

Sammenhængen mellem makroforbrug og boligforbrug

Resumé:

I forbindelse med en ny model for boligforbruget har vi afprøvet forskellige måder at inkorporere disse ændringer i relationen for det samlede forbrug. I dette papir vurderes følgende 2 skitser; 1) at udskifte Ch med et nyt udtryk, hvor den del af Ch , som stammer fra boliger beboet af ejeren, værdisættes ud fra kontantprisen og et usercostudtryk frem for nationalregnskabet's pch ; og 2) at ændre den samlede forbrugsrelation, således at den ekskluderer boligforbrug, derudover medtages der en relativ pris mellem samlet makroforbrug og prisen på ikke-bolig-forbruget. Det konkluderes, at begge kan lade sig gøre, men at mulighed 2) klart er den, der ligger tættest på den nuværende, og foretrækkes fremfor 1). Kontantprisrelationen estimeres desuden sammen med makroforbrugsfunktionen i en systemestimation således, at der bl.a. tages højde for en eventuel simultanitetsbias mellem makroforbrug og boligpris. Ved system-estimation bliver forskellen mellem 1) og 2) af mindre betydning.

Endeligt reestimeres boliginvesteringsrelationen uden problemer.

Der arbejdes på at forbedre udtrykket for usercost i kontantprisrelationen, hvormed det kan forventes, at de enkelte relationer skal estimeres om. For at have noget klar til alfa-modellen er det valgt at præsentere de foreløbige relationer i dette papir.

JAO20n01.WPD

Nøgleord: Makroforbrug, boligforbrug, kontantpris, boliginvesteringer.

Modelgruppepapirer er interne arbejdsrapporter. De konklusioner, der drages i papirerne, er ikke endelige og kan være ændret inden opstillingen af nye modelversioner. Det henstilles derfor, at der kun citeres fra modelgruppepapirerne efter aftale med Danmarks Statistik.

1. Indledning

Grundideen i skitsen til en bedre sammenhæng mellem boligmodel og forbrugsmodel kan kort opsummeres som følger:

Det ønskede makroforbrug, C^* , tænkes på sædvanlig vis bestemt ud fra livscykelhypotesen ved ¹

$$C^* = Yd^{\beta_1} Wcp^{\beta_2} , \quad (1)$$

Et almindeligt CES-udgiftssystem tænkes herefter at fordele makroforbruget på boligforbrug og ikke-boligforbrug ved

$$fC_{xh}^* = \frac{C^*}{pc_{CES}} \left(\frac{pc_{CES}}{pc_{xh}} \right)^{\sigma} \gamma_1 , \quad (2a)$$

$$fC_h^* = \frac{C^*}{pc_{CES}} \left(\frac{pc_{CES}}{pc_h} \right)^{\sigma} \gamma_2 , \quad (2b)$$

jf. fx DREAM-dokumentationens appendix om CES-funktioner. CES-prisindekset i (2a) og (2b) er defineret ved

$$pc_{CES} = \left[\delta pc_h^{1-\sigma} + \gamma pc_{xh}^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} , \quad (3)$$

men kan i praksis erstattes af et Törnqvist-prisindeks, (som ikke afhænger af estimerede parametre).

Boligefterspørgselsfunktionen, (2b), tænkes - akkurat som i tidligere versioner af ADAM - ikke anvendt direkte (fordi boligforbruget i faste priser på kort sigt er givet ved beholdningen), men i stedet som en væsentlig delrelation i bestemmelsen af prisen på boligforbruget og af boliginvesteringerne.

Såvel makroforbrugsfunktionen som den grundlæggende funktionsmåde af boligmodellen tænkes altså fastholdt; men relationerne tænkes sammenbygget i et udgiftssystem som (1)-(2) og altså også estimeret som et system. Derved kan der både tages højde

¹Hvis der yderligere antages "homogenitet" i form af restriktionen $\beta_1 + \beta_2 = 1$, kan (1) skrives

$$\frac{C^*}{Wcp} = \left(\frac{Yd}{Wcp} \right)^{\beta_1} . \quad (1a)$$

for en eventuel simultanitetsbias mellem makroforbrug og boligpris, og for de teoretiske bindinger, som et udgiftssystem lægger på ligningernes parametre.

En vigtig forudsætning for en konsekvent gennemførelse af den skitserede model er, at nationalregnskabets boligforbrug, Ch og fCh , som indeholder et betydeligt element af "imputerede huslejer for ejerboliger", erstattes af et udtryk for boligforbruget, der er baseret på et egentligt udtryk for user cost af ejerboliger. Konstruktionen af sådanne data er beskrevet i JAO28n01, og i dette papir vises nogle af konsekvenserne for estimationen af makroforbrugsfunktionen.

Det kan allerede her røbes, at alt ikke umiddelbart går glat. Når makroforbrugsbegrebet, som planeret, skiftes ud med et, der indeholder user cost på ejerboliger, ændrer forbrugsrelationen sig så meget, at man får sved på panden. Det er derfor også forsøgt at omskrive (1) og (2) på en sådan måde, at systemets grundstamme i stedet bliver ligningen for forbruget af ikke-boliger, dvs. på følgende måde:

Ligning (1) indsættes i (2a), som så estimeres som den nye "makroforbrugsfunktion". Den resulterende ligning er identisk med den nuværende, på nær;

- at venstresidevariablen er forbruget ekskl. boliger,
- at den samlede forbrugsdeflator indeholder et bidrag fra user cost på boliger,
- at der indgår en relativ pris mellem samlet makroforbrug og prisen på ikke-bolig-forbruget.

Dernæst divideres (2b) med (2a), således at boligforbruget i stedet bestemmes i den traditionelle, log-lineære CES-ligning for forholdet mellem bolig- og ikke-bolig-forbrug, dvs som

$$\frac{fC_h^*}{fC_{xh}^*} = \left(\frac{pc_h}{pc_{xh}} \right)^{-\sigma} \gamma_3 \quad , \quad (2c)$$

De to formuleringer er teoretisk ækvivalente, på nær placeringen af restleddene. Mens formuleringen (1), (2a) og (2b) har tre restled, har den alternative formulering (1) ind i (2a) samt (2c) kun 2 restled. Den reelle forskel er, at restleddet i forbruget af ikke-boliger indgår direkte i bestemmelsen af boligforbruget i den alternative skitse. Hvorfor er dette måske at foretrække? Fordi user cost på boliger er en meget konstrueret størrelse, og at den givetvis er behæftet med betydelige målefejl. Tallet for ikke-boligforbruget er et meget mere vel-målt tal, og ved at tage direkte udgangspunkt i ligningen for dette, isoleres de værste målefejlsproblemer nok i selve boligmodellen (hvor de jo under ingen omstændigheder kan undgås), mens den øvrige forbrugsmodel holdes relativt fri.

Ændringer i forbrugsrelationen begrænses i denne omgang til de absolut nødvendige. Mere fancy ting må vente til næste gang.

Dette papir kan ses som en implementering af tankerne i modelgruppepapiret: “*Samspillet mellem opfattelsen af boligmarkedet og definitionen og modelleringen af makroforbruget*” af Ellen Andersen fra d. 26/8-1986.

2. Den nuværende relation

Den nuværende relation for samlet forbrug med pålagt homogenitets-restriktion (se fodnote 1) er som følger:

$$\Delta c = \alpha_1 \Delta y^h + \alpha_2 \Delta y^s + \alpha_3 \Delta w + \gamma (\lambda + \beta_1 \frac{y_{-1}}{w_{-1}} - \frac{c_{-1}}{w_{-1}}) \quad (3)$$

c	Privat forbrug	$\log(Cp4/pcp4v)$
y^h	Disp. husholdningsindkomst	$D(Ydphk1/pcp4v)/((Ydphk1_{-1} + Ydpsk_{-1})/pcp4v_{-1})$
y^s	Disp. selskabsindkomst	$D(Ydpsk/pcp4v)/((Ydphk1_{-1} + Ydpsk_{-1})/pcp4v_{-1})$
w	Formue	$\log(Wcp1_{-1}/pcp4v)$
y	Samlet disp. indkomst	$\log(Ydpl1/pcp4v)$
λ	Konstant	

I den resterende del af papiret vil samme skitse blive benyttet. Det eneste der vil blive ændret, er definitionen af forbruget, deflatorerne, samt specifikationen af kortsigtsdynamikken.

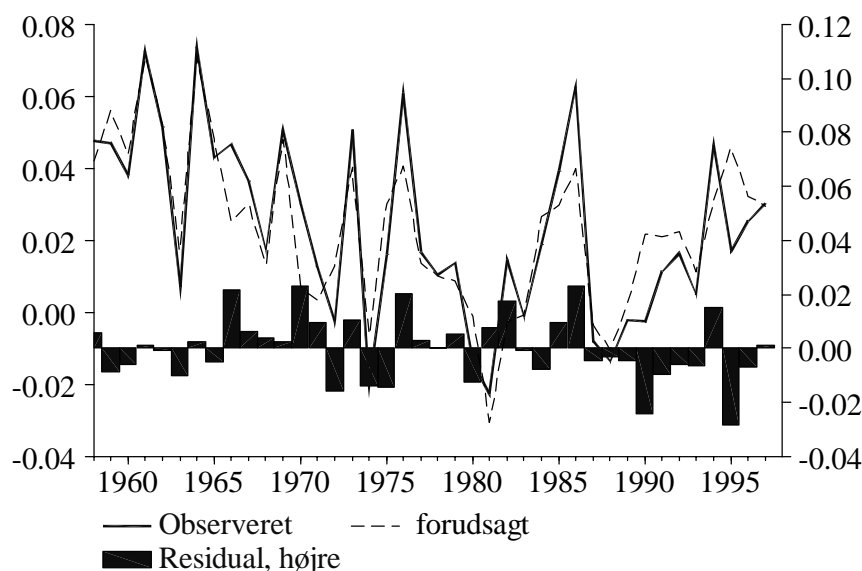
Estimationen af den nuværende relation kan ses i tabel 1. Alle koefficienterne er klart signifikante - det er forsøgt med en trend, der dog ikke er signifikant og dermed undlades. Relationens forklaringssevne kan ses i figur 1.

Tabel 1. Estimation af den nuværende forbrugsrelation ($Cp4$)

	Variabel	Adam-navn	Koefficient	Spredning
	Forbrug	$dlog(Cp4/pcp4v)$		
Kort sigt:	Indkomst, α_1	$Diff(Ydphk1/pcp4v)/$ $((Ydphk1_{-1}+Ydpsk_{-1})/pcp4v_{-1})$	0.4800	0.0764
	Indkomst, α_2	$Diff(Ydpsk/pcp4v)/((Ydphk1_{-1}$ $+ Ydpsk_{-1})/pcp4v_{-1})$	0.2909	0.1260
	Formue, α_3	$Dlog(wcp1_{-1}/pcp4v)$	0.2297	0.0659
Lang sigt:	Fejlkorrigeringsparameter, γ		0.4740	0.1179
	Indkomst-formue forhold, β_1	$log(Ydpl1_{-1}/Wcp1_{-2})$	0.6671	0.0723
	Konstant, λ		-0.5157	0.1098

Anm. n=1958-1997 s=0.0130 $R^2=0.77$ DW=2.01

I appendix 1 fremgår effekten på $Cp4$ -relationen af at fratrække indkomsten fra boligsektoren i den disponible indkomst - i tabel A1 i appendix 1 kan ses estimationen af den nuværende makroforbrugsfunktion med den disponible indkomst fratrukket indkomsten fra boligsektoren. Vi foretrækker at benytte den disponible indkomst eksklusive indkomsten fra boligbenyttelse, dels fordi man i følge livscyklusteorien ikke bør medtage både formuen og formueafkastet af et givet aktiv, og dels fordi vi tvivler på den økonomiske relevans af nationalregnskabets opgørelse af prisen på boligforbruget, pch og dermed også på boligafkastet, $pyfh$. Da det stort set ikke har indflydelse på $Cp4$ -relationen om boligafkastet indgår i den disponible indkomst eller den ikke gør, anvendes derfor den disponible indkomst eksklusive boligafkast i de forskellige skitser, der vurderes i dette papir.

Figur 1. Forklaringsevne i $Cp4$ -relationen

I tabel 2 fremgår definitionen af de nye indkomst variabler.

Tabel 2. Nye indkomst variabler (eksklusive indkomst fra boligsektor)

Ny variabel	Definition ¹	Beskrivelse
$Ydphk1xh$	$Ydphk1 - kyrp1 \cdot 0.82 \cdot Yfh$	Hush.indk., ekskl. indk. fra boligsektor
$Ydpskxh$	$Ydpsk - (1 - kyrp1 \cdot 0.82) Yfh$	Selskabsindk., ekskl. indk. fra boligsektor
$Ydpl1xh$	$Ydphk1xh + Ydpskxh - (Iv - Ivo1)$	Indk., ekskl. indk. boligsektor

Anm. ¹Her er anvendt en kompakt notation, som bygger på variabler, der givetvis ville falde ud, hvis man ændrede på relationen for det samlede forbrug. Derudover er der flere af variablerne der vil "skifte navn".

3. Cp4 med revideret variabel for boligforbrug

Nu forsøges det, som nævnt i indledningsafsnittet, at ændre definitionen af boligforbruget og af samlet privatforbrug på følgende måde: Nationalregnskabets imputerede huslejer af egen bolig fratrækkes, og i stedet konstrueres en serie for ejernes boligforbrug, baseret på et user cost begreb, jf. JAO28n01. I faste priser ligner det nye ejerboligforbrug nogenlunde det gamle, idet begge først og fremmest følger udviklingen i ejerboligbeholdningen. I løbende priser fås derimod et helt andet forløb, idet user cost er en meget volatil størrelse, der især afhænger af fx. rente- og indkomstændringer, i modsætning til den imputerede husleje, som bevæger sig meget trægt (på grund af restriktionerne). Ud fra disse serier samt ADAMs databank er variablerne i tabel 3 afledt.

Tabel 3. Nye variabler med ændret definition af boligforbrug

Ny variabel	Definition ¹	Beskrivelse
$Cp41$	$Cp4 - Ch + Che + Chl$	Privat forbrug med nyt boligforbrug
$fCp41$	$fCp4 - fCh + fChe + fChl$	Som ovenfor, faste priser
$pch1$	$(Che + Chl)/(fChe + fChl)$	Pris på nyt boligaggregat
$pcp4v1$	$(fCp4_{-1} \cdot pcp4v - pch \cdot fCh_{-1} + pch1 \cdot (fChe_{-1} + fChl_{-1}) / fCp41_{-1}$	Pris på $Cp41$, løbende vægte
$Wcp2$	$Wcp1 - phk \cdot fKnbh + phk \cdot fKnbhe + pibh \cdot fKnbhl$	Forbrugsbestemmende formue med ny boligformue

Anm. ¹Her er anvendt en kompakt notation, som bygger på variabler, der givetvis ville falde ud, hvis man ændrede på relationen for det samlede forbrug. Derudover er der flere af variablerne der vil "skifte navn".

I tabel 4 fremgår estimationen af forbrugsrelationen med den reviderede variabel for boligforbrug. Her er det vigtigt at nævne, at den disponible obligationsrente (i differens)

inddrages som forklarende variabel i kortsigtsdynamikken, hvilket redder relationen - og i øvrigt har positivt fortegn. Det er givetvis volatiliteten i de nye data for boligforbruget, der fanges af dette renteled. Generelt er indkomstkoefficienterne - sammenlignet med resultaterne i tabel A1 i appendix 1 - lavere i tabel 4, og tilpasnings-hastigheden er nede på 0.276. Selskabsindkomsten er insignifikant i kortsigtsdynamikken, omend parameterens størrelse ikke er urimelig sammenlignet med parameteren til husholdningernes indkomst. Trenden er i øvrigt insignifikant, og undlades derfor. Det er desuden værd at bemærke at forklaringsgraden er markant ringere i $Cp41$ -relationen. Relationens forklaringssevne er vist i figur 2.

Som følge af problemet med den lave forklaringsgrad er der overvejet forskellige løsnings-skitser. En af disse løsninger er at opbløde restriktionen om "ingen pengeillusion" i kortsigtsdynamikken: Der anvendes ændringer i nominel indkomst og formue i stedet for i de reale størrelser, og til gengæld frigives koefficienterne til priserne på kort sigt. Der tillades desuden forskellige kortsigtsgennemslag fra hhv. boligpris og andre priser.² Gøres dette opnås der, jvf tabel 5, en markant bedre forklaringssevne. Det er her værd at bemærke, at den disponible obligationsrente nu ikke er signifikant, ligesom trenden ikke er signifikant. Derudover estimeres tilpasnings-parameteren stadig *meget lavt* (0.2226).³

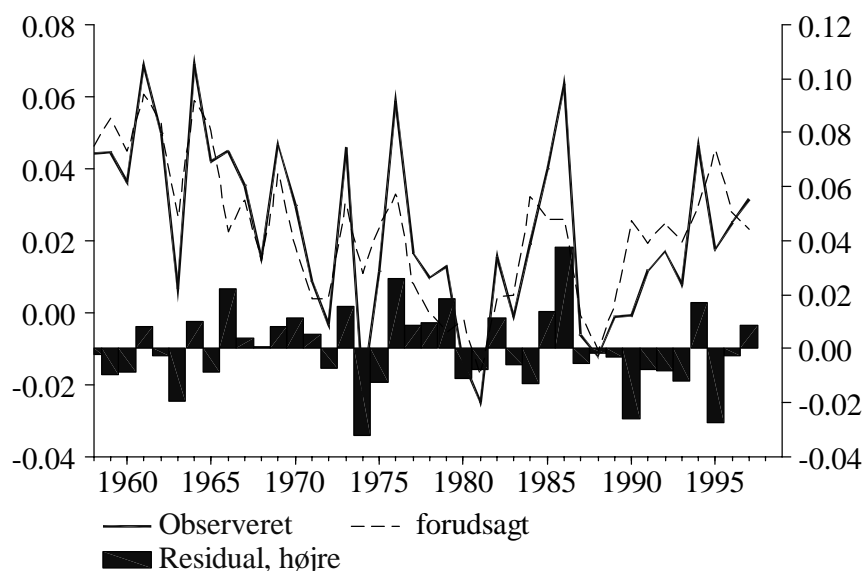
²Der divideres dog med $pcp4xhv$ på venstre side, hvilket blot svarer til at koefficienten til $pcp4xhv$ reduceres med 1.

³Erstattes $pcp4xhv$ på venstre side med $pcp4v1$ i tabel 5, hvilket ville være det mest korrekte, falder forklaringsgraden (R^2) til 0.77, men, vigtigere endnu, så daler koefficienternes signifikans generelt set.

Tabel 4. Estimation af makroforbrug med revideret variabel for boligforbrug

	Variabel	Adam-navn	Koefficient	Spredning
	Forbrug	$d\log(Cp41/pcp4v1)$		
Kort sigt:	Indkomst, α_1	$Diff(Ydphk1xh/pcp4v1)/$ $((Ydphk1xh_{-1}+Ydpskxh_{-1})/$ $pcp4v1_{-1})$	0.2633	0.0905
	Indkomst, α_2	$Diff(Ydpskxh/pcp4v1)/$ $((Ydphk1xh_{-1}+Ydpskxh_{-1})/$ $pcp4v1_{-1})$	0.1293	0.1447
	Formue, α_3	$D\log(Wcp2_{-1}/pcp4v1)$	0.2874	0.1407
	Disponibel obligationsrente, α_4	$Diff((1 - tsuih) \cdot ivbz)$	0.8531	0.3727
Lang sigt:	Fejlkorrigeringsparameter, γ		0.2760	0.0648
	Indkomst-formue forhold, β_1	$\log(Ydpl1xh_{-1}/Wcp2_{-2})$	0.6810	0.1130
	Konstant, λ		-0.3588	0.1879

Anm. n=1958-1997 s=0.0160 R²=0.64 DW=2.11

Figur 2. Forklaringsevne Cp41-relationen

Sammenlignes tabel 5 med tabel A1 i appendix 1 ses det, at indkomstkoefficienterne generelt er lavere i tabel 5 - specielt selskabsindkomsten i kortsigts-dynamikken, som desuden er insignifikant. Derudover er tilpasnings-hastigheden en del lavere i tabel 5. Forklaringsgraden er væsentlig større sammenlignet med tabel A1, spredningen er derimod kun lidt mindre. Som det fremgår af figur 3 er relationens forklaringsevne samtidig god. Relationen præsenteret i tabel 5 er med andre ord et muligt emne som den

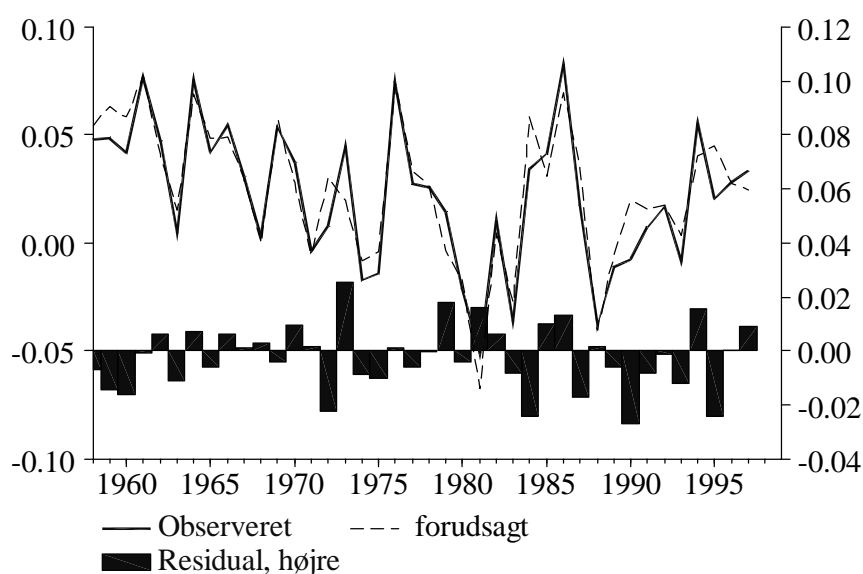
fremtidige makroforbrugsfunktion. Der er dog to ulemper ved denne relation; Der er for det første en lav tilpasnings-parameter; og for det andet er der et muligt estimations-problem, idet målefejl på boligforbruget vil påvirke både venstre- og højre sidevariabler.

Tabel 5. Estimation af $Cp41$ med priserne frigivet på kort sigt

	Variabel	Adam-navn	Koefficient	Spredning
	Forbrug	$dlog(Cp41/pcp4xhv)$		
Kort sigt:	Indkomst, α_1	$Diff(Ydphk1xh)/(Ydphk1xh_{-1}+Ydpskxh_{-1})$	0.3221	0.0773
	Indkomst, α_2	$Diff(Ydpskxh)/(Ydphk1xh_{-1}+Ydpskxh_{-1})$	0.1534	0.1134
	Formue, α_3	$Dlog(Wcp2_{-1})$	0.2088	0.0918
	Inflation, α_4	$Dlog(pch1)$	0.2525	0.0324
	Inflation, α_5	$Dlog(pcp4xhv)$	-0.6340	0.1225
Lang sigt:	Fejlkorrigeringsparameter, γ		0.2226	0.0921
	Indkomst-formue forhold, β_1	$log(Ydpl1xh_{-1}/Wcp2_{-2})$	0.6578	0.1288
	Konstant, λ		-0.4294	0.2257

Anm. n=1958-1997 s=0.0130 $R^2=0.88$ DW=2.51

Figur 3. Forklaringsevne $Cp41$ -relationen - priserne frigivet på kort sigt



Vi har derfor, som tidligere nævnt, valgt at prøve at ændre den samlede forbrugsrela-

tion, således at den ekskluderer boligforbrug; i stedet medtages der en relativ pris mellem samlet makroforbrug og prisen på ikke-boligforbrug.

4. $Cp4$ eksklusiv boligforbrug

Her ser vi på det private forbrug ($Cp4$) eksklusive boligforbrug, og vi definerer følgende nye variabler som angivet i tabel 6:

Tabel 6. Nye variabler ekskl. boligforbrug

Ny variabel	Definition ¹⁾	Beskrivelse
$fCp4xh$	$fCp4 - fCh$	Privat forbrug ekskl. boligforbrug
$pcp4xhv$	$(fCp4_{-1} \cdot pcp4v - pch \cdot fCh_{-1}) / fCp4xh_{-1}$	Pris på $Cp4xh$, løbende vægte

Anm. ¹⁾Her er anvendt en kompakt notation, som bygger på variabler, der givetvis ville falde ud, hvis man ændrede på relationen for det samlede forbrug.

Vi undersøger to forskellige relationer hvor det private forbrug ($Cp4$) eksklusiv boligforbrug er venstreside-variablen. I tabel 7 fremgår resultatet af at estimere relationen i en rendyrket teoretisk formulering a la (2a). Dvs. med reale indkomst og formue størrelser, og med den relative pris $\log(pcp4v1/pcp4xhv)$ også på kort sigt. Estimationen løber over perioden 1958-1997. Responsvariablen er, som nævnt $D\log(Cp4xh/pcp4xhv)$.

Det er værd at bemærke, at der er en signifikant trend i relationen. Generelt set har relationen "pæne" egenskaber. Substitutions-elasticiteten (på lang sigt) estimeres dog rimelig højt til godt 1.5. Sammenlignes tabel 7 med tabel A1 i appendix 1, fremgår det at forklarings-graden er større i tabel 7, spredningen er dog samtidig lidt større i tabel 7. Der er lidt forskel på de enkelte koefficienters størrelse. Bl.a er tilpasnings-hastigheden større i tabel 7. Relationens forklaringssevne fremgår af figur 4.

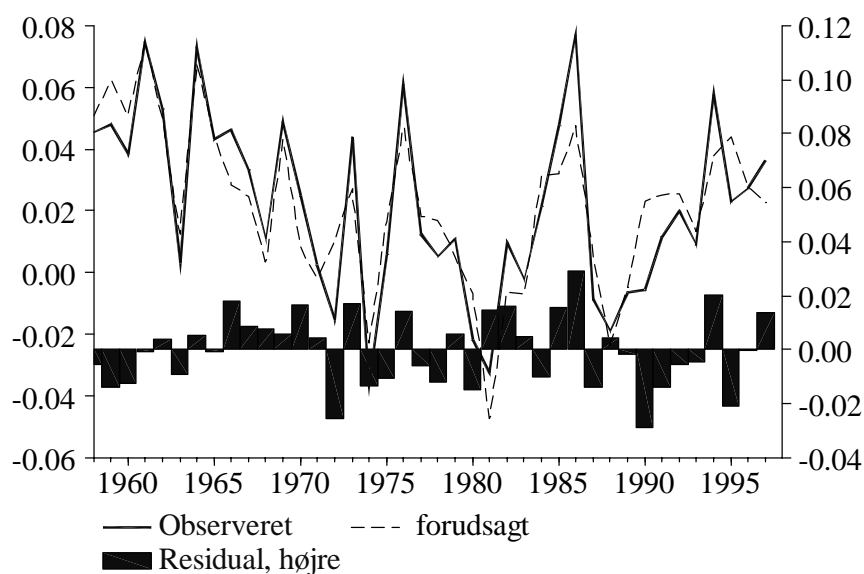
Som med $Cp41$ -relationen er det forsøgt at frigive priserne på kort sigt. I tabel A1 i appendix 2 fremgår estimationen af $Cp4xh$ -relationen når der anvendes nominelle størrelser for indkomst og formue, mens inflationen i prisen på boliger ($pchl$) og prisen på forbrug eksklusive boliger ($pcp4xhv$) tilgængæld indsættes i kort-sigts-dynamikken. Generelt set ændrer dette ikke væsentligt ved noget, da restriktionerne i tabel 7 i.f.t. tabel A1 i appendix 2 viser sig ikke at være statistisk signifikante.

Det er således muligt at estimere en relation for forbruget eksklusiv boligforbrug, der i sine egenskaber ligner den nuværende makroforbrugsrelation fra tabel 1 væsentligt mere, end den egentlige makroforbrugsrelation på omdefinert forbrugsbegreb fra tabel 5 gør. Det er især tilpasnings-parameteren, der estimeres større i $Cp4xh$ -relationen sammenlignet med $Cp41$ -relationen.

Tabel 7. Estimation af $Cp4xh$

Variabel	Adam-navn	Koefficient	Spredning	
Forbrug	$Dlog(Cp4xh/pcp4xhv)$			
Kort sigt	Indkomst, α_1	$Diff(Ydphk1xh/pcp4xhv)/$ $((Ydphk1-$ $xh_{-1}+Ydpskxh_{-1})/pcp4x-$ $hv_{-1})$	0.4082	0.0937
	Indkomst, α_2	$Diff(Ydpskxh/pcp4xhv)/$ $((Ydphk1-$ $xh_{-1}+Ydpskxh_{-1})/pcp4x-$ $v_{-1})$	0.2955	0.1495
	Formue, α_3	$Dlog(Wcp2_{-1}/pcp4xhv)$	0.3020	0.1214
	Substitutions-elasti- citet, α_4	$Dlog(pcp4xhv/pcp4v1)$	-0.5125	0.2063
Lang sigt:	Fejlkorrektionspara- meter, γ		0.4625	0.1358
	Indkomst-formue forhold, β_1	$\log(Ydpl1xh_{-1}/Wcp2_{-2})$	0.5629	0.0925
	Substitutions-elasti- citet, β_2	$\log(pcp4xhv_{-1}/pcp4v1_{-1})$	-1.5111	0.3826
	Trend, β_3	<i>tid</i>	-0.0036	0.0009
	Konstant, λ		6.3896	1.5837

Anm. n=1958-1997 s=0.0152 $R^2=0.79$ DW=2.09

Figur 4. Forklaringsevne i $Cp4xh$ -relationen

Det er imidlertid spørgsmålet, om ikke ovennævnte forhold afspejler et grundlæggende problem i den nuværende relation fra tabel 1. Man kan nemlig frygte, at nationalregnskabs praksis med at opgøre ejerboligforbruget som en imputeret husleje betyder, at almindelige substitutionsvirkninger fra boligmarkedet ikke kan rummes i modellen og derfor ender med at vise sig ved;

- at tidsserien for forbrug i tabel 1 i realiteten kun kommer til at afspejle bevægelser i ikke-bolig forbruget
- at koefficienten til formuen i tabel 1 bliver for stor

Første pind følger af, at det mængdemæssige boligforbrug udvikler sig som kapitalmængden af boliger, dvs. trægt, samtidig med at prisen på boliger også er næsten ubevægelig på grund af restrikerede huslejer. Derfor vil også udgiften til boligforbrug udvikle sig trægt og trendmæssigt, således at ændringer i det samlede forbrug stort set udelukkende afspejler ændringer i ikke-bolig forbruget. Dette forhold kan forklare såvel de store ligheder mellem estimationerne i tabel 1 og tabel 7 som forskellene mellem disse og tabel 5.

Anden pind kan forklares som følger: I almindelighed vil et stød til prisen på ejerboliger, fx fra renten, i følge økonomisk teori vise sig dels ved en *substitutionsvirkning*, bort fra boligforbrug og i retning af andet forbrug, dels ved en *indkomstvirkning*, der dæmper det samlede forbrug. Nationalregnskabets pris på boligforbruget (huslejen) påvirkes imidlertid ikke umiddelbart af ændringer i ejerboligprisen, og dermed kan ingen af disse effekter opfanges korrekt af en model estimeret på nationalregnskabstal, således heller ikke af modellen i tabel 1. Men forbruget af ikke-boliger, som er et velmålt tal, vil stige på grund af substitutionseffekten, og den eneste måde estimationen kan opfange dette på, er gennem koefficienten til formuen. De store formueeffekter, der altid har kunnet findes på ADAMs makroforbrug, kan derfor helt enkelt dække over, at almindelige substitutionseffekter mellem boligforbrug og andet forbrug på denne måde kommer ind "ad bagvejen". De modsat-rettede, dæpende effekter på hhv. boligforbrug og realindkomst viser sig slet ikke, da hverken huslejen eller boligbeholdningen jo ændrer sig på kort sigt.

Uanset hvilken relation, der vælges, bør den dog systemestimeres sammen med kontantprisrelationen.

5. Cp4 eksklusive boligforbrug systemestimeret med kontantprisrelationen

I tabel 8 fremgår estimationen af kontantpris-relation estimeret "for sig selv" - dens forklaringsevne kan ses i figur 5. Det er valgt at binde koefficienten til realforbrug pr. capita i kortsigtdynamikken til lang-sigts-parameteren, da den ellers estimeres utroværdigt højt, når den estimeres sammen med *Cp4xh*-relationen. Det er her værd

at bemærke, at forklaringsgraden kun er på 0.57.⁴

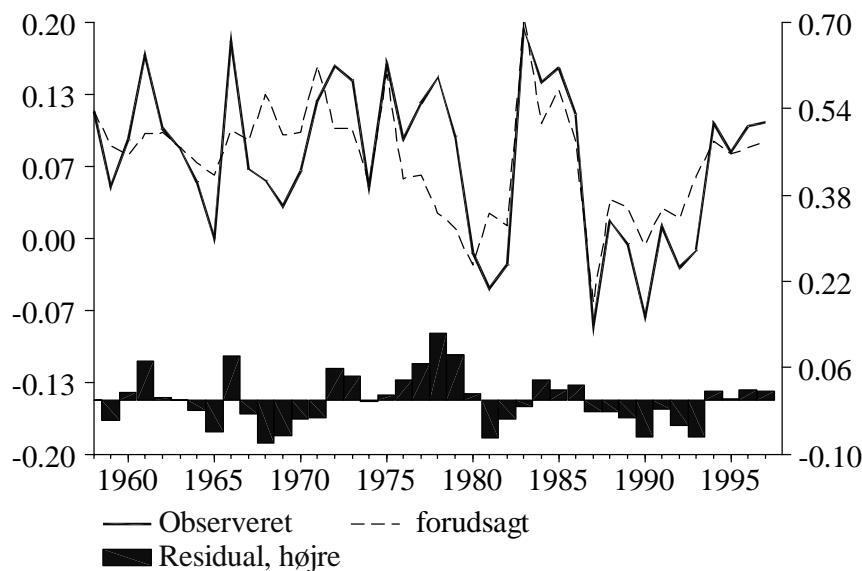
Tabel 8. Estimation af kontantpris-relationen

	Variabel	Adam-navn	Koefficient	Spredning
	Kontantpris	$dlog(phk)$		
Kort sigt:	Realforbrug pr. capita	$2/3 \cdot Dlog(cp4xh/(U \cdot pcp4xhv))$	0.8074	0.2394
	Usercost	$Dlog(buibh1/pcp4xhv)$	-0.3561	0.0711
Lang sigt:	Fejlkorrktionsparameter	$(fKbhw/fKbh)_{-1}$	0.5740	0.1948
	Realforbrug pr. capita	$log(cp4xh/(U \cdot pcp4xhv))_{-1}$	0.8074	0.2394
	Logistisk trend	$1/(1+((cp4xh/(U \cdot pcp4xhv))_{-1} / exp(\gamma_2))^{21})$	0.2916	0.1072
	Usercost	$log(phk \cdot buibh1/pcp4xhv)_{-1}$	-0.5141	0.1144
	Konstant		0.6425	1.0506

Anm. n=1958-1997 s=0.052 R²=0.57 DW=1.12

Trendparameteren γ_1 er bundet til -20, mens γ_2 estimeres frit til 4.0683 (med en spredning på 0.0381).

Figur 5. Kontantprisrelationens forklaringssevne



Kontantpris-relationen, estimeret som et system sammen med $Cp4xh$ -relationen (i den

⁴Forklaringsgraden kan øges (til ca 0.69) ved at ændre på den logistiske trend, der dog herved mere får karakter af en dummy. Dette har dog uheldige konsekvenser for modellens samlede egenskaber i form af store svingninger og ustabilitet. Det er derfor valgt at give afkald på noget af forklaringsgraden for at "redde" modellens samlede egenskaber.

rendyrkede teoretiske form), fremgår af tabel 9. I tabel A2 i appendix 2 fremgår systemestimation af $Cp4xh$ -relationen - med priserne frigivet på kort sigt - og kontantprisrelationen. Sammenlignes tabel 9 med tabel A2 i appendix 2 fremgår det, som ventet, at det ingen betydning har i systemestimationen om det er den "rene" teoretiske formulering af $Cp4xh$ -relationen eller relationen med priserne frigivet på kort sigt, der benyttes. Hvilken af de to relationer der vælges, afhænger dermed af, hvilke virkning de to relationer hver især har på de samlede modelegenskaber. Det kan allerede nævnes her, at den "rene" teoretiske formulering af $Cp4xh$ -relationen har knap så heldige dynamiske effekter i den samlede model - sammenlignet med dels den nuværende og dels relationen i tabel A2 i appendix 2. Den eneste større forskel er at substitutions-elasticiteten også indgår på kort sigt i den "rene" teoretiske formulering, og det må dermed være denne, der skaber de uheldige effekter. Hermed kan det anbefales, at det er relationen med priserne frigivet på kort sigt der anvendes.

Det interessante er at se hvad der sker, når $Cp4xh$ -relationen og phk -relationen estimeres sammen i en systemestimation. Sammenlignes tabel 7 og 9, kan det ses, at substitutions-elasticiteten falder i $Cp4xh$ -relationen, når den estimeres sammen med kontantpris-relationen i en systemestimation - det er dog værd at bemærke, at den ikke falder længere end til det niveau, den har i kontantpris-relationen, når denne estimeres "for sig selv", jf. tabel 8. Som ventet estimeres koefficienten til indkomst-formueforholdet i $Cp4xh$ -relationen større i systemestimationen. Dette skyldes, at systemestimationen korrigerer for en simultanitetsbias mellem formue og forbrug. Endeligt kan det ses, at tilpasnings-parameteren - desværre - estimeres lavere i $Cp4xh$ -relationen, når den estimeres sammen med kontantpris-relationen.

Derimod har det ikke den store betydning for kontantpris-relationen, om den estimeres sammen med makroforbrugs-funktionen eksklusiv boligforbrug eller "alene". Det er værd at bemærke, at $Cp4xh$, som tidligere nævnt, benyttes i stedet for indkomsten. Som bekendt er forbruget mere trægt end indkomsten hvilket betyder, at koefficienten estimeres større end tidligere. For at kunne sammenligne effekten på kontantprisen, af en stigning i indkomsten med tidligere estimationer, er det nødvendigt at gange med koefficienten til indkomsten i $Cp4xh$ -relationen, hvilket er ca. 0.3 jvf tabel 9 (et vægtet gennemsnit af 0.4122 og 0.1994).

Sammenlignes $Cp4xh$ -relationen med $Cp4I$ -relationen fra tabel 5 kan det ses, at der ikke længere er den store forskel i parametrene. Dette afspejler antageligt, at de konkrete normeringer af ligningerne generelt bliver mindre vigtige, når der systemestimeres. Men det betyder altså, at problemet med en meget lav tilpasningsparameter består. Vi burde derfor for fuldstændighedens skyld også estimere $Cp4I$ -relationen sammen med kontantpris-relationen i en systemestimation for at se, om ikke det så giver nogenlunde det samme som i tabel 9.

I tabel A1 i appendix 3 fremgår system-estimationen af $Cp4I$ -relationen og kontantpris-

relationen.⁵ Sammenlignes denne med system-estimationen af *Cp4xh*-relationen og kontantprisrelationen er den største forskel at tilpasningsparameteren er lavere i *Cp41*-relationen - dette skal så sammenholdes med at den i forvejen er lav i *Cp4xh*-relationen.

På grund af den lave tilpasningsparameter i *Cp41*-relationen er det valgt benytte *Cp4xh*-relationen - med priserne frigivet på kort sigt - i alfa-versionen af modellen.

⁵Det er her valgt at bibeholde *Cp4xh* i kontantprisrelationen. Erstattes denne med *Cp41* er den største forskel at fejlkorrektions-parameteren stiger.

Tabel 9. Systemestimation af $Cp4xh$ og kontantprisrelationen

	Variabel	Adam-navn	Koefficient	Spredning
	Forbrug	$Dlog(Cp4xh/pcp4xhv)$		
Kort sigt:	Indkomst, α_1	$Diff(Ydphk1xh/pcp4xhv)/$ $((Ydphk1xh_{-1}+Ydpskxh_{-1})/$ $pcp4xhv_{-1})$	0.4122	0.0843
	Indkomst, α_2	$Diff(Ydpskxh/pcp4xhv)/$ $((Ydphk1xh_{-1}+Ydpskxh_{-1})/$ $pcp4xhv_{-1})$	0.1994	0.1252
	Formue, α_3	$Dlog(Wcp2_{-1}/pcp4xhv)$	0.1805	0.1020
	Substitutions- elasticitet, α_4	$Dlog(pcp4xhv/pcp4v1)$	-0.3950	0.1865
Lang sigt	Fejlkorrrektions- parameter, γ		0.2896	0.0797
	Indkomst-formue forhold, β_1	$\log(Ydpl1xh_{-1}/Wcp2_{-2})$	0.7006	0.1251
	Substitutions- elasticitet, β_2	$\log(pcp4xhv_{-1}/pcp4v1_{-1})$	-0.5227	0.1002
	Trend, β_3	<i>tid</i>	-0.0023	0.0011
	Konstant, λ		4.0286	1.9992
Anm.	n=1958-1997	s=0.0141	$R^2=0.76$	DW=2.24
	Kontantpris	$dlog(phk)$		
Kort sigt:	Realforbrug pr. ca- pita	$2/3 \cdot Dlog(cp4xh/(U \cdot p-$ $cp4xhv))$	0.6589	0.2043
	Usercost	$Dlog(buibh1/pcp4xhv)$	-0.3570	0.0646
Lang sigt:	Fejlkorrrek- tionsparameter	$(fKbhv/fKbh)_{-1}$	0.6028	0.1755
	Realforbrug pr. ca- pita	$\log(cp4xh/(U \cdot$ $pcp4xhv))_{-1}$	0.6589	0.2043
	Logistisk trend	$1/(1+((cp4xh/(U \cdot$ $pcp4xhv))_{-1}/exp(\gamma_2))^{21})$	0.3567	0.0906
	Usercost	$\log(phk \cdot$ $buibh1/pcp4xhv)_{-1}$	-0.5227	0.1002
	Konstant		1.1847	0.8863

Anm. n=1958-1997 s=0.047 $R^2=0.56$ DW=1.13Trendparameteren γ_1 er bundet til -20, mens γ_2 estimeres frit til 4.0739 (med en spredning på 0.007335).

6. Estimation af boliginvesterings-relasjonen

Hidtil er boliginvesteringsrelasjonen estimeret sammen med kontantprisen i en systemestimation. Men da kontantpris-relasjonen nu estimeres sammen med makroforbrugsfunktionen, er det her valgt at estimere boliginvesterings-relasjonen for sig selv for at gøre det lidt mere enkelt. I tabel 10 fremgår estimationen af boliginvesterings-relasjonen. I forhold til tidligere er der medtaget 2 dummy-variabler, en der er 1 i 1972 og 1973 og en der er 1 i 1976. Ellers ligner estimations-resultatet tidligere estimationer af boliginvesterings-relasjonen - selv når den er estimeret som et system sammen med kontantprisrelasjonen. Som det fremgår af figur 6 er der forholdsvis store positive residualer i 1970'erne (på trods af de to dummy-variabler), mens der er negative residualer i 1980'erne, og starten af 1990'erne. Dette gjorde sig dog også gældende i den sidste reestimation (se modelgruppepapir TMK10300).

Tabel 10. Estimation af boliginvesterings-relasjonen

Variabel	Adam-navn	Koefficient	Spredning
Netto-boliginvesteringer	$Dlog(fkbh)$		
Konstant		0.0085	0.0021
Relativ kontantpris	$0.3 \cdot Dlog(Phk/(0.8 pibh + 0.2 phgk)) + log(Phk/(0.8 pibh + 0.2 phgk))_{-1}$	0.0289	0.0083
Antal off. støttede byggerier	$nbs/fkbh_{-1}$	1.0106	0.2190
Dummy	$d7273$	0.0097	0.0025
Dummy	$d76$	0.0047	0.0025
Fejlkorrrektionsled, fra kontantprisrelasjonen	$(Fkbhw/Fkbh)_{-1}$	0.0125	0.0091
Autokorrelation, rho		0.6000	bundet

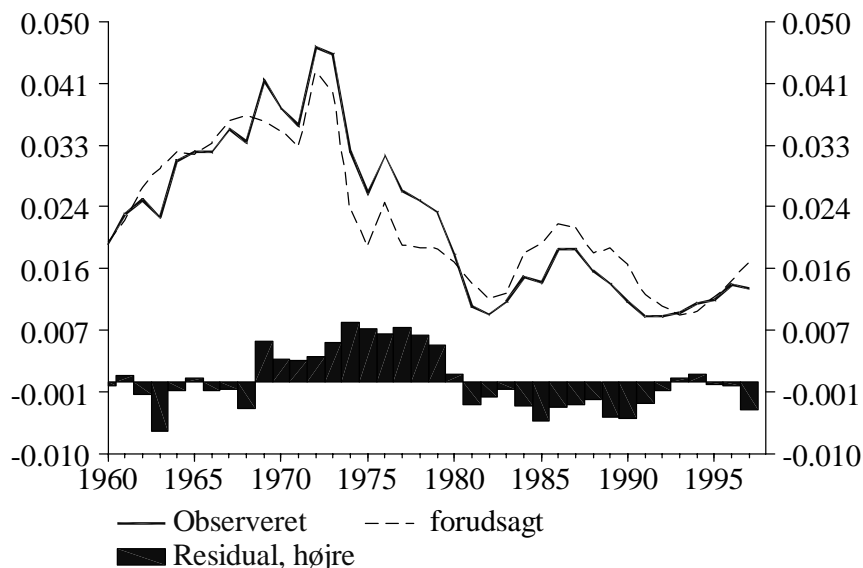
Anm. n=1960-1997 s=0.00286 R²=0.95 DW=1.51

7. Sammenfatning/konklusion

Hvis Ch udskiftes med et nyt udtryk, hvor den del af Ch , som stammer fra boliger beboet af ejeren, værdisættes ud fra kontantprisen og et usercostudtryk frem for nationalregnskabet's pch , opnås en dårligere relation. Derimod sker der en markant forbedring af forklaringsgraden, hvis der, i stedet for den disponible indkomst og formue, indgår nominelle størrelser, og priserne frigives på kort sigt, således at $dlog(pchl)$ og $dlog(pcp4xhv)$ indgår i kortsigts-dynamikken. Relationen præsenteret i tabel 5 er med andre ord et muligt emne som den fremtidige makroforbrugsfunktion. Der er dog to ulemper ved denne relation; Der er for det første en lav tilpasningsparameter (hvilket ikke ændres, når der system-estimeres med kontantprisrelasjonen); og for det andet er der et muligt estimations-problem, idet målefejl på boligforbruget vil

påvirke både venstre- og højre-side-variabler.

Figur 6. Boliginvesterings-relationens forklaringssevne



Hvis den samlede forbrugsrelation i stedet ændres, således at den ekskluderer boligforbruget, opnås der en rimelig beskrivelse af responsvariablen ($Cp4xh$). Desværre falder tilpasningsparametren i $Cp4xh$ -relationen, når relationen estimeres i et system sammen med kontantpris-relationen. Samlet kan det dog anbefales, at den kommende makroforbrugs-funktion bliver $Cp4xh$ -relationen - med priserne frigivet på kort sigt, jvf. appendix 2 - estimeret sammen med kontantpris-relationen i et system. Denne vælges fremfor den rent teoretiske relation, af hensyn til de samlede modelegenskaber.

Endeligt reestimeres boliginvesterings-relationen. I modsætning til tidligere er det valgt ikke at estimere boliginvesterings-relationen sammen med kontantprisrelationen, da denne nu estimeres i et system med $cp4xh$ -relationen. Estimationen af boliginvesterings-relationen ligner tidligere reestimationer af denne.

Det er værd at bemærke, at der arbejdes på at forbedre udtrykket for usercost i kontantprisrelationen, hvormed det kan forventes, at de enkelte relationer skal estimeres om. Det kan derfor ikke helt udelukkes, at vi i den endelige model-version vælger en af de andre relationer der er præsenteret her. For at have noget klar til alfa-modellen er det valgt at præsentere de foreløbige relationer i dette papir.

Appendix 1. Disponibel indkomst inklusiv eller eksklusiv indkomsten fra boligsektoren?

Vi skal her se på hvilken indflydelse det har på den nuværende forbrugsrelation, hvis der fra husholdningernes disponible indkomst fratrækkes indkomsten fra boligsektoren.

Estimationen af den nuværende forbrugsfunktion ($Cp4$), hvor indkomsten fra boligsektoren er fratrukket den disponible indkomst, fremgår af nedenstående tabel A1.

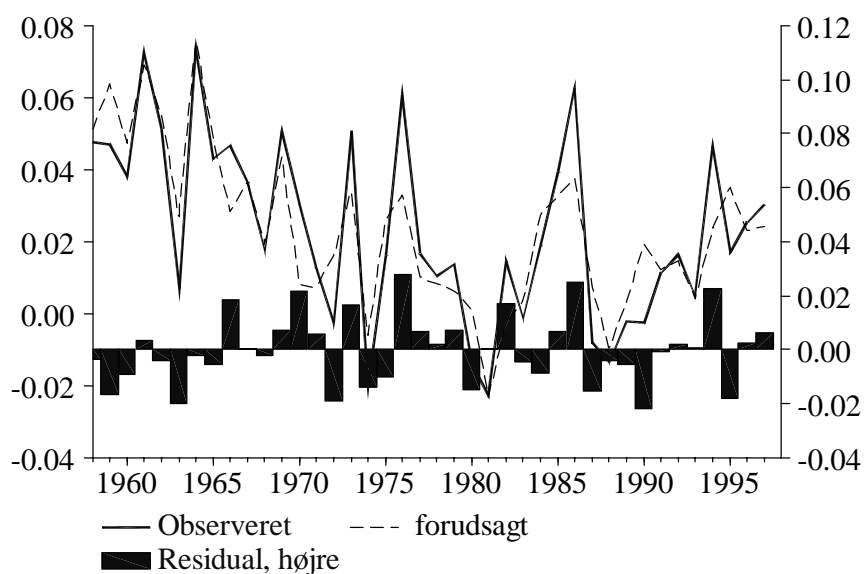
Tabel A1. Estimation af den nuværende forbrugsrelation ($cp4$) - disponible indkomst eksklusiv indkomst fra boligsektoren

Variabel	Adam-navn	Koefficient	Spredning
Forbrug	$d\log(Cp4/pcp4v)$		
Kort sigt:			
Indkomst, α_1	$D((Ydphk1xh/pcp4v)/((Ydphk1xh_{-1} + Ydpskxh_{-1})/pcp4v_{-1}))$	0.3346	0.0832
Indkomst, α_2	$D((Ydpskxh/pcp4v)/((Ydphk1xh_{-1} + Ydpskxh_{-1})/pcp4v_{-1}))$	0.2872	0.1201
Formue, α_3	$d\log(wcp1_{-1}/pcp4v)$	0.2672	0.0688
Lang sigt:			
Fejlkorrigeringsparameter, γ		-0.3215	0.0993
Indkomst-formue forhold, β_1	$\log(Ydpl1xh_{-1}/Wcp1_{-2})$	0.5185	0.0882
Konstant, λ			

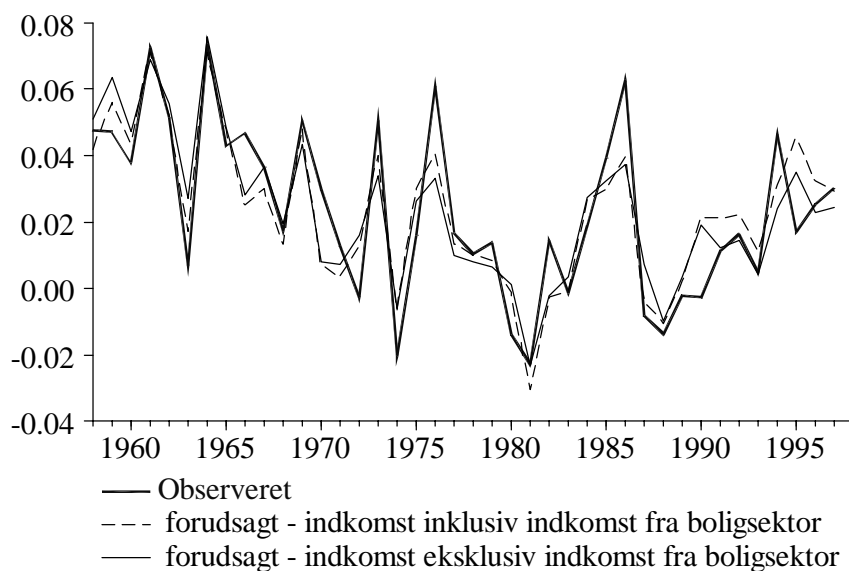
Anm. n=1958-1997 s=0.0138 R²=0.74 DW=2.22

Trenden er insignifikant og undlades derfor. Sammenlignes med tabel 1 kan det ses, at relationen bliver en anelse dårligere, og tilpasnings-hastigheden falder en del, hvilket er lidt foruroligende. Ellers er der ikke de store forskelle. I figur A1 fremgår forklarings-evnen af relationen i tabel A1, mens figur A2 viser den observerede udvikling i $d\log(Cp4/pcp4v)$ samt de fittede værdier ved estimationer i hhv. tabel 1 og A1. Som det fremgår er der ikke den store forskel i de fittede værdier, alt efter om indkomsten fra boligsektoren er fratrukket den disponible indkomst, eller den ikke er.

Figur A1. Forklaringsevnen i $CP4$ -relationen - disponibel indkomst eksklusiv indkomst fra boligsektoren



Figur A2. $Cp4$ -relationens forklaringsevne med og uden indkomsten fra boligsektoren i den disponible indkomst



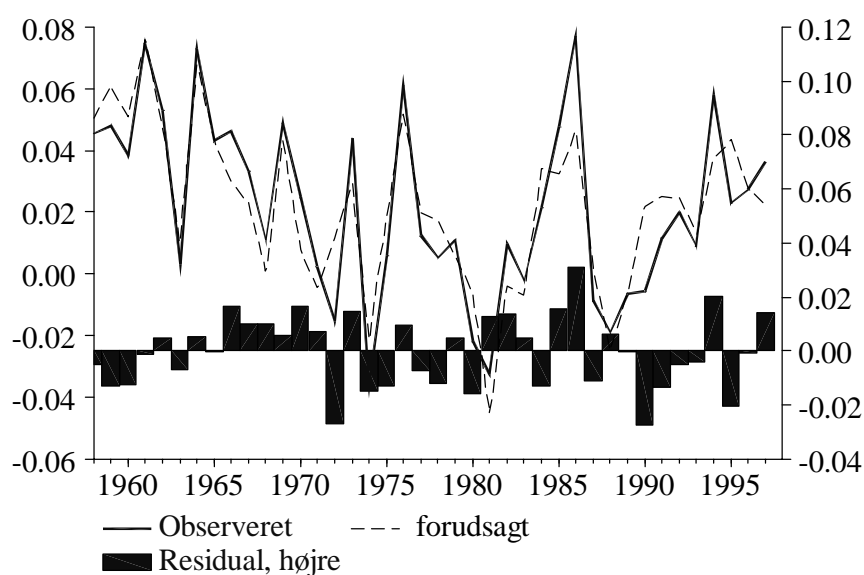
Appendix 2. Estimation af $Cp4xh$ -relationen med priserne frigivet på kort sigt

Tabel A1. Estimation af $Cp4xh$ med priserne frigivet på kort sigt

	Variabel	Adam-navn	Koefficient	Spredning
	Forbrug	$Dlog(Cp4xh/pcp4xhv)$		
Kort sigt:	Indkomst, α_1	$Diff(Ydphk1xh)/$ $(Ydphk1xh_{-1}+Ydpskxh_{-1})$	0.3984	0.0991
	Indkomst, α_2	$Diff(Ydpskxh)/$ $(Ydphk1xh_{-1}+Ydpskxh_{-1})$	0.2899	0.1467
	Formue, α_3	$Dlog(Wcp2_{-1})$	0.3126	0.1222
	Inflation, α_4	$Dlog(pcp4xhv)$	-0.7602	0.1512
	Inflation, α_5	$Dlog(pch1)$	0.0961	0.0377
Lang sigt:	Fejlkorrektionsparameter, γ		0.4846	0.1497
	Indkomst-formue forhold, β_1	$\log(Ydpl1xh_{-1}/Wcp2_{-2})$	0.5659	0.0903
	Substitutionselasticitet β_2	$\log(pcp4xhv_{-1}/pcp4v1_{-1})$	-1.4695	0.3965
	trend β_3	<i>tid</i>	-0.0034	0.0009
	Konstant, λ		5.8969	1.6976

Anm. n=1958-1997 s=0.0154 $R^2=0.79$ DW=2.06

Figur A1. Forklaringsevne i $Cp4xh$ -relationen med priser frigivet på kort sigt



Tabel A2. Systemestimation af $Cp4xh$ -relationen (med priser frigivet på kort sigt) og kontantprisrelationen

	Variabel	Adam-navn	Koefficient	Spredning
	Forbrug	$Dlog(Cp4xh/pcp4xhv)$		
Kort sigt:	Indkomst, α_1	$Diff(Ydphk1xh)/$ $(Ydphk1xh_{-1}+Ydpskxh_{-1})$	0.3835	0.0889
	Indkomst, α_2	$Diff(Ydpskxh)/$ $(Ydphk1xh_{-1}+Ydpskxh_{-1})$	0.1879	0.1212
	Formue, α_3	$Dlog(Wcp2_{-1})$	0.1924	0.1009
	Inflation, α_4	$Dlog(pcp4xhv)$	-0.6352	0.1192
	Inflation, α_5	$Dlog(pch1)$	0.0745	0.0342
Lang sigt:	Fejlkorrektionsparameter, γ		0.2856	0.0973
	Indkomst-formue forhold, β_1	$log(Ydpl1xh_{-1}/Wcp2_{-2})$	0.7120	0.1318
	Substitutionselasticitet β_2	$log(pcp4xhv_{-1}/pcp4v1_{-1})$	-0.5255	0.1023
	trend β_3	<i>tid</i>	-0.00214	0.0011
	Konstant, λ		3.7179	2.1058

Anm. n=1958-1997 s=0.0141 R²=0.76 DW=2.25

	Kontantpris	$dlog(phk)$		
Kort sigt:	Realforbrug pr. capita	$2/3 \cdot Dlog(cp4xh/(U \cdot pcp4xhv))$	0.6747	0.2065
	Usercost	$Dlog(buibh1/pcp4xhv)$	-0.3565	0.0647
Lang sigt:	Fejlkorrektionsparameter	$(Fkbhw/Fkbh)_{-1}$	0.5965	0.1768
	Realforbrug pr. capita	$log(cp4xh/(U \cdot pcp4xhv))_{-1}$	0.6747	0.2065
	Logistisk trend	$1/(1+((cp4xh/(U \cdot pcp4xhv))_{-1}/exp(\gamma_2))^{\eta_1})$	0.3499	0.0916
	Usercost	$log(phk \cdot buibh1/pcp4xhv)_{-1}$	-0.5255	0.1083
	Konstant		1.1144	0.8979

Anm. n=1958-1997 s=0.047 R²=0.56 DW=1.13

Trendparameteren γ_1 er bundet til -20, mens γ_2 estimeres frit til 4.07252 (med en spredning på 0.007521).

Appendix 3. Systemestimation af *Cp41*-relationen og kontantprisrelationen

Tabel A1. Systemestimation af *Cp41*-relationen (med priser frigivet på kort sigt) og kontantprisrelationen

	Variabel	Adam-navn	Koefficient	Spredning
	Forbrug	$Dlog(Cp41/pcp4xhv)$		
Kort sigt:	Indkomst, α_1	$Diff(Ydphk1xh)/$ $(Ydphk1xh_{-1}+Ydpskxh_{-1})$	0.3273	0.0683
	Indkomst, α_2	$Diff(Ydpskxh)/$ $(Ydphk1xh_{-1}+Ydpskxh_{-1})$	0.1510	0.0998
	Formue, α_3	$Dlog(Wcp2_{-1})$	0.1705	0.0812
	Inflation, α_4	$Dlog(pcp4xhv)$	-0.6325	0.1077
	Inflation, α_5	$Dlog(pch1)$	0.2381	0.0291
Lang sigt:	Fejlkorrektionsparameter, γ		0.2133	0.0818
	Indkomst-formue forhold, β_1	$\log(Ydpl1xh_{-1}/Wcp2_{-2})$	0.6859	0.1276
	Konstant, λ		-0.3669	0.2276
Anm.	n=1958-1997	s= 0.0117	R ² =0.88	DW=2.40
	Kontantpris	$dlog(phk)$		
Kort sigt:	Realforbrug pr. capita	$2/3 \cdot Dlog(cp4xh/(U \cdot pcp4xhv))$	0.6624	0.1968
	Usercost	$Dlog(buibh1/pcp4xhv)$	-0.3601	0.0646
Lang sigt:	Fejlkorrektionsparameter	$(Fkbhw/Fkbh)_{-1}$	0.6236	0.1757
	Realforbrug pr. capita	$\log(cp4xh/(U \cdot pcp4xhv))_{-1}$	0.6624	0.1968
	Logistisk trend	$1/(1+((cp41/(U \cdot pcp4xhv))_{-1}/\exp(\gamma_2))^{\gamma_1})$	0.3557	0.0880
	Usercost	$\log(phk \cdot buibh1/pcp4xhv)_{-1}$	-0.5113	0.0967
	Konstant		1.2069	0.8598

Anm. n=1958-1997 s= 0.0474 R²=0.56 DW=1.14

Trendparameteren γ_1 er bundet til -20, mens γ_2 estimeres frit til 4.0751 (med en spredning på 0.024231).