448	.910315	.916366	1982
1983	276464.3	280859.7	-4395.340	.002757	.011905	-.009148	.932249	.947070	.890904	.905068	1983
1984	302263.2	305794.6	-3531.371	.025463	.021305	.004158	.928775	.939626	.900326	.910845	1984

BOLIGPRISRELATION OG BOLIGINVESTERINGSRELATION I

I dette papir redegøres for resultaterne af de hidtidige forsøg på estimation af en boligmodel, der består af to estimerede ligninger. I den ene ligning, som er udledt på grundlag af beholdningsefterspørgslen efter og -udbudet af boliger, bestemmes boligprisen. I den anden ligning bestemmes boliginvesteringerne, der bl.a. afhænger af forholdet mellem boligprisen og byggeomkostningerne (dvs. profitmarginen for boligbyggeri).

I Danmark har Blomgren-Hansen og Knøsgaard (1977 og 1978), Entreprenørforeningen (1981) og SBN/DØRS (1983) tidligere estimeret boligmodeller af denne type.

Boligprisrelationen

Det antages at boligefterspørgselsrelationen er log-lineær:

$$(1) \quad LKhd = a_0 + a_1 * Lphkpf + a_2 * LFYd1lag1hx \\ + a_3 * Likons + a_4 * LRphpe + a_5 * t$$

hvor

L angiver den naturlige logaritme,

Khd er den samlede efterspørgsel efter boliger i faste priser,

phkpf er forholdet mellem kontantprisen på en-familiehuse (phk) og forbrugerprisindekset (pf),

fYd1lag1hx = (fYd1 + fYd1(-1) + fYd1(-2))/3, hvor fYd1 er den disponible indkomst deflateret med pf(Yd5/pf),

\underline{ikons} er obligationsrenten efter skat
($=iko*(1-Sd/Yf)$);

\underline{Rphpe} er den forventede relative stigningstakt
for prioriterede priser på en-familiehuse (php),

\underline{t} er en variabel som angiver tiden og som antager
værdien 1 i 1948, 2 i 1949 osv.

phkpf fungerer som en proxy for den relative boligpris. En svaghed ved at anvende denne variabel er, at en-familiehuse kun udgør en del af den samlede boligmasse. Som indkomstudtryk er anvendt et gennemsnit af flere års disponible realindkomster, da boligefterspørgsel må antages at være baseret på en relativt langsigtet indkomstforventning. I beregningen af renten efter skat er anvendt et udtryk for den gennemsnitlige direkte skattekvote i mangel af et brugbart udtryk for den marginale direkte skattekvote.

At det er de prioriterede huspriser (i modsætning til kontantpriserne) der bør anvendes i prisforventningsudtrykket, kan der argumenteres for på følgende måde (jf. Møller (1983), s. 251): 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.

Inddragelsen af variabelen t , som indebærer en antagelse om, at der har været en eksogen vækstrate i boligefterspørgslen i estimationsperioden (1962-1981/1983), kan forekomme noget kedelig, men viser sig at være afgørende for, at der kan estimeres elasticiteter af rimelig størrelse (jf. nedenfor). En eksogen trend i boligefterspørgslen kan dog muligvis begrundes med, at efterkrigsårenes boligkø ikke blev afviklet i 1950-erne, hvor boligbyggeriet (frem til 1958) blev finansieret ved statslån og bl.a. derigennem var under stærk statslig kontrol som et vigtigt middel i den økonomiske politik.

Bolignudbudet er givet ved boligbeholdningen, Kh_2 . Der gælder, at

$$(2) \quad Kh_2 = Kh_2(-1) + fIhn(-1),$$

hvor

Kh_2 er boligstocken primo perioden og
 $fIhn$ er nettoinvesteringerne i boliger.

(2) kan også skrives

$$Kh_2 = Kh_2(-1) * (1-r) + fIh(-1)$$

hvor

r er afskrivningsraten og
 fIh er bruttoinvesteringerne i boliger.

Den boligpris, $phk(1)$, der skaber ligevægt mellem beholdningsefterspørgslen efter boliger og den eksisterende boligbeholdning, kan udledes ved at indsætte LKh_2 i (1):

$$(3) \quad Lphk(1) = b_0 + Lpf + b_1 * LKh_2 \\ + b_2 * LFYd1lag1hx + b_3 * Likons \\ + b_4 * LRphpe + b_5 * t$$

hvor $b_1 = 1/a_1$; $b_i = -a_i/a_1$, $i=0,2,3,4,5$
dvs.

$$(3a) \quad a_1 = 1/b_1; \quad a_i = -b_i/b_1, \quad i=0,2,3,4,5$$

Hvis det antages at den faktisk observerede pris, phk , er lig med ligevægtsprisen, $phk(1)$, er det en ligning af typen (3) (med Lpf trukket fra på begge sider) der skal estimeres.

Hvis det derimod antages at den faktiske boligpris tilpasser sig tragt til ligevægtsprisen, fx således at 1)

$$(4) \quad DLphk = Lphk - Lphk(-1) = k * (Lphk(1) - Lphk(-1))$$

fås af (3) og (4) ligningen

$$(5) \quad DLphk \equiv c_0 + c_1 * Lkh_2 + c_2 * LFYd1lag1hx \\ + c_3 * Likons + c_4 * Lrphpe + c_5 * t \\ + c_6 * (Lphk(-1) - Lpf)$$

1. Dette svarer til antagelsen i Hickman og Coen (1976, s. 49).

hvor $c_i = k \cdot b_i$, $i=0,1,\dots,5$; $c_6 = -k$
dvs.

$$(5a) \quad a_1 = -c_6/c_1; \quad a_i = -c_i/c_1, \quad i=0,2,3,4,5$$

Estimation af boligrelationen (3)

Den grundlæggende estimationsperiode, der har været anvendt, er 1962-1981. Men da en prisrelation gerne skal kunne forklare de seneste års store udsving i boligprisen, er de forskellige relationer også blevet estimeret for perioden 1962-1982/83/84. Ved vurderingen af de forskellige relationer har der været lagt vægt på, at de ikke bryder sammen når estimationsperioden udvides til også at omfatte de seneste år.

Det giver generelt bedst resultater at opdele tidstrenden i to dele, således at der kan estimeres to forskellige eksogene vækstrater for boligprisen før og efter 1977. Følgende to dummy-variabler er derfor konstrueret:

$$DUMT76 = \begin{cases} t, & 1948-76 \\ 0, & 1977-84 \end{cases} \quad DT77 = \begin{cases} 0, & 1948-76 \\ t, & 1977-84 \end{cases}$$

Den ligning af typen (3) der gav det kønneste estimationsresultat var følgende (tallene i parentes under estimaterne er t-værdier):

$$(6) \quad Lphkpf = -13.77 - 1.18 \cdot LKh2 + 2.06 \cdot LFYd1lag1hx \\ (2.62) \quad (1.71) \quad (2.25) \\ - .750 \cdot Likonslaghq + .209 \cdot LRphp1laghq \\ (4.08) \quad (4.95) \\ + .0852 \cdot DUMT76 + .0822 \cdot DT77 \\ (2.29) \quad (2.34)$$

$$1962-81, \quad R^2 = .944, \quad SE = .0346, \quad DW = 1.88$$

Renten er her lagget en halv periode:

$$Likonslaghq = \ln((ikons + ikons(-1))/2)$$

Prisstigningsforventningerne for prioriterede en-familiehuse er repræsenteret ved variabelen

$$LRphp1laghq = \ln((Rphp11 + Rphp11(-1))/2),$$

hvor $R_{php11} = R_{php} + 0.11$ er den relative ændring i indekset for prioriterede priser tillagt 11 pct.

Udvides estimationsperioden til 1982 ændres estimaterne en del:

$$\begin{aligned}
 (6') \quad L_{phkpf} = & -18.50 - 1.59 * L_{Kh2} + 2.87 * L_{FYd1lag1hx} \\
 & (3.54) \quad (2.18) \quad (3.14) \\
 & - .669 * L_{ikonslagq} + .137 * L_{Rphp11lagq} \\
 & (3.36) \quad (5.39) \\
 & + .0909 * DUMT76 + .0868 * DT77 \\
 & (2.21) \quad (2.23) \\
 1962-82, \quad R^2 = .938, \quad SE = .0383, \quad DW = 1.73
 \end{aligned}$$

Udvides estimationsperioden til 1983 bryder relationen sammen: Man får insignifikante estimater for koefficienterne til boligstock, indkomst og rente, og boligstock-koefficienten har endog galt fortegn. Det er ikke lykkedes at estimere nogen køn relation af formen (3) for 1962-83 eller 1962-84.

For at fortolke estimationsresultaterne er det hensigtsmæssigt at omformulere (6) til en boligefterspørgselsligning (sammenhængen mellem koefficienterne i pris- og boligefterspørgselsligningerne fremgår af (3a)):

$$\begin{aligned}
 (7) \quad L_{Kh2} = & -11.7 - .847 * L_{phkpf} + 1.75 * L_{FYd1lag1hx} \\
 & (-11.6) \quad (-.629) \quad (1.80) \\
 & - .636 * L_{ikonslagq} + .177 * L_{Rphp11lagq} \\
 & (-.421) \quad (.086) \\
 & + .0722 * DUMT76 + .0697 * DT77 \\
 & (.0572) \quad (.0546)
 \end{aligned}$$

Tallene i parentes angiver de efterspørgselselasticiteter, der kan udledes ud fra estimaterne i (6'), dvs. for estimationsperioden 1962-82.

For begge estimationsperioder er estimatet for boligefterspørgslens indkomstelasticitet noget højt. Elasticiteterne m.h.t. relativ boligpris og rente har en rimelig størrelse, mens elasticiteten m.h.t. prisforventningerne er noget lav, især for estimationsperioden 1962-82. De eksogene vækstrater for boligefterspørgslen er betydelige.

Hvis prisforventningerne formuleres på grundlag af konstantpriser i stedet for prioriterede priser, bliver boligefterspørgslens indkomstelasticitet større, mens renteelasti-

citeten numerisk bliver væsentlig mindre.

Estimation af boligprisrelationen (5)

Den ligning af typen (5) der gav det pæneste estimationsresultat for perioden 1962-81 er følgende:

$$\begin{aligned} (8) \quad DLphk = & -17.99 - 1.33 * LKh2lagh + 2.69 * LfYd1lag1hx \\ & (4.76) \quad (1.94) \quad (3.35) \\ & - .420 * Likons + .196 * LRphp11lag1q \\ & (3.87) \quad (4.48) \\ & - .570 * Lphklagpf + .0606 * DUMT76 \\ & (3.24) \quad (1.61) \\ & + .0569 * DT77 \\ & (1.60) \\ 1962-81, \quad R^2 = .870, \quad SE = .028, \quad DW = 1.35 \end{aligned}$$

LKh2lagh er logaritmen til Kh2 lagget en halv periode, dvs. $\ln((Kh2 + Kh2(-1))/2)$.

Der er her ikke noget lag for renten, mens der er et lidt større lag i prisforventningerne end i ligning (6), idet $LRphp11lag1q = \ln(Rphp11 + Rphp11(-1) + Rphp11(-2))/3$.

Lphklagpf er lig $Lphk(-1) - Lpf$.

For perioden 1962-83 er estimationsresultatet for denne ligning:

$$\begin{aligned} (8') \quad DLphk = & -16.57 - .915 * LKh2lagh + 2.21 * LfYd1lag1hx \\ & (4.62) \quad (1.91) \quad (3.85) \\ & - .300 * Likons + .157 * LRphp11lag1q \\ & (3.55) \quad (3.64) \\ & - .611 * Lphklagpf + .0358 * DUMT76 \\ & (3.32) \quad (1.40) \\ & + .0332 * DT77 \\ & (1.39) \\ 1962-83, \quad R^2 = .858, \quad SE = .0315, \quad DW = 1.70 \end{aligned}$$

Som det gjalt for relationen af typen (3) ændres estimationsresultatet temmelig meget når estimationsperioden udvides. Her er det dog muligt at estimere frem til 1983 uden at relationen bryder sammen.

Estimationsresultaterne i (8) og (8') tyder på en for-

holdsvis langsom pris-tilpasning på boligmarkedet, idet tilpasningsparameteren (k) er estimeret til ca. .6. Det skal dog nævnes at hvis der introduceres længere lags, kan estimatet for tilpasningsparameteren komme op i størrelsesordenen .90-.98.

Med henblik på at fortolke de øvrige estimater omformuleres igen til en efterspørgselsligning for boliger, idet (5a) benyttes (koefficienterne i parentes er beregnet på grundlag af estimationen for 1962-83):

$$\begin{aligned}
 (9) \quad LKh2 = & -13.5 - .429 * Lphkpf + 2.02 * LfYd1lag1hx \\
 & (-18.1) (-.668) \quad (2.42) \\
 & - .316 * Likons + .147 * LRphp11lag1q \\
 & (-.328) \quad (.161) \\
 & + .0456 * DUMT76 + .0428 * DT77 \\
 & (.0498) \quad (.0468)
 \end{aligned}$$

Det ses at estimatet for boligefterspørgslens relativ-priselasticitet (numerisk) og indkomstelasticitet er væsentlig større, når estimationsperioden er 1962-83, end når den er 1962-81. De øvrige koefficientestimater er meget ens for de to perioder.

Den væsentligste forskel mellem resultaterne fra uligevægtsestimationen i (9) og resultaterne fra ligevægtsestimationen i (7) er, at indkomstelasticiteten er størst i (9), mens renteelasticiteten er numerisk størst i (7). Elasticitet-estimaterne i (7) synes mest rimelige.

Det ses i øvrigt at estimaterne for de eksogene vækstrater er lidt mindre i (9) end i (7).

Estimation i relative ændringer

Estimationsresultaterne er relativt følsomme over for ændringer i estimationsperiode og lag-struktur. Dette skyldes til dels en høj grad af MUKO, som bl.a. viser sig ved at de multiple korrelationskoefficienter mellem højre-sidevariablerne i (6)/(6') og (8)/(8') er meget store - i nogle tilfælde i størrelsesordenen .998-.999, hvilket er væsentlig større end estimationernes R²-værdier.

Det er derfor forsøgt at estimere en relation af typen (3) i relative ændringer. Den pæneste specifikation viste

sig at være følgende (tal i parentes er som før t-værdier):

$$(10) \quad Rphkpf = -3.03 * RKh2 + 2.27 * RfYd1lag1hx \\ (2.35) \quad (3.89) \\ - .376 * Rikons + .0758 * RRphplag1hx \\ (4.41) \quad (3.73) \\ + .218 * DUMTID74 + .114 * DTID75 \\ (1.98) \quad (1.96)$$

1962-81, $R^2 = .821$, $SE = .0354$, $DW = 2.28$

hvor

$\frac{R}{Rphkpf} = phkpf / phkpf(-1) - 1$, relative ændringer (fx:

$\frac{RfYd1lag1hx}{RfYd1} = (RfYd1 + RfYd1(-1) + RfYd1(-2)) / 3$,

$\frac{RRphplag1hx}{RRphp} = (RRphp + RRphp(-1) + RRphp(-2)) / 3$ er et mål for den relative ændring i forventningerne til vækstraten for de prioriterede boligpriser,

$DUMTID74$ og $DTID75$ er dummy-variabler defineret ved

$$DUMTID74 = \begin{cases} 1, & 1948-74 \\ 0, & 1975-84 \end{cases} \quad DTID75 = \begin{cases} 0, & 1948-74 \\ 1, & 1975-84 \end{cases}$$

Indkomst- og prisforventningsudtrykkene er altså defineret som gennemsnit til relative ændringer. Det ville nok være teoretisk mere tilfredsstillende at definere dem som relative ændringer til et gennemsnit, men den angivne specifikation er valgt fordi den er langt mere stabil over for en udvidelse af estimationsperioden til 1983 og 1984.

For estimationsperioden 1962-83 fås følgende resultat:

$$(10') \quad Rphkpf = -2.85 * RKh2 + 2.31 * RfYd1lag1hx \\ (2.82) \quad (5.14) \\ - .407 * Rikons + .0778 * RRphplag1hx \\ (6.10) \quad (4.33) \\ + .202 * DUMTID74 + .105 * DTID75 \\ (2.27) \quad (2.23)$$

1962-83, $R^2 = .856$, $SE = .0342$, $DW = 2.21$

Når der estimeres i relative ændringer viser det sig at være mest hensigtsmæssigt at opdele den eksogene trend ved 1974/75. Som det ses er de estimerede eksogene vækstrater for den relative boligpris betydeligt større og mere forskellige for de to del-perioder, end tilfældet var ved

estimation af en logaritmisk prisligning.

Med henblik på fortolkning af estimaterne som efterspørgselselasticiteter hhv. vækstrater for boligefterspørgslen kan (10) omformuleres (tallene i parentes angiver koefficienter baseret på estimationsresultatet for 1962-83):

$$\begin{aligned} (11) \quad RKh2 = & -.330 * Rphkpf + .749 * RfYd1lag1hx \\ & (-.351) \quad (.811) \\ & -.124 * Rikons + .0250 * RRphplag1hx \\ & (-.143) \quad (.0273) \\ & +.0719 * DUMTID74 + .0376 * DTID75 \\ & (.0709) \quad (.0368) \end{aligned}$$

Det ses at de fire efterspørgselselasticiteter alle (numerisk) er væsentlig mindre end de, der blev estimeret ved de logaritmisk specificerede prisligninger, og de er også a priori for små. Den eksogene vækstrate for boligefterspørgslen er af samme størrelsesorden for første del af estimationsperioden, men noget mindre for sidste del, hvis der sammenlignes med (7).

Andre estimationsforsøg for prisrelationen

Som nævnt tidligere er det noget ubehageligt at estimationerne indeholder en trend for boligprisen og dermed for boligefterspørgslen. Utallige estimationer uden trend har været forsøgt, men uden positivt resultat. Koefficientestimatet til boligstocken bliver typisk insignifikant eller får forkert fortegn. Da det også for estimationerne uden trend gælder, at der er en høj grad af MUKO, har det været forsøgt at binde koefficienten til boligstocken eller indkomsten a priori, men uden heldigt udfald. Den meget kraftige vækst, der har været i huspriserne og boligstocken i estimationsperioden, kan ikke forklares af udviklingen i den disponible realindkomst, der har været af en langt mindre størrelsesorden, uden at indkomstelasticiteten bliver urealistisk stor (i størrelsesordenen 4-5).

Det har også været forsøgt at inddrage demografiske variabler (befolkningsudviklingen og udviklingen i antallet af husstande - jf. variabelen HUST i BD-papiret NLJ 18.09.1981). Men de har ikke kunnet erstatte den eksogene trend-variabel.

En mulighed der ikke har været forsøgt er, at erstatte kontantprisindekset for en-familiehuse, phk, med et prisindeks der i højere grad afspejler prisudviklingen for den samlede boligmasse, dvs. et indeks der er konstrueret som et vejet gennemsnit af prisindeks for en- og fler-familiehuse. Man kunne evt. også søge at trække grundprisstigninger ud af indekset. Estimationsresultaterne kan nok forbedres noget ved at forsøge at anvende flere alternative lagstrukturer.

Det har været forsøgt at anvende en alternativ boligstock-serie og at inddrage forskellige variabler, der afspejler kreditrationeringstiltag mod boligbyggeri.

Boliginvesteringsrelationen

Boliginvesteringerne i faste priser antages at afhænge af boliginvesteringerne i den foregående periode, forholdet mellem boligpris og byggeomkostninger og antallet af offentligt støttede boliger under opførelse.

Følgende specifikation viste sig at være bedst for perioden 1962-81 (tallene i parentes er t-værdier):

$$(12) \quad LfIh = .676 + .640 * LfIhlag + 1.39 * Lsrpro \\ \quad \quad \quad (.694) \quad (7.63) \quad \quad \quad (4.69) \\ \quad \quad \quad + .305 * Lsb + .269 * DU76 \\ \quad \quad \quad (5.18) \quad \quad (2.95)$$

1962-81, $R^2 = .903$, $SE = .0865$, $DW = 2.44$

hvor

L som ovenfor angiver den naturlige logaritme,

fIh er de samlede bruttoinvesteringer i boliger,

fIhlag er lig $fIh(-1)$,

srpro = phk/pih er forholdet mellem kontantprisen på en-familiehuse og byggeomkostningerne (målt ved deflatoren for fIh),

sb er antallet af offentligt støttede boliger under opførelse (se bilag 1),

DU76 (=1 i 1976, ellers 0) er en dummy der skal fange effekten på boligbyggeriet af den midlertidige moms-nedsættelse i 1975-76.

Variablen $Lsrpro$ er et udtryk for profitten på kort sigt ved boligbyggeri. Det ville være ønskeligt at medtage et udtryk for kapaciteten i bolig-byggesektoren eller for profitten på

langt sigt. Det er dog (endnu) ikke lykkedes at indbygge en sådan variabel i relationen. Det skal bemærkes, at uanset om bygherren er et byggefirma eller den kommende boligejer, er forholdet mellem prisen på eksisterende boliger og byggeomkostningerne af betydning for igangsætning af boligbyggeri.

Begrundelsen for at medtage LFIhlag på højresiden er at boligbyggeri tager tid, således at investeringer der sættes i gang et år typisk fuldføres i de følgende år. Men den estimerede elasticitet til FIhlag synes rigeligt stor.

Hensigten med variabelen sb er at den skal afspejle den direkte offentlige støtte til nybyggeri. Den estimerede elasticitet til sb betyder, at hvis antallet af offentligt støttede boliger under opførelse stiger med 10 pct., vokser de samlede boliginvesteringer med ca. 3 pct., hvilket virker rimeligt da mellem en og to trediedele af boligerne under opførelse i estimationsperioden har været offentligt støttet under en eller anden form.

Estimatet til DU76 betyder at den midlertidige momsnedsettelse i 1975-76 bevirkede at boligbyggeriet i 1976 var ca 1.3 mill. 1980-kr. eller ca. 13 pct. større end det ellers ville have været.

Det har været forsøgt også at inddrage dummy-variabler, der afspejler virkningen af den gradvise ophævelse af ordningen om refusion af moms på byggematerialer i 1972 og 1973 (jf. specifikationen i NLJ (1981)), men uden at det forbedrede estimationsresultat.

Udvides estimationsperioden til 1983 ændres estimaterne en del:

$$(12') \quad LFIh = 1.92 + .589 * LFIhlag + .883 * Lsrpro \\ (1.68) (5.72) \quad (3.16) \\ + .230 * Lsb + .240 * DU76 \\ (3.42) \quad (2.10)$$

$$1962-83, \quad R^2 = .865, \quad SE = .109, \quad DW = 1.65$$

Det ses at alle fire koefficient-estimerer er mindre end i (12). Den mindre elasticitet til FIhlag synes mere realistisk. Det bemærkes at navnlig boliginvesteringernes profit-elasticitet er væsentlig mindre for estimationsperioden 1962-83 end for 1962-81.

Hvis estimationsperioden udvides til 1962-84 ændres estimationsresultatet ikke væsentligt i.f.t. (12').

Samspillet mellem pris- og investeringsrelation

Boliginvesteringernes følsomhed overfor ændringer i indkomst, rente m.v. kan nu analyseres med udgangspunkt i en estimeret pris- og investeringsrelation.

Modellen fungerer som følger. Hvis fx indkomsten stiger eller renten falder i periode 1, vil boligefterspørgslen og dermed boligprisen, phk, stige, hvorved også boliginvesteringerne vokser i periode 1. Hvis der er lags i indkomst- hhv. renteudtrykket, og hvis indkomst- hhv. renteændringen er permanent, vil en tilsvarende effekt gøre sig gældende i periode 2 (og evt. følgende perioder afhængig af lag-længden). Men derudover vil de større periode 1 - investeringer betyde at boligstocken ved starten af periode 2 er større, hvilket virker dæmpende på phk og dermed på periode 2's boliginvesteringer. Der er her tale om en stabiliserende beholdningstilpasningsmekanisme.

Der er imidlertid også en destabiliserende mekanisme i modellen: stigningen i phk i periode 1 medfører forventninger om fortsatte boligprisstigninger²⁾, hvilket øger boligefterspørgslen og dermed boligprisen yderligere.

En kvantitativ analyse af dette samspil mellem boligpris- og boliginvesteringsrelationerne vil blive foretaget i et kommende papir.

2. Den prioriterede boligpris, php , er bestemt af kontantprisen, phk , og en kontantprisfaktor, kf :
 $php = phk/kf$.

BILAGSOVERSIGT

1. Variabeldokumentation
2. Data
3. Plots af observerede og beregnede værdier, samt varians-covarians-matricer (ordningen af disse matricer svarer til den rækkefølge, hvori de respektive variabler indgår i den pågældende ligning).
4. Litteraturliste

BILAG 1. Variabeldokumentation

- phk Kontantprisindekset for en-familiehuse er baseret på Statsskattedirektoratets publikation "Ejendomssalg, 1. halvår 1984", s. 95, tabel XIIe. Statsskattedirektoratets kontantprisindeks går imidlertid kun tilbage til 1965. For årene før 1965 bygger phk-indekset derfor på kontantprisindekset i Blomgren-Hansen og Knøsgaard (1978), s.277.
- php Indekset for prioriterede priser på en-familiehuse er baseret på den nævnte publikation "Ejendomssalg".
- pf Forbrugerprisindekset for varer og tjenester excl. husleje.
- Kh2 Serien for boligmassen primo året i 1980-priser er baseret på det samme ikke-offentliggjorte 1966-tal fra Nationalregnskabsafdelingen, som anvendes i NLJ (1981). Beholdningen af boliger primo 1966 var i følge denne opgørelse 51742 mill. kr. i 1966-priser. I 1980-priser svarer det til:
51742*pih(1980)/pih(1966) mill kr.
= 51742/.279346 mill. kr.
= 185225 mill. kr.
- Boligmassen i de øvrige år er beregnet ud fra dette tal og serien for netto-boliginvesteringerne, fihn, i ADAMBK, idet
- $$\text{Kh2}(+1) = \text{Kh2} + \text{fihn}.$$
- sb 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 SE. Tallene for 1980-84 er derfor baseret på en særlig båndudskrift baseret på BBR-registret, som den offentliggjorte statistik også bygger på (tallene for 1984 er foreløbige). sb-tallene 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.

BILAG 2.

DATA

	DLPHK	FYD1	IKONS	KH2	LFYD1L AG1HX
1958	.117409	108537.6	.049935	91860.41	11.57414
1959	.047744	116524.0	.050864	98764.51	11.61138
1960	.091757	122575.2	.053994	107974.9	11.66030
1961	.169653	134486.5	.059425	117545.3	11.73229
1962	.101617	136150.8	.059025	129043.2	11.78349
1963	.083143	132343.4	.056913	141562.2	11.80803
1964	.052206	148365.0	.062642	153286.3	11.84189
1965	0	154766.8	.075777	168767.9	11.88558
1966	.182322	157865.8	.075380	185225.0	11.94254
1967	.064539	160809.1	.076956	202268.5	11.96917
1968	.053245	162211.9	.070225	221182.6	11.98477
1969	.029199	178745.1	.077389	239654.4	12.02728
1970	.062738	178130.6	.085256	262805.2	12.05736
1971	.126752	175340.4	.079834	285002.2	12.08243
1972	.159240	191861.9	.079620	306617.1	12.10705
1973	.148142	199931.7	.090301	336038.1	12.14991
1974	.047118	185685.5	.110206	366302.3	12.16799
1975	.161891	202459.6	.093450	387749.7	12.18600
1976	.091745	216468.2	.110466	405275.2	12.21373
1977	.124972	218080.0	.117496	427028.0	12.26592
1978	.148815	214855.9	.122879	446119.4	12.28520
1979	.094187	217082.2	.122996	465035.0	12.28614
1980	.013575	208843.3	.133043	483786.2	12.26714
1981	.046628	207311.4	.134249	498361.4	12.25524
1982	.024156	219855.1	.144177	507447.5	12.25963
1983	.192861	227608.6	.099345	515018.1	12.29342
1984	.144310	232562.0	.095557	525500.7	12.33126

LIKONS	LIKONS LAGHQ	LKH2	LKH2LA GH	LPHK	
-2.997031	-2.921140	11.42803	11.38575	-2.025453	1958
-2.978607	-2.987776	11.50049	11.46492	-1.977709	1959
-2.918874	-2.948294	11.58965	11.54607	-1.885951	1960
-2.823034	-2.869806	11.67458	11.63302	-1.716296	1961
-2.829787	-2.826405	11.76790	11.72233	-1.614679	1962
-2.866239	-2.847847	11.86049	11.81527	-1.531536	1963
-2.770322	-2.817131	11.94006	11.90107	-1.479329	1964
-2.579958	-2.670617	12.03628	11.98933	-1.479329	1965
-2.585215	-2.582583	12.12933	12.08388	-1.297008	1966
-2.564521	-2.574814	12.21735	12.17431	-1.232469	1967
-2.656056	-2.609241	12.30674	12.26305	-1.179225	1968
-2.558910	-2.606303	12.38695	12.34765	-1.150025	1969
-2.462101	-2.509334	12.47917	12.43412	-1.087287	1970
-2.527801	-2.494412	12.56025	12.52053	-.960535	1971
-2.530495	-2.529147	12.63335	12.59747	-.801296	1972
-2.404603	-2.465569	12.72498	12.68022	-.655154	1973
-2.205404	-2.300052	12.81121	12.76903	-.608036	1974
-2.370332	-2.284472	12.86812	12.84007	-.446145	1975
-2.203049	-2.283197	12.91232	12.89046	-.354400	1976
-2.141347	-2.171722	12.96460	12.93880	-.229427	1977
-2.096558	-2.118702	13.00834	12.98671	-.080612	1978
-2.095600	-2.096079	13.04987	13.02932	.013575	1979
-2.017080	-2.055570	13.08940	13.06983	0	1980
-2.008061	-2.012560	13.11908	13.10435	-.046628	1981
-1.936715	-1.971752	13.13715	13.12816	-.070784	1982
-2.309160	-2.105697	13.15196	13.14458	.122077	1983
-2.348028	-2.328405	13.17211	13.16208	.266386	1984

	LPHKLA GPF	LPHKPF	LRPHP1 1LAGH0	LRPHP1 1LAG10	PF	PHK
1958	-.585065	-.467657	-1.845483	-1.895126	.210600	
1959	-.494755	-.447010	-1.866287	-1.806742	.216385	.131934
1960	-.459219	-.367461	-1.580688	-1.706694	.219042	.158386
1961	-.402528	-.232873	-1.137411	-1.299551	.222686	.151685
1962	-.312353	-.210715	-1.177175	-1.259607	.225621	.179731
1963	-.264012	-.180868	-1.614646	-1.216497	.226860	.198955
1964	-.211768	-.159362	-1.623771	-1.612284	.245621	.227790
1965	-.226876	-.226876	-1.571933	-1.64104	.259067	.216203
1966	-.289943	-.107621	-1.349189	-1.41801	.267197	.227790
1967	-.175621	-.111082	-1.413323	-1.461339	.285803	.273349
1968	-.189943	-.136699	-1.814836	-1.551955	.304408	.291572
1969	-.166839	-.137639	-1.835044	-1.800055	.325828	.307517
1970	-.194104	-.131366	-1.539244	-1.800055	.352563	.316629
1971	-.185968	-.059216	-1.535573	-1.608086	.363351	.337130
1972	-.122985	-.036255	-1.644082	-1.536621	.384458	.382688
1973	-.057806	-.088336	-1.400247	-1.506880	.406034	.448747
1974	-.057371	-.010253	-1.273694	-1.354481	.432769	.519362
1975	-.103027	-.058864	-1.468803	-1.401309	.475452	.544419
1976	-.021976	-.069770	-1.563683	-1.455432	.550030	.640091
1977	-.034730	-.090242	-1.302387	-1.422966	.603500	.701595
1978	-.007687	-.141128	-1.220327	-1.422966	.654313	.794989
1979	-.043907	-.138094	-1.394784	-1.285226	.726389	.922551
1980	-.013575	0	-1.752796	-1.321705	.801123	1.013667
1981	-.118252	-.164881	-2.522866	-1.556565	.829221	1.000000
1982	-.262382	-.286538	-4.262996	-2.092238	1.000000	.954442
1983	-.347310	-.154450	-2.549288	-2.900639	1.15528	.931665
1984	-.212628	-.068319	-1.766215	-2.813804	1.1797	1.129841
				-2.158591	1.3541	1.305239
					28	

PHP	RFYD1L AG1HX	RIKONS	RKH2	RPHKPF	RRPHPL AG1HX	
.090361	.013500	-.136210	.090252	.117065	.404145	1958
.096386	.037538	.018595	.075159	.020861	1.056923	1959
.108434	.049894	.061553	.093256	.082799	.706313	1960
.140562	.074230	-.100582	.088636	.144065	1.392901	1961
.154618	.053827	-.006731	.097816	.022405	.527623	1962
.166667	.027195	-.035795	.097014	.030297	.162364	1963
.182731	.035157	.100668	.082819	.021535	-.215444	1964
.200803	.045415	.209689	.100998	-.065098	.014089	1965
.240964	.061411	-.005243	.097513	.126656	.428423	1966
.257028	.027273	.020910	.092015	-.003455	.127218	1967
.267068	.015797	-.087471	.093510	-.025291	-.019502	1968
.283133	.043097	.102022	.083514	-.000940	-.180293	1969
.325301	.032006	.101649	.096601	.006293	.533950	1970
.345382	.027603	-.063588	.084462	.074816	.476792	1971
.381526	.025227	-.002690	.075841	.100178	.528625	1972
.445783	.043942	.134159	.095953	.053461	.239723	1973
.522088	.021686	.220425	.090062	-.093884	.440345	1974
.558233	.020200	-.152045	.058551	.071561	.010046	1975
.630522	.029424	.182088	.045198	.010965	.097095	1976
.753012	.055658	.063646	.053674	.020683	.258378	1977
.885542	.020619	.045807	.044708	.052203	.425549	1978
.973896	.001008	.000958	.042400	-.003029	-.008988	1979
1.000000	-.018732	.081685	.040322	-.128984	-.419496	1980
.913655	-.011428	.009060	.030127	-.152005	-.1795268	1981
.817269	.005289	.073953	.018232	-.114548	-1.576974	1982
.851406	.034290	-.310953	.014919	.141209	-1.798503	1983
.919679	.039178	-.038122	.020354	.089949	-.084784	1984

	SB	SRPRO	LSB	LSRPRO
1958				
1959	18025.88	.710734	0	-.341457
1960	13700.73	.737232	9.799564	-.304853
1961	12889.80	.784079	9.525204	-.243246
1962	15143.55	.865907	9.464192	-.143978
1963	15801.71	.911073	9.625330	-.093132
1964	17848.18	.953642	9.667873	-.047467
1965	18880.01	.948739	9.789657	-.052622
1966	20714.70	.867245	9.845859	-.142434
1967	22852.46	.978531	9.938599	-.021703
1968	24292.38	.974741	10.03681	-.025584
1969	24679.43	.953454	10.09792	-.047664
1970	24947.50	.917853	10.11373	-.085718
1971	23285.00	.901499	10.12453	-.103696
1972	22383.87	.962488	10.05556	-.038234
1973	21143.37	1.076655	10.01610	.073859
1974	15433.87	1.071466	9.959082	.069028
1975	13117.12	.916348	9.644320	-.087359
1976	11080.12	.972795	9.481674	-.027582
1977	8994.625	.998187	9.312908	-.001815
1978	8465.125	1.040275	9.104382	.039485
1979	9642.125	1.114012	9.043710	.107968
1980	10039.00	1.123987	9.173897	.116882
1981	11370.75	1.000000	9.214233	0
1982	11588.87	.852147	9.338799	-.159996
1983	11756.62	.724318	9.357801	-.322524
1984	11552.50	.815359	9.372172	-.204127
		.901116	9.354657	-.104121

LIGNING (6')

ORDINARY LEAST SQUARES
DEPENDENT VARIABLE...

LPHRPF

ACTUAL VALUE	FITTED VALUE	PLOT	**=ACTUAL	+=FITTED
190667				
221540		*		
181266		+	*	
206209		*	+	
129540				
145612				
153479		+	*	
733262				
655723				
406491				
134896				
731507				
140812				
126812				
179411				
842902				
1327904				
117592				
1105322				
147463				
311692				

ESTIMATE OF VARIANCE-COVARIANCE MATRIX OF ESTIMATED COEFFICIENTS

	1	2	3	4	5	6	7
1	27.3320						
2	1.21891	1.30667					
3	2.46445	1.38579	3.46192				
4	804385-01	476140-01	838579-01	236445	804385-01	426154-02	358286-02
5	536895-02	395336-01	476140-01	415179-01	536895-02	278156-01	261046-01
6	644355-03	226920-02	226920-02	395336-01	644355-03	356140-02	358286-02
7	559458-02	335829-01	335829-01	853972-02	559458-02	169193-02	150781-02

LIGNING (8)

ORDINARY LEAST SQUARES
DEPENDENT VARIABLE...

DLPKH

ACTUAL VALUE	FITTED VALUE	PLOT	*=ACTUAL	+*=FITTED
101617	113063			
831433-01	923760-01			
522054-01	349799-02		*	+
000000	777993-02		*	+
182330	154303		*	+
645335-01	839516-01		*	+
592445-01	971745-01		*	+
291992-01	565600-01		*	+
927383-01	877721-01		*	+
10267530	131134		*	+
156145	134657		*	+
471179-01	116057		*	+
161891	528240-01		*	+
917451-01	153283		*	+
124615	941956-01		*+	+
146615	106846		*	+
941872-01	144507		*	+
175285-01	110147		*	+
465285-01	542326-04		*	+
	549565-01		*	+

ESTIMATE OF VARIANCE-COVARIANCE MATRIX OF ESTIMATED COEFFICIENTS

	1	2	3	4	5	6	7	8
1	131451	101246	138730	303116-01	537364-01	120481	303274-01	288303-01
2	101246	470279	303116-01	367246-01	278952-02	349696-02	250506-01	23364417-01
3	138730	303116-01	204036	117618-01	98238-03	667596-02	252583-01	23364417-01
4	303116-01	367246-01	632331	205165-03	403178-03	120977-02	188396-02	1181956-02
5	537364-01	278952-02	98238-03	403178-03	177670-02	337073-02	670720-04	641594-04
6	120481	349696-02	667596-02	120977-02	177670-02	309110-01	177588-05	1379623-02
7	303274-01	250506-01	252583-01	188396-02	188396-02	141821-02	133233-02	126522-02
8	288303-01	23364417-01	23364417-01	1181956-02	641594-04	138257-05	126522-02	126522-02

LIGNING (8')

ORDINARY LEAST SQUARES
DEPENDENT VARIABLE...

DLPHR

ACTUAL VALUE FITTED VALUE PLOT *==ACTUAL +==FITTED

101617-01	103024				
1321433-01	804127-02			*+	
522064-01	702655-01		*	+	
000000	103955-01			*	
1855569-01	154368-04				
532445-01	855890-01		*	+	
391955-01	747702-01		*		
527385-01	995032-01			+	
159590	132294	*			
149179-01	107517			*+	
471891-01	685966-01		*	+	*
917891-01	146122-01				
148895-01	88708-01		*		*
941779-01	112861			+	
159125-01	136381		*		
495155-01	951348-01			+	+
44235-01	751732-02				
182183	231604-01				
	318979-01				
	208013				

*
*

ESTIMATE OF VARIANCE-COVARIANCE MATRIX OF ESTIMATED COEFFICIENTS

12.8629	1	30009-01	4	58247-01	5	562435-01	6	23606-01	7	224620-01	8
1160435	2	27623-02		152133-03		350465-01		112266-01		104918-01	
230649	3	90033-02		516138-03		271157-01		85285-02		790395-02	
280078-02	4	710831-02		601150-03		429705-02		39982-03		288174-03	
3674139-01	5	601150-03		18371-02		530270-02		22727-02		15909-03	
562137-01	6	429705-02		550270-02		3393225-01		169348-02		160364-02	
790395-02	7	3393225-01		160364-02		1693364-02		64871-02		606031-02	
160435	8	288174-03		215909-03		215909-03					
230649											
280078-02											
3674139-01											
562137-01											
790395-02											
160435											
230649											
280078-02											
3674139-01											
562137-01											
790395-02											

LIGNING (10)

ORDINARY LEAST SQUARES
 DEPENDENT VARIABLE...
 RPHKPF

ACTUAL VALUE	FITTED VALUE	PLOT	*=ACTUAL	+*=FITTED
.24052-01	.860666-01			
.302868-01	.112752-01		*	*
.215354-01	.763165-02			*
.650985-01	.630502-01	+		*
.126656	.961348-01			
.345489-02	.256672-02		*	*
.252910-01	.167455-02			*
.940271-03	.104933-01		*	*
.629313-02	.129907-03		*	*
.748160-01	.845117-01		*	*
.100478	.862336-01		*	*
.534606-01	.555645-01		*	*
.938473-01	.409887-01		*	*
.715611-01	.739225-01		*	*
.109653-01	.167888-01		*	*
.528032-01	.408827-01		*	*
.302910-02	.127142-01		*	*
.128984	.112740		*	*
.152005	.142159		*	*

ESTIMATE OF VARIANCE-COVARIANCE MATRIX OF ESTIMATED COEFFICIENTS

	1	2	3	4	5	6
1	.66382	.331917	.156388-01	.686122-02	.139538	.722006-01
2	.331917	.341385	.104895-01	.362511-02	.196744-01	.982145-02
3	.156388-01	.104895-01	.788469-04	.788469-04	.146269-02	.783286-03
4	.686122-02	.362511-02	.788469-04	.411818-03	.654012-03	.440522-03
5	.139538	.196744-01	.146269-02	.654012-03	.120767-01	.618906-02
6	.722006-01	.982145-02	.783286-03	.440522-03	.618906-02	.340770-02

LIGNING (10')

ORDINARY LEAST SQUARES
DEPENDENT VARIABLE...

RPHKPF

ACTUAL VALUE	FITTED VALUE	PLOT	*=ACTUAL	+*=FITTED
.24052-01	.902666-01			
.300648-01	.145179-01			
.215354-01	.115105-01			
.950385-01	.662376-01	+		
.135429-02	.100306			
.225910-01	.315889-02			
.94071-03	.509880-02			
.649513-01	.701215-02			
.746140-01	.218381-01			
.100178	.870621-01			
.934606-01	.854428-02			
.33845-01	.694977-01			
.715911-01	.609777-01			
.104833-01	.475582-01			
.52207-01	.22259-01			
.301910-01	.748496-01			
.128984	.395642-01			
.132005	.143571-01			
.144279	.148755			
.141120	.150261			
	.871758			
	.128579			

ESTIMATE OF VARIANCE-COVARIANCE MATRIX OF ESTIMATED COEFFICIENTS

	1	2	3	4	5	6
1	.02462					
2	.739404-01	.739404-01				
3	.751669-02	.437643-02	.751669-02			
4	.445605-02	.445605-02	.160895-03	.445605-02		
5	.390591-03	.334332-03	.141378-03	.107694-02	.390591-03	
6	.450343-01	.636347-03	.141378-03	.656958-03	.397604-02	.450343-01

LIGNING (12)

ORDINARY LEAST SQUARES
DEPENDENT VARIABLE...

LFIN

ACTUAL VALUE	FITTED VALUE	PLOT	*=ACTUAL	+ = FITTED
9.591593	9.55844			
9.593333	9.68837	*		
9.594850	9.68747	+		
9.595597	9.73843	+	*	
9.596474	9.97468			
9.597171	10.02533	*	+	
9.597764	10.07633		*	+
9.598141	10.0206			
9.59841	10.1297			
9.59868	10.1810			
9.59895	10.3154			
9.59922	10.4683			
9.59949	10.1758			
9.59976	10.0258		*	+
9.59999	10.1793			
9.60022	10.0201			
9.60045	10.0330		+	
9.60068	10.0906		+	
9.60091	9.93448		*	+
9.60114	9.63158			

ESTIMATE OF VARIANCE-COVARIANCE MATRIX OF ESTIMATED COEFFICIENTS

	1	2	3	4	5
1	.949843				
2	-.664824	.358002			
3	-.703447	.947555			
4	-.358002	-.883552	.358002		
5	-.419864	-.419864	.632365	.292964	
	-.122626	-.456668	.203546	.117728	.422626
					-.456668
					.203546
					.117728
					.832826

LIGNING (12')

ORDINARY LEAST SQUARES
 DEPENDENT VARIABLE...
 LFIH

ACTUAL VALUE	FITTED VALUE	PLOT	*=ACTUAL	+ = FITTED
9.58158	9.63626			
9.55333	9.73536			
9.78203	9.73038	+	+	
9.84387	9.81040	+		
9.88471	9.97471			
9.97171	10.0179		+	+
10.11766	10.0705		*	*
10.1466	10.0337			
10.1311	10.1408			+
10.4000	10.1452			*
10.4419	10.2460			+
10.4545	10.3916			
10.97784	10.2011			+
10.1793	10.0474		*	*
10.0791	10.1793			+
10.0276	10.0346			+
10.0792	10.0221			*
9.89510	10.0649			+
9.59751	9.96599		*	*
9.47608	9.74498			+
9.68016	9.43064			*
	9.46700			

ESTIMATE OF VARIANCE-COVARIANCE MATRIX OF ESTIMATED COEFFICIENTS

	1	2	3	4	5
1	1.30722				
2	-.973094-01	.973094-01			
3	-.140222	.159785-01	.140222		
4	-.342913-01	.781291-01	-.781291-01	.342913-01	
5	-.147324-01	-.636217-03	.234476-02	-.452306-02	.131204-01

LITTERATUR

N. Blomgren-Hansen og J. Knøsgaard (1977): Boligmarkedet i den pengepolitiske transmissionsmekanisme, Danmarks Nationalbank.

N. Blomgren-Hansen og J. Knøsgaard (1978): Boligmarkedet i den pengepolitiske transmissionsmekanisme, Nationaløkonomisk Tidsskrift, 116, nr. 3, s. 250-77.

Entreprenørforeningen (1981): Fremtidens boligbyggeri/boligmodellen.

SBN/DØRS (9. og 12. september 1983): Estimation af boliginvesteringer, I og II.

B.G.Hickman og R.M.Coen (1976): An Annual Growth Model of the U.S. Economy, North-Holland.

M.Møller (1983): Det danske boligmarked, Institut for Finansiering, Handelshøjskolen i København.

NLJ (18. september 1981): Boliginvesteringerne i ADAM, Budgetdepartementet.

Referat af nogle hovedpunkter fra mødet den 11/6 1985 med
Mr. Lewellyn, OECD.

Foruden Lewellyn deltog: JR, IH, NF, AL, PUD, LO, NLP, EH.

På mødet blev tre hovedpunkter diskuteret:

1. Forbrugsrelationen.
2. Faktorefterspørgselssystemer.
3. Finansiell sektormodel.

Ad 1. Problemet med ADAM's forbrugsfunktion er bl.a., at den overvurderer forbruget i 1981-84 (BD's model, som adskiller sig fra DS's ved at der anvendes et mere snævert udtryk for den disponible indkomst, idet indbetalinger til pensionsordninger indgår med mindre vægt, har dog mindre residualer i 1981-84).

Problemet med forbrugsfunktionerne for de fleste andre OECD-lande har derimod været at forbruget blev undervurderet i begyndelsen af 1980'erne, og specielt i 1982 hvor inflationsraten faldt kraftigt.

Lewellyn mente at en væsentlig årsag til de skæve forbrugsskøn er manglende inddragelse af formueeffekter i forbrugsforklaringen. Han ville sende et papir, der beskriver, hvorledes man kan indbygge formueeffekter af infla-

tionsændringer i modeller selv om formuedata mangler eller er ufuldstændige.

Navnlig JR fremhævede at den manglende inddragelse af formueeffekter i ADAM's forbrugsfunktion kan være hovedforklaringen på de skæve skøn for 1980'erne, idet renten steg fra 1980-82. (1983 og 1984 udgør dog her et problem, idet renten faldt voldsomt, hvilket skulle give en kraftig forbrugsvækst).

Lewellyn mente ikke at der ville komme noget ud af at inddrage et udtryk for den funktionelle indkomstfordeling i forbrugsrelationen. Han mente heller ikke at der var grund til at droppe Hendry-specifikationen.

Ad 2. Lewellyn mente at det i relation til estimation af faktorefterspørgselssystemer er hensigtsmæssigt at forsøge at skelne imellem forskellige markedsuligevægtsregimer. Hvis en sådan estimation lykkes vil man få en "rigere" model, hvilket også kan udnyttes i policy-simulationer og forudsigelser ved indlæggelse af alternative regime-forudsætninger.

Lewellyn nævnte at en analyse af den vesttyske økonomi har vist, at produktionen ved de eksisterende relative priser kunne øges med op til 16 pct., hvis efterspørgslen var større. Selv om dette resultat skal tages med forbehold, tyder analysen altså på, at en stor del af den vesttyske arbejdsløshed har keynesiansk karakter. Omvendt vil f.eks. en overvurderet valuta typisk indebære klassisk arbejdsløshed i eksport- og importkonkurrerende erhverv.

Lewellyn omtalte en model baseret på en forudsætning om, at virksomhederne minimerer omkostningerne ved gennemsnitlige udnyttelsesgrader for kapitalapparatet (normalomkostningshypotese). I modellen forsøges, at bestemme den produktion, der svarer til virksomhedernes gat på efterspørgslen. Afvigelser herfra betragtes som "chok". En af virksomhederne uforudset stigning i efterspørgslen kan tilfredsstilles på tre måder:

- (a) ved øget intensitet i faktorudnyttelsen,
- (b) ved træk på lagre,
- (c) ved øget import.

Hvordan efterspørgselsstigningen faktisk tilfredsstilles afhænger bl.a. af hvor langvarig, den forventes at være (og

af hvilket regime økonomien befinder sig i). Modellen er god til at forklare fluktuationer i faktor anvendelsesintensiteten, men mindre god til at forudsige "normalproduktionen". Anvendelsen af denne model har ikke påvirket størrelsen af de samlede 2-års-multiplikatorer, men har påvirket multiplikatorforløbet inden for 2-årsperioden.

Problemet i forbindelse med estimation af årgangsmo-
deller er mangelen på data for kapitalapparat og afskrivninger - og i særlig grad for fordelingen på årgange. Der er to måder at estimere årgangsmodeller på:

- (a) Man kan søge at estimere et struktursystem.
- (b) Man kan løse modellen og estimere det reducerede system ved enkeltligningsestimation.

Metode (b) giver som regel et godt fit, men der opstår problemer m.h.t. identifikation af strukturparametre. Metode (a) - som Lewellyn foretrak - har den ulempe, at mangelen på data nødvendiggør generering af data fra model, men til gengæld den fordel, at den i højere grad fører til at man kan forklare en given udvikling med en "sandsynlig historie". Problemet er om det er en "sand historie".

Lewellyn mente at en årgangsmodel især er vigtig m.h.t. forklaring af energiefterspørgsel, hvilket han begrundede med at der var sket et kraftigt fald i energiforbruget pr. enhed BNP siden begyndelsen af 1970'erne. Derimod mente han ikke at det var værd at bruge en årgangsmodel til forklaring af beskæftigelsen. Når produktiviteten vokser kan det skyldes dels "labour shake out" (virksomhederne afskediger den mindst produktive del af arbejdsstyrken), dels at de nye kapitalårgange er bedre.

Ved "scrapning" af gammelt kapitaludstyr kan det være et problem at identificere om årsagen er, at det er økonomisk urentabelt at producere på udstyret, fordi det er mindre produktivt end nyere årgange, eller at det, der kan produceres på kapitaludstyret, ikke længere kan afsættes på markedet.

Ad 3. Lewellyn har ikke selv arbejdet meget med finansielle

modeller, men ville formidle kontakt til andre økonomer vedr. bl.a. problemerne m.h.t. integration af NR-tal og finansielle data.

Lewellyn frarådede forsøg på at inddrage efterspørgsel efter reale aktiver.

Han mente at betydningen af rationelle forventninger har været stærkt overvurderet i litteraturen, undtagen vedr. den finansielle sektor. Han omtalte forsøg, hvor en model på reduceret form var blevet anvendt til at beregne rationelle forventninger, hvilket havde ført til drastisk ændrede effekter af pengepolitik.

Han mente at det generelt ville være hensigtsmæssigt at gøre implicitte antagelser om forventninger eksplicitte over alt i modellen, og at sikre at de forskellige antagelser er konsistente.