

## Sammenhæng mellem makroforbrug og boligforbrug II

### Resumé:

*I dette papir reestimeres de to alternative makroforbrugs-funktioner (Cp41-relationen og Cp4xh-relationen), der blev foreslået i modelgruppepapiret "Sammenhæng mellem makroforbrug og boligforbrug" (JAO20n01). Dette papir skal, som overskriften afslører, ses som en fortsættelse af JAO20n01.*

*Det nye her er, at der forsøges med et ændret udtryk for usercost på boliger, hvor der tillægges driftsudgifter (jvf. JAO28n01), og som følge heraf, en ny specifikation af buibh1 i kontantpris-relationen. Desuden er der kommet nye (endelige) kapital-tal, der nødvendiggør en reestimation. Som i førnævnte papir system-estimeres hhv. Cp41 og Cp4xh med kontantprisrelationen. Det konkluderes her, som i JAO20n01, at begge skitser kan anvendes som den fremtidige makroforbrugs-funktion. Vi har til feb02-modellen valgt at anvende Cp4xh-relationen. Mens der ikke er den store forskel på estimationerne af Cp41- og Cp4xh-relationerne sammenlignet med i JAO20n01, estimeres Phk-relationen her markant bedre end i JAO20n01. Desuden reestimeres boliginvesterings-relationen, uden at der sker de store ændringer.*

---

RHM13202.WPD

Nøgleord: Makroforbrug, kontantpris, boliginvesteringer, usercost, reestimation, logistisk trend

*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

I modelgruppepapiret “*Sammenhæng mellem makroforbrug og boligforbrug*” (JAO20n01) blev der, i forbindelse med en ny model for boligforbruget, afprøvet forskellige måder at inkorporere disse ændringer i relationen for det samlede forbrug. Helt præcist blev følgende 2 skitser vurderet; 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  $pch$  (den tilhørende forbrugs-relationen betegnes  $Cp41$ -relationen); 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-boligforbruget (denne forbrugs-relation betegnes  $Cp4xh$ -relationen). Begge viste sig at kunne lade sig gøre, men (estimationen af) mulighed 2) var den, der umiddelbart lå tættest på den nuværende, og blev foretrukket fremfor 1). Kontantprisrelationen blev desuden, sammen med makroforbrugsfunktionen, estimeret i en systemestimation således, at der bl.a. tages højde for en eventuel simultanitetsbias mellem makroforbrug og boligpris.<sup>1</sup> Ved system-estimation blev forskellen mellem 1) og 2) dog af mindre betydning.

Den grundlæggende opbygning i den nye forbrug/bolig-model, der blev foreslået i modelgruppepapiret JAO20n01, og som skal sikre en bedre sammenhæng mellem boligmodel og forbrugsmodel, kan kort sammenfattes på følgende måde; Det ønskede makroforbrug bestemmes stadig ud fra livscykelhypotesen:

$$Cp41 = Cp41(Ydpl1, Wcp2, pcp4v1)$$

Det nye er, at et CES-udgiftssystem fordeler dette samlede makroforbrug på boligforbrug ( $Ch$ ) og andet forbrug ( $Cp4xh$ ).

Som nævnt ovenfor kan der vælges mellem to alternative skitser. Den ene er, at det er ovenstående  $Cp41$ -funktion, der estimeres, og dermed anvendes som makroforbrugs-funktion.  $Cp4xh$  bestemmes så residualt ud fra  $Cp41$  og boligforbruget opsplittet på ejer/lejer. Alternativt kan det vælges at indsætte  $Cp41$ -relationen i efterspørgslen efter andet forbrug ( $Cp4xh$ -relationen), hvorved det bliver denne, der estimeres - og dermed anvendes som “makro-forbrugsfunktion”:

$$Cp4xh = Cp4xh(Ydpl1, Wcp2, pcp4xhv/pcp4v1)$$

hvor;

$Ydpl1$	disponibel indkomst, langt sigt
$Wcp2$	forbrugbestemmende formue
$pcp4xhv$	prisen på $Cp4xh$ .
$pcp4v1$	prisudtryk for forbrugsfunktion, $Cp41$ (med ejer-boligforbrug beregnet ud fra user cost).

---

<sup>1</sup>Umiddelbart kunne der være en mistanke om simultanitet mellem formue, samlet forbrug og kontantpris.

$Cp41$  bestemmes så som  $Cp4xh$  tillagt bolig-forbruget opsplittet på ejer/lejer. Forskellen mellem de to skitser er af rent teknisk karakter, og det er umiddelbart underordnet, hvilken der anvendes. Boligforbruget ( $fCh$ ) bestemmes, som tidligere, ved beholdningen:

$$Dlog(fCh)=Dlog(fKbh).$$

Boligbeholdningen bestemmes nu på følgende måde:

$$\begin{aligned} fKbh^0 &= fKbh(Cp4xh, phk \cdot Buibh1/pcp4xhv) \\ Dlog(phk) &= f(fKbh^0/fkbh, Buibh1/pcp4xhv, Cp4xh) \\ Dlog(fkbh) &= (phk/pibh, fKbh^0/fkbh) \end{aligned}$$

hvor;

$phk$	Kontantprisen på enfamiliehuse
$Buibh1$	hjælpevariabel for usercost for enfamiliehuse
$fKbh^0$	Ønsket boligbeholdning
$fKbh$	Kapitalmængde for bygninger og anlæg i erhverv h
$pibh$	Investeringsprisen på boliger

Som udgangspunkt er det valgt at anvende  $Cp4xh$ -relationen som "makroforbrugs-funktion" til feb02-modellen. Det kan dog på et senere tidspunkt (næste modelversion?) overvejes at anvende  $Cp41$ -funktionen istedet - forskellen er, som nævnt, af ren teknisk karakter.

Der henvises til modelgruppepapirerne JAO20n01 og JAO28n01 for en mere gennemgribende teoretisk gennemgang af den nye forbrugs/bolig-model og de generelle overvejelser bag de estimerede relationer, samt en nærmere specifikation af de forskellige variabler mm..

Det nye i dette papir er, at der forsøges med et ændret udtryk for usercost på boliger, hvor der tillægges driftsudgifter (jvf. modelgruppepapiret "*Ændringer i boligmodellen til førstkommende modelversion*", JAO28n01), og som følge heraf ændres usercost-udtrykket i kontantpris-relationen. Helt præcist bliver den nuværende  $buibh1$  erstattet af;  $Che/(fche \cdot phk)$ , hvor  $Che$  er boligforbrug for ejere (beregnet ud fra usercost tillagt driftsudgifter). Dette betyder, at den ønskede boligbeholdning nu bliver bestemt som:

$$fKbh^0 = fKbh(Cp4xh, pche/pcp4xhv)$$

Hvor  $pche=Che/fChe$ , og er prisen på ejer-boligforbrug, beregnet ud fra user cost.

Kontantprisen bestemmes nu på følgende måde:

$$Dlog(phk) = f(fKbh^0/fkbh, ((pche/phk)/pcp4xhv, Cp4xh)$$

For en nøjagtig specifikation af de ændringer der er foretaget i specifikationen af usercost mm. - herunder bestemmelsen af  $Che$  -, henvises til modelgruppepapiret "*Ændringer i boligmodellen til førstkommende modelversion*" (JAO28n01).

Der er desuden kommet nye kapital-tal, som ligeledes nødvendiggør en reestimation. Endeligt er tallene for 1998 blevet endelige, således at estimations-perioden nu er 1958-1998. Der præsenteres i dette papir estimationer både af  $Cp4xh$ -relationen og  $Cp4I$ -relationen system-estimeret med kontantprisrelationen. Derudover reestimeres boliginvesterings-relationen.

I appendiks 1 præsenteres en række multiplikator-eksperimenter med en isoleret boligdelmodel. Multiplikator-eksperimenter med den nye forbrug/bolig-model i den samlede model vil senere blive behandlet i et særskilt papir - helt præcist sker dette i modelgruppepapiret "*Multiplikatoreksperimenter med ny forbrugs- og boligmodel til ADAM, februar 2002*" (RHM20401).

## 2. Estimation af $Cp4xh$ og $phk$ med nye kapitaltal og usercost

I tabel 1 fremgår estimationen af  $Cp4xh$ - og  $phk$ -relationerne med de nye usercost og kapitaltal.<sup>2</sup> Umiddelbart ændres der ikke væsentligt ved  $Cp4xh$ -relationen, når der anvendes nye usercost og kapitaltal. Den største forskel er, at fejlkorrektionsparameteren nu er blevet mindre. Dette skyldes dog, at det her er valgt at droppe den lineære trend, da denne nu er insignifikant. Droppes trenden har det den konsekvens, at fejlkorrektionsparameteren falder - samtidig er koefficienten til indkomsten i langsigs-relationen dog steget således, at produktet af fejlkorrektionsparameteren og den langsigtede indkomst-elasticitet er stort set uændret, med hhv. uden trend. Medtages der en lineær trend, stiger fejlkorrektionsparameteren til ca 0.32. I  $phk$ -relationen ændres der lidt mere, bl.a estimeres indkomst-elasticiteten (realforbrug pr. capita) større på både kort og lang sigt, når de nye usercost og kapital-tal anvendes.<sup>3</sup> Desuden stiger forklaringsgraden i  $phk$ -relationen markant, når det nye usercost-udtryk anvendes.

Det har været forsøgt at øge tilpasningen i  $phk$ -relationen ved at hæve fejlkorrektions-parameteren til den værdi, den havde i apr00-modellen - hvilket er ca 0.75. Årsagen til dette er, at multiplikator-eksperimenter (dels i den samlede model og dels i en boligdelmodel) har vist, at tilpasningen af modellen til ligevægt er blevet trægere sammenlignet med apr00-modellen. Dette blev dog droppet igen, da det gav anledning til større svingninger i den samlede model, bl.a som følge af, at "pris-elasticiteten" næsten blev halveret samtidig med, at indkomst-elasticiteten kun faldt lidt. Dette er det velkendte fænomen med, at forholdet ml. indkomst- og pris-elasticiteten er afgørende for, hvor store svingninger der kommer i modellen - derudover vil større tilpasningsparamater også i sig selv give større svingninger.

Som tidligere er det valgt at medtage en logistisk trend i  $phk$ -relationen. Denne trend skal fange den større indkomst-elasticitet i boligefterspørgslen, der var fra midten af 1960'erne og 20 år frem - optegnes indkomst-elasticiteten som funktion

---

<sup>2</sup>Den "tilhørende" relation i modelgruppepapiret JAO20n01 er tabel A2 i appendix 2 i førnævnte papir.

<sup>3</sup>Det er dog værd at bemærke, at i JAO20n01 var koefficienten til realforbrug pr. capita i kortsigts-relationen bundet til 2/3 af langsigs-relationen.

af  $\log(cp4xh/upcp4xhv)$  fås en "klokkeformet" kurve for indkomstelasticiteten. I appendiks 2 vises effekten af denne trend på indkomstelasticiteten i boligefter-spørgslen - helt præcist vises her indkomst-elasticiteten som funktion af tiden. Som det fremgår af nedenstående tabel 1 er det  $Cp4xh$  der indgår i den logistiske trend. I appendiks vises også forskellen mellem, om det er  $Cp4xh$  eller  $Cp4l$ , der indgår i trenden.

**Tabel 1. Systemestimation af  $Cp4xh$ -relationen og kontantprisrelationen**

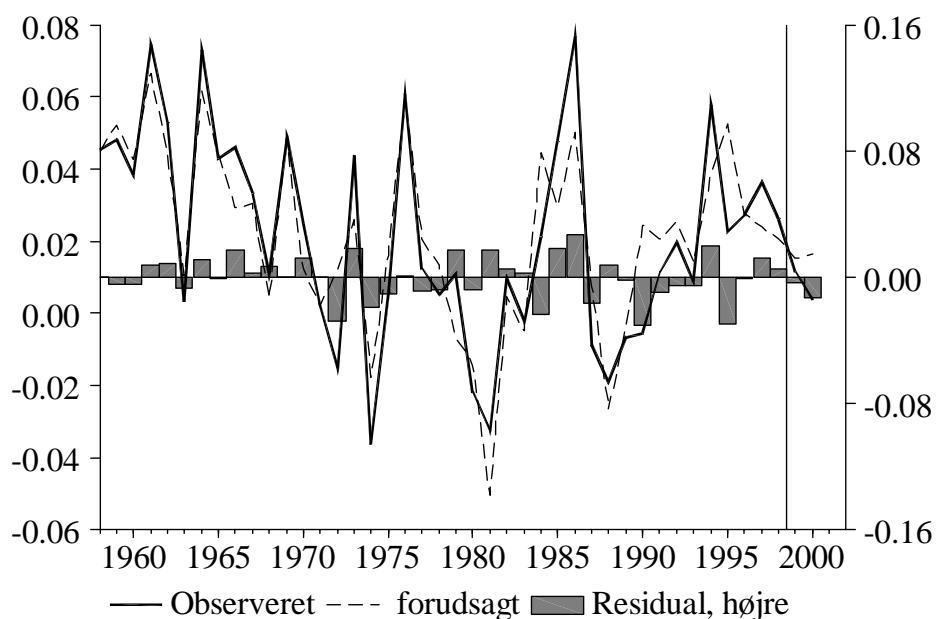
	Variabel	Adam-navn	Koefficient	Spredning
	Forbrug	$D\log(Cp4xh/pcp4xhv)$		
Kort sigt:	Indkomst	$Diff(Ydphk1xh)/$ $(Ydphk1xh_{-1}+Ydpskxh_{-1})$	0.4093	0.0855
	Indkomst	$Diff(Ydpskxh)/$ $(Ydphk1xh_{-1}+Ydpskxh_{-1})$	0.1990	0.1119
	Formue	$D\log(Wcp2_{-1})$	0.2418	0.0985
	Inflation	$D\log(pcp4xhv)$	-0.7047	0.1079
	Inflation	$D\log(pch1)$	0.1005	0.0306
Lang sigt:	Fejlkorrigeringsparameter		0.2383	0.0824
	Indkomst-formue forhold	$\log(Ydpl1xh_{-1}/Wcp2_{-2})$	0.8593	0.1171
	Substitutionselasticitet	$\log(pcp4xhv_{-1}/pcp4v1_{-1})$	-0.5535	0.1139
	Konstant		-0.2960	0.2047
Anm.	n=1958-1998	s=0.0137	$R^2=0.77$	DW=2.45

	Kontantpris	$d\log(phk)$		
Kort sigt:	Realforbrug pr. capita	$D\log(cp4xh/(U \cdot pcp4xhv))$	1.2116	0.2891
	Usercost	$D\log((pche/phk)/pcp4xhv)$	-0.4319	0.0499
Lang sigt:	Fejlkorrigeringsparameter	$(Fkbhw/Fkbh)_{-1}$	0.5627	0.1243
	Realforbrug pr. capita	$\log(cp4xh/(U \cdot pcp4xhv))_{-1}$	0.7589	0.2282
	Logistisk trend	$1/(1+((cp4xh/(U \cdot pcp4xhv))_{-1}/\exp(\gamma_2))^{\gamma_1})$	0.4724	0.0982
	Usercost	$\log(pche/pcp4xhv)_{-1}$	-0.5535	0.1139
	Konstant		2.3507	0.8836
Anm.	n=1958-1998	s=0.03638	$R^2=0.74$	DW=1.33

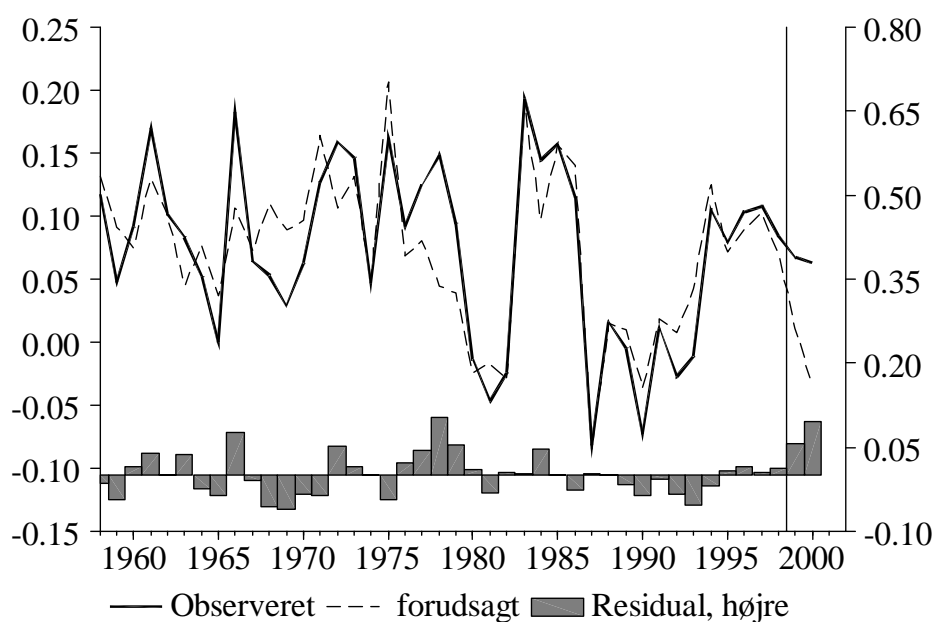
Trendparameteren  $\gamma_1$  er bundet til -20, mens  $\gamma_2$  estimeres frit til 4.08165 (med en spredning på 0.014458).

Af figur 1 og 2 fremgår de to relationers forklaringssevne. Her lader der ikke til at være problemer, tværtimod er *phk*-relationens forklaringssevne blevet markant bedre sammenlignet med resultaterne i JAO20n01. Kontantpris-relationen skyder dog lidt ved siden af i de foreløbige år, hvilket kan skyldes den stigende anvendelse af flex-lån. Umiddelbart virker det problemløst, når de nye usercost og kapital-tal anvendes, og der opnås nogle brugbare relationer. Specielt *phk*-relationen er blevet markant forbedret ved anvendelse af det nye usercost-begreb og kapital-tal - hovedårsagen til den bedre *phk*-relation er det nye usercost-begreb.

**Figur 1. *Cp4xh*-relationens forklaringssevne**



**Figur 2. *Phk*-relationens forklaringssevne**



I modelgruppepapiret JAO20n01 blev *Cp41*-relationen i første omgang fravalgt, da denne relation bl.a havde en lav tilpasnings-parameter, hvormed *Cp4xh*-relationen blev valgt til beta-versionen af feb02-modellen. Det viste sig dog, at når *Cp41*-relationen blev estimeret sammen med kontantpris-relationen, blev forskellen mellem *Cp4xh*-relationen og *Cp41*-relationen af mindre betydning. Til feb02-modellen er det dog stadig valgt at anvende *Cp4xh*-relationen som makroforbrugs-funktion. For sammenligningens skyld er det dog også her valgt at estimere *Cp41*-relationen. Resultatet af dette fremgår af tabel 1 i bilag 1.<sup>4</sup>

Heller ikke her ændres der væsentligt ved størrelsen af de estimerede koefficienter i forbrugs-relationen (sammenlignet med i JAO20n01). Det er dog værd at bemærke, at koefficienten til selskabsindkomsten falder en hel del, og er langt fra signifikant - tidligere blev den også insignifikant, dog ikke så markant. Det kan overvejes, om selskabsindkomsten helt skal droppes på kort sigt i forbrugs-funktionen. Derudover er fejlkorrektions-parameteren nu estimeret større, hvorimod den langsigtede indkomst-elasticitet er faldet til 0.52. *Phk*-relationen bliver desuden også her betydelig bedre end i JAO20n01.

Sammenlignes resultaterne ved at estimationen af hhv. *Cp41* og *Cp4xh* kan det ses, at det umiddelbart ikke gør den store forskel, om det er *Cp41*-funktionen eller *Cp4xh*-funktionen, der anvendes som makroforbrugsfunktion. En ulempe ved *Cp41*-relationen er, at den langsigtede indkomst-elasticitet kun estimeres til 0.53, hvilket er meget lavt. Derudover bliver dels koefficienterne til både selskabernes og husholdningrenes indkomst, og dels til formue mindre i kortsigts-relationen i forbrugs-funktionen, når det er *Cp41*-funktionen, der estimeres. En af årsagerne til, at *Cp4xh*-relationen blev valgt i første omgang var, at fejlkorrektions-parameteren blev estimeret "en del" større i *Cp4xh*-funktionen sammenlignet med *Cp41*-relationen. Dette gør sig dog ikke gældende mere, tværtimod estimeres fejlkorrektions-parameteren nu større i *Cp41*-relationen! På trods af dette er det valgt at fastholde *Cp4xh*-relationen som "makroforbrugsfunktionen" til den endelige version af feb02-modellen. Dette skyldes bl.a den lave koefficient til indkomst i langsigts-relationen i *Cp41*-funktionen, samt at *Cp4xh*-relationen er bedre aftestet i den samlede model. Overordnet set kan der dog både estimeres brugbare forbrugsrelationer, hvor det er *Cp41*, der er responsvariablen, og hvor det er *Cp4xh*, der er responsvariabel. Begge er derfor mulige fremtidige makroforbrugs-funktioner. Til næste model version kan der dermed arbejdes videre med *Cp41*-relationen, og eventuelt kan denne anvendes som den fremtidige makroforbrugsfunktion.

### 3. Reestimation af boliginvesterings-relationen

Det er også nødvendigt at reestimere boliginvesterings-relationen. I tabel 2 fremgår denne, når fejlkorrektionsleddet fra *phk*-relationen i tabel 1 anvendes - stort set samme resultat opnås, når det er fejlkorrektionsleddet fra *phk*-relationen i tabel 1 i bilag 1, der anvendes. I beta-versionen af feb02-modellen er der medtaget to 2

---

<sup>4</sup>Den "tilhørende" relation fra modelgruppepapiret JAO20n01 fremgår af tabel A1 i appendix 3 i førnævnte papir.

dummy-variabler, en der er 1 i 1972 og 1973, og en der er 1 i 1976. Det er her valgt at droppe disse, da de, hvis de medtages, bl.a betyder en lavere tilpasningsparameter. Her er der ellers ikke sket de store ændringer, hvis der sammenlignes med resultaterne i tabel 10 i JAO20n01.

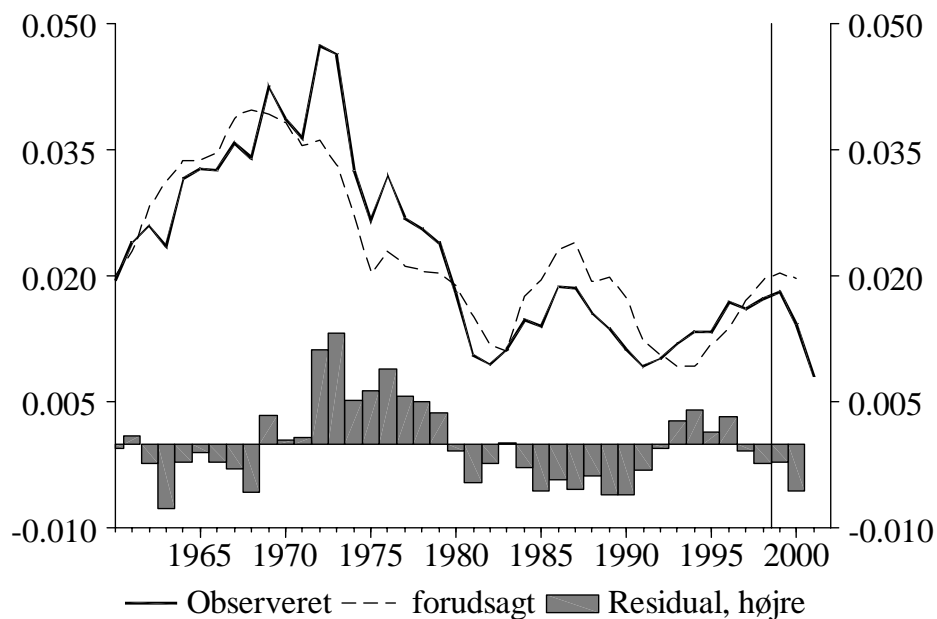
Relationens forklaringssevne fremgår af figur 3. Som tidligere er der også her forholdsvis store positive residualer i 1970'erne, mens der er negative residualer i 1980'erne. Det er forsøgt bl.a at ændre rho, samt kun at estimere fra 1970 for at se om dette kunne forbedre relationens forklaringssevne. Disse foranstaltninger har dog ikke den store indvirkning, og det blev fastholdt at estimere fra 1960 samt bibeholde rho på 0.6.

**Tabel 2. Estimation af boliginvesterings-relationen**

Variabel	Adam-navn	Koefficient	Spredning
Netto-boliginvesteringer	$D\log(fkbh)$		
Konstant		0.008885	0.00253
Relativ kontantpris	$0.3 \cdot D\log(Phk/(0.8 pibh+0.2 phgk)) + \log(Phk/(0.8 pibh+0.2 phgk))_{-1}$	0.035374	0.01097
Antal off. støttede byggerier	$nbs/fkbh_{-1}$	1.03531	0.26189
Fejlkorrigeringsled, fra kontantprisrelationen	$(Fkbhw/Fkbh)_{-1}$	0.01775	0.01129
Autokorrelation, rho		0.6000	bundet

Anm. n=1960-1998 s=0.003571 R<sup>2</sup>=0.90 DW=1.65

**Figur 3. Boliginvesterings-relationens forklaringssevne**





#### 4. Konklusion

Umiddelbart er der ingen problemer med at estimere hverken  $Cp4xh$ -relationen,  $Cp41$ -relationen eller  $phk$ -relationen med den ny specifikation af usercost og de nye kapitaltal.

Mens der ikke ændres væsentligt ved hverken  $Cp4xh$ -relationen eller  $Cp41$ -relationens forklaringssevne, når der anvendes ny usercost på ejerboliger samt nye kapital-tal, bliver  $phk$ -relationens forklaringssevne markant forbedret, når disse nye usercost og kapital-tal anvendes. Dette uanset om det er  $Cp4xh$  eller  $Cp41$ , der anvendes som makroforbrugs-funktion. Hovedårsagen til den forbedrede  $Phk$ -relation skal findes i den nye definition af usercost.

Der er ikke den store forskel på estimationerne af  $Cp4xh$ -funktionen og  $Cp41$ -funktionen, og det virker umiddelbart af mindre betydning, hvilken der anvendes som den nye makroforbrugs-relation. Til feb02-modellen er det valgt at anvende estimationen af  $Cp4xh$ -relationen bl.a som følge af den lave langsigtede indkomst-elasticitet i  $Cp41$ -relationen, samt at  $Cp4xh$ -relationen er bedre aftestet i den samlede model. Til næste modelversion burde det overvejes, om det istedet skulle være  $Cp41$ -relationen, der skal anvendes, ligesom det, jvf appendiks 2, kan overvejes at anvende  $Cp41$  i den logistiske trend i  $phk$ -relationen.

I appendiks 1 præsenteres en række multiplikator-eksperimenter med en isoleret boligdelmodel. Der henvises til modelgruppepapiret "*Multiplikatoreksperimenter med ny forbrugs- og boligmodel til ADAM, Februar 2002*" (RHM20402) for multiplikator-eksperimenter med den nye forbrug/bolig-model i den samlede model.

## Appendiks 1. Multiplikator eksperimenter i isoleret bolig-delmodel

### 1. Indledning

Vi skal her se på en række eksperimenter i en isoleret bolig-delmodel.

For bedre at kunne se hvordan de forskellige stød til usercost (*uibh*) påvirker modellen, har vi delt usercost op i følgende delkomponenter:

- $uibheu = (1-tsuih) \cdot iw bz + bfinvbh - 0.50 \cdot Rpibhe$ . Dette kan fortolkes som det egentlige "rene" usercost-led. I den delmodel der her ses på er *Rpibhe* eksogen.
- $uibhes = (tsuih \cdot yrphs + fKnbhe(-2)/(fKnbp(-2)+fKnbh(-2))) \cdot Sigej + ssyej)/fChe$ . Denne variabel vedrører ejendoms-beskatningen.
- $bfKnbhe = fKnbhe(-1)/fKbhe(-1)$ . Dette led er forholdet mellem brutto- og nettokapitalen.
- $buibh1 = Che/(fche \cdot phk)$

Vi udfører følgende stød til modellen:

- A. Indkomsten hæves med 1 %
- B. Renten hæves med 1 procent point
- C. Antallet af offentligt støttede byggerier (*nbs*) øges med 5 procent
- D. Skatteværdien af rentefradraget (*tsuih*) sænkes med 1 procent point
- E. Ejendomsværdiskatten (*tqkej*) hæves med 1 procent point
- F. Grundskylden (*tqej*) hæves med 1 procent point
- G. Øget kontantpris (stød til JR-leddet)
- H. Øgede boliginvesteringer (stød til JR-leddet)

## 2. Multiplikator-eksperimenter - isoleret bolig-delmodel

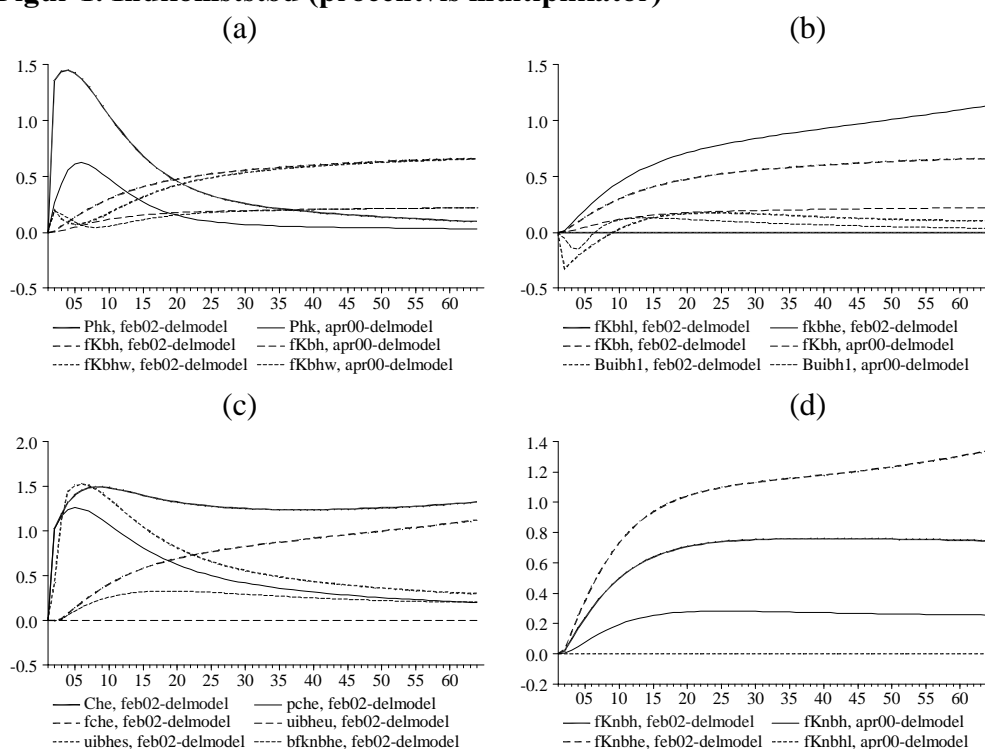
### A. Indkomststød

Indkomsten hæves her med 1 pct. - i feb02-modellen er det *Cp4xh*, der permanent hæves med 1 procent, mens *Ydpl* permanent hæves med 1 procent i apr00-modellen. Effekten af dette eksperiment på en række interessante bolig-variabler fremgår af figur 1.

Modellens grundtræk er velkendte, den permanente forøgelse af indkomsten hæver boligefterspørgslen. Da boligstokken på kort sigt er en træg størrelse, resulterer dette indledningsvis i en stigende kontantpris (*phk*). Dette medfører, at profitabiliteten ved boliginvesteringer øges, og de større investeringer indebærer en vækst i boligbeholdningen. I takt med den stigende boligbeholdning falder kontantprisen ned mod udgangsniveauet.

Figuren belyser også, hvordan ejerboligforbruget ( $fChe$ ), prisen på ejerboligforbruget ( $pche$ ) og ejerboligydelser ( $Che$ ) udvikler sig.<sup>5</sup> På kort sigt er  $fChe$  uelastisk, og følgelig stiger både brugerpris og ydelse i takt med kontantprisen, der efter 4 år er steget ca. 1.5 pct.. Ydelsesprisen stiger dog umiddelbart ikke helt så meget, fordi stigningen i ejendomsskatterne først kommer med nogen forsinkelse (hvilket formelt giver sig udtryk i at  $Buibh1$  falder). Efter ca. 5 år er priserne kulmineret og begynder at falde, i takt med at boligbeholdningen, og dermed boligforbruget, stiger. Ydelsen er derimod fortsat høj, netop fordi det mængdemæssige boligforbrug øges. På lang sigt er prisstigningerne forsvundet, idet kontantprisen er konvergeret til den eksogene investeringspris, men ydelsen er stadig steget ca. 1.5 pct., nu stort set alene som følge af en mængdemæssig stigning i boligforbruget.

**Figur 1. Indkomststød (procentvis multiplikator)**



Det ses dog, at ydelsesprisen ikke helt falder tilbage til 0, idet der sker en permanent forøgelse af forholdet mellem netto- og bruttokapital; dette burde nok ikke forekomme, og må betragtes som en modelteknisk finesse i modelleringen af dette forhold. Det ses også, at ejerboligforbruget ( $fChe$ ), endnu ikke er stabilt efter 60 år; dette skyldes langsom tilpasning i både kontantprisen og boliginvesteringsrelationen. Forsøg med at tvinge tilpasningen op viser, at  $fChe$  i så fald stabiliserer sig, men at der til gengæld så kommer flere svingninger i den samlede model.

<sup>5</sup> $pche$  er prisen på ejer-boligforbrug, beregnet ud fra usercost, og er defineret på følgende måde:  $pche = Che/fChe$ .  $Che$  er boligforbrug for ejere (beregnet ud fra usercost tillagt driftsudgifter), og bestemmes på følgende måde:

$$\begin{aligned}
 Che = & (fKbhe(-1)/fKbh(-1)) \cdot (Vh + (pch-ahch \cdot pxh) \cdot fCh) \\
 & + phk \cdot fKnbbhe(-1) \cdot ((1-tsuih) \cdot iw bz + bfinvbh - 0.50 \cdot Rpibhe) \\
 & + tsuih \cdot Yrphs + Siquejh \cdot fKnbbhe(-2)/fKnbb(-2) + Ssyey
 \end{aligned}$$

Som den nye boligmodel er udformet, med opdeling på ejer/lejer, er det ejerboligmarkedet, der tager hele tilpasningen - lejerboligbeholdningen påvirkes overhovedet ikke, hvilket er helt efter hensigten, og vil gå igen i den øvrige eksperimenter.

Det ses ligeledes af figuren, at ejendomsbeskatningen bidrager til at øge usercost. Denne effekt skyldes den øgede kontantpris, og ejendoms-skatterne bidrager således til at dæmpe den initiale stigning i kontantprisen.

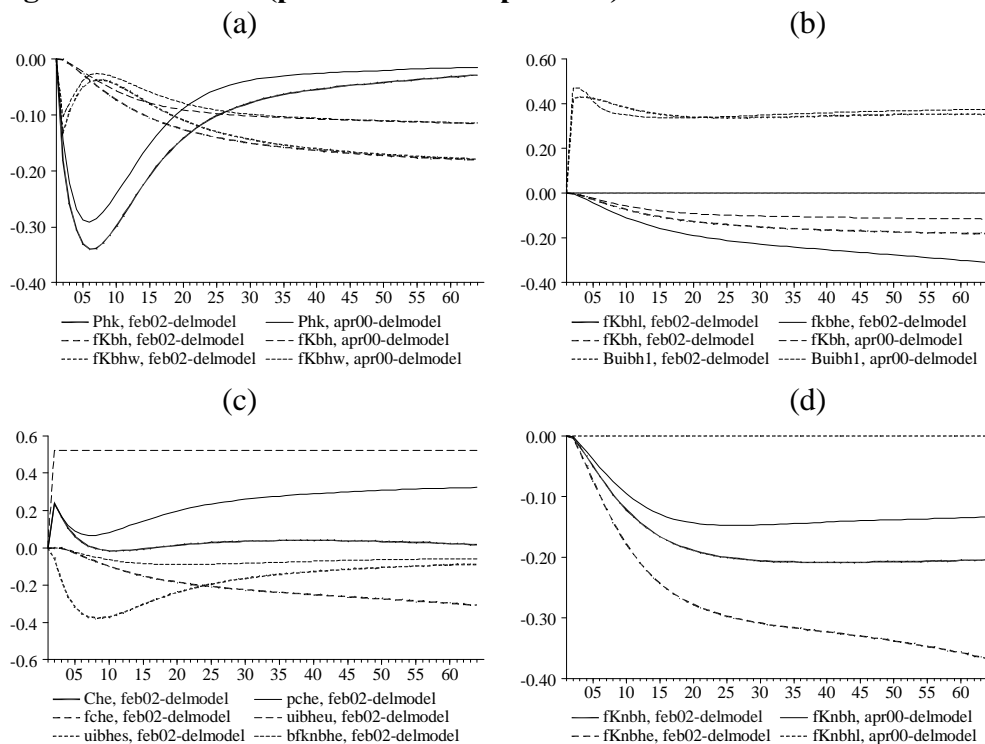
Sammenlignes modelversion februar 2002 med den tidligere version, april 2000, ses det, at effekten på den ønskede boligbeholdning (*fKbhw*) og kontantprisen (*phk*) er væsentlig større i den nye model. Dette er som forventet, da boligefter-spørgselsens indkomstelasticitet er hævet fra 0,24 til 0.75 - den kortsigtede indkomst-elasticitet er ovenikøbet hævet fra 0.25 til 1.21!

Tilpasningen mod langsigtligvægten tager længere tid i den nye model. Dette skyldes de generelt større effekter, der kommer fra den større indkomstelasticitet.

## B. Stød til renten

Renten hæves her med 1 procent point (upd *iwbz* 2002 2064 · 1.01). Effekten af dette stød fremgår af figur 2.

**Figur 2. Rente-stød (procentvis multiplikator)**



Dette eksperiment medfører, at usercost stiger, hvilket får boligefter-spørgslen til at falde. På kort sigt er det *phk*, der tager hele tilpasningen, hvormed denne falder. Dette resulterer i faldende investeringer, da disse nu er mindre profitable. De

lavere investeringer vil reducere boligbeholdningen, og i takt med faldet i boligbeholdningen vil kontantprisen vende tilbage til udgangsniveauet.

Bolig-udgiften ( $Che$ ) og prisen ( $pche$ ) stiger begge på kort sigt, som følge af den stigende rente. Selvom faldet i kontantprisen modvirker denne stigning, går der alligevel ca 5 år, før udgiftsstigningen helt neutraliseres, fordi  $phk$  tilpasser sig trægt. Effekten på prisen forbliver positiv, som følge af at usercost er steget.

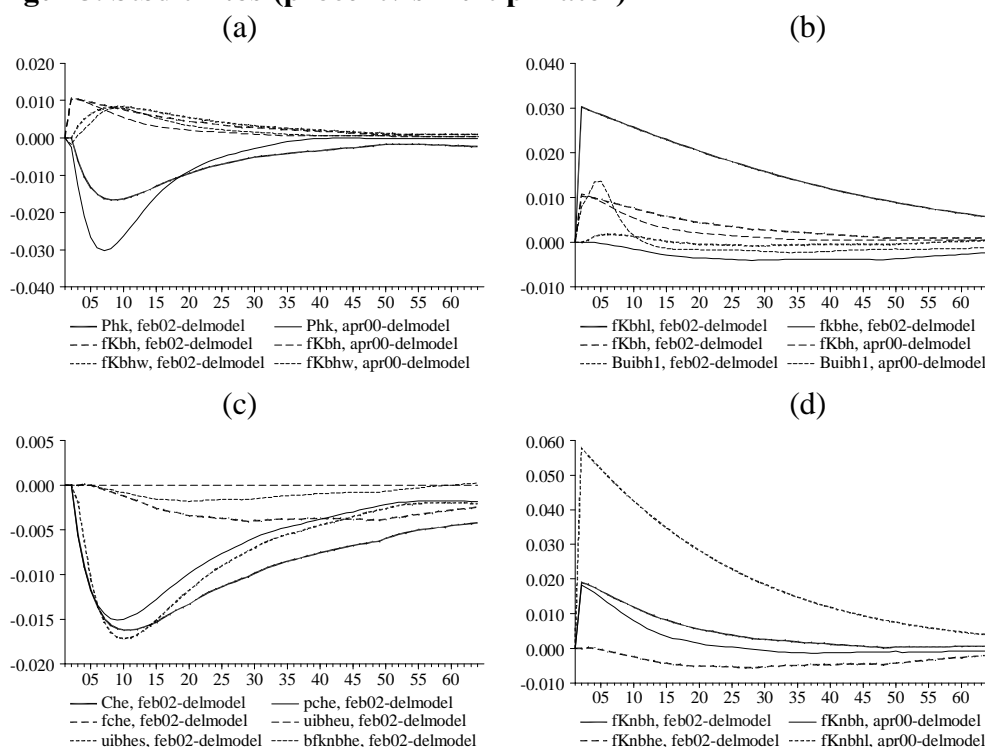
Skattedelen af usercost er også her en dæmpende mekanisme for  $phk$ .

Boligefterspørgslelsens priselasticitet er forhøjet både på kort og lang sigt i den nye model. Dette medfører, jvf. figur 2, at effekten på  $phk$  er større på kort sigt, mens effekten på boligbeholdningen er større på lang sigt i modelversion februar 2002 sammenlignet med den tidligere version, april 2000.

### C. Stød til antallet af offentligt støttede byggerier

Antallet af offentligt støttede byggerier ( $nbs$ ) øges her med 5 procent (upd  $nbs$  2002 2002  $\cdot$  1.05). Dette stød skal gerne resultere i en øget lejerboligbeholdning, og en faldende ejerboligbeholdning.

**Figur 3. Stød til  $nbs$  (procentvis multiplikator)**



Som det fremgår stiger lejerboligstokken umiddelbart med ca. 0.03%, mens prisen på ejerboliger ( $phk$ ) falder med ca. 0.03%, hvilket får ejerboligbeholdningen til at falde. Med andre ord får den stigende lejerboligbeholdning efterspørgslen efter ejerboliger til at falde. På kort sigt betyder dette et fald i  $phk$ , indtil ejerboligbeholdningen har tilpasset sig til den ønskede størrelse.

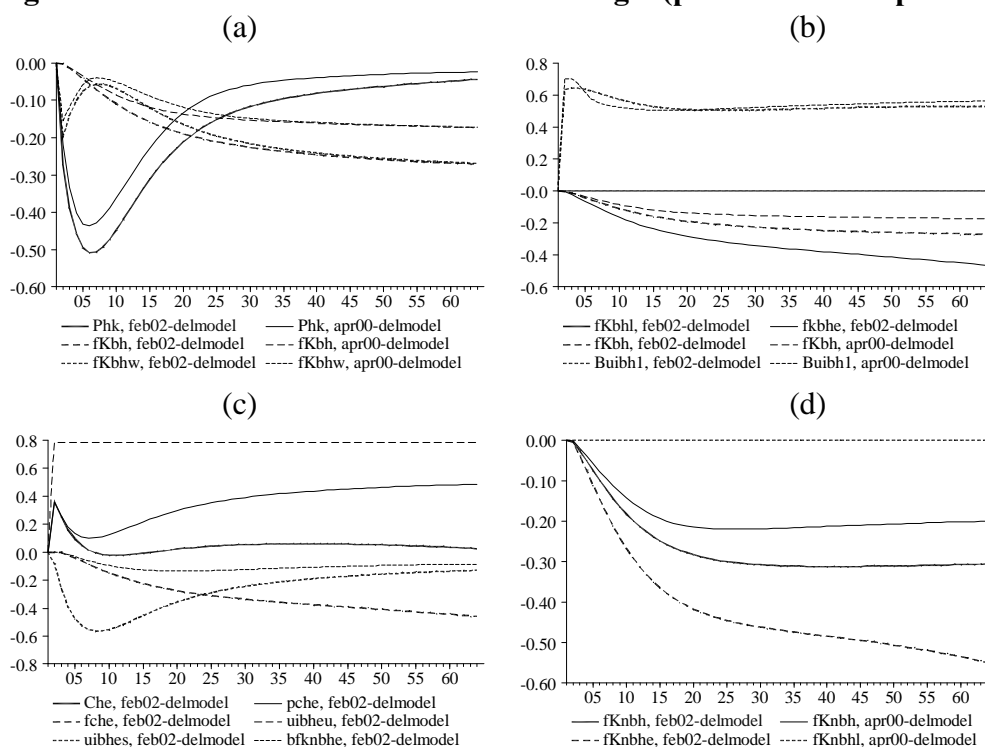
Faldet i kontantprisen, og dermed skattedelen af usercost, får boligudgiften ( $Che$ ) og prisen på boligforbrug ( $pche$ ) til at falde. Prisen og udgiften bevæger sig på lidt længere sigt, i takt med at ejerboligbeholdningen falder, tilbage mod 0.

#### D. Stød til rentefradraget ( $tsuuh$ )

Skatteværdien af rentefradraget ( $tsuuh$ ) sænkes her med 1 procent point (upd  $tsuuh$  2002 2064 + -.01). Dette eksperiment og de næste 2 ligner meget hinanden. Det er bare forskellige måder, hvorpå man kan støde til usercost. Dette multiplikator-eksperimentet ligner samtidig meget renteeksperimentet, og samme argumentation som ved rente-eksperimentet kan bruges.

Som i de andre eksperimenter der påvirker usercost, giver dette eksperiment ikke anledning til den store forskel i effekten på  $phk$  i feb02- hhv. apr00-boligdelmodellen. Effekterne er dog lidt større i feb02-modellen.

**Figur 4. Stød til skatteværdien af rentefradraget (procentvis multiplikator)**



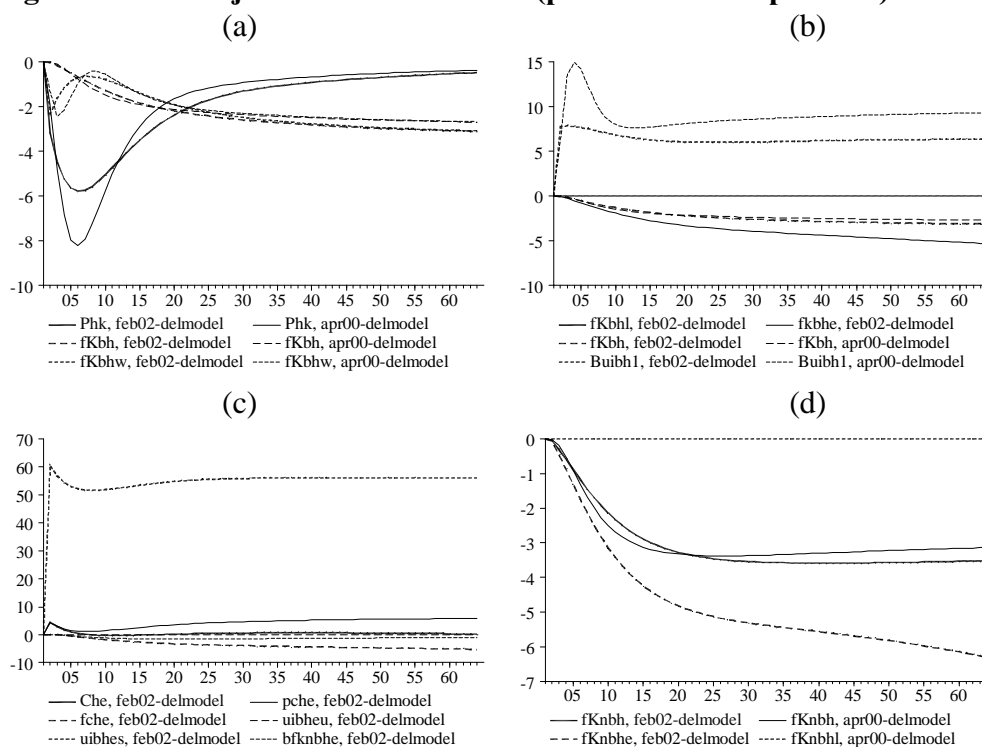
#### E. Stød til ejendomsværdiskatten

Ejendomsværdiskatten ( $tqkej$ ) hæves med 1 procent point (upd  $tqkej$  2002 2064 + .01). Effekten af dette fremgår af figur 5. Dette eksperiment øger ligeledes usercost, og dermed falder den ønskede boligbeholdning. Den øgede usercost på boliger får kontantprisen til at falde, hvilket resulterer i faldende boliginvesteringer og dermed faldende boligstok. I dette eksperiment er det skattedelen af usercost, der stiger, mens det rene usercost-udtryk er upåvirket.

Heller ikke her er der den store forskel mellem apr00- og feb02-modellerne. I modsætning til sidste eksperiment er effekten på  $phk$  på kort sigt her større i

apr00-modellen. Forskellen må henføres til de tilretninger, der er foretaget i ejendomsskattemodellen - især det kortere lag i vurderingsprisen og nedvægtningen af ejendomsskatterne i usercost. Som det fremgår af figur 5 (b) er den mærkværdighed, der var i *buibh1* på kort sigt i apr00-modellen ikke tilstede. Dette skyldes at lagget i vurderingsprisen er afkortet.

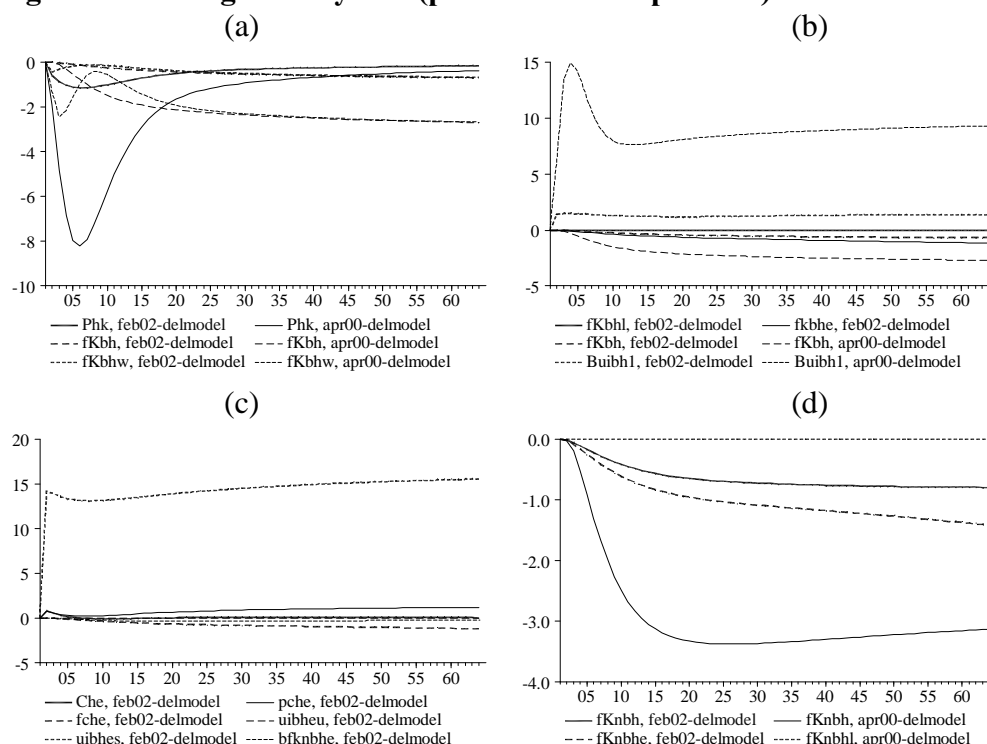
**Figur 5. Stød til ejendomsværdiskatten (procentvis multiplikator)**



## F. Stød til grundskylden

Grundskylden (*tqej*) hæves med 1 procent point (upd *tqej* 2002 2064 + .01). Effekten af dette fremgår af figur 6.

Dette eksperiment øger ligeledes usercost på boliger, og samme dynamik som i sidste eksperiment udspilles. Den største forskel fra de to foregående eksperimenter er, at effekten i apr00-modellen her er markant større sammenlignet med february 2002-modellen. Dette skyldes, at der i apr00-modellen var en fejl på den måde, hvorpå grundskylden indgik i usercost.

**Figur 6. Stød til grundskylden (procentvis multiplikator)****G. Stød til kontantprisen**

Vi øger her permanent kontantprisen (upd  $jrphk$  2002 2064 + 0.05). Dette resulterer i, jvf. figur 7, at den ønskede boligbeholdning falder. Den faktiske boligbeholdning stiger derimod, da det er blevet mere profitabelt at investere.

Dynamikken ved dette eksperiment med hensyn til effekten på  $Che$ ,  $pche$ ,  $fChe$ ,  $uibheu$ ,  $uibhes$  og  $bfKnbe$ , ligner det vi oplevede ved indkomst-eksperimentet.

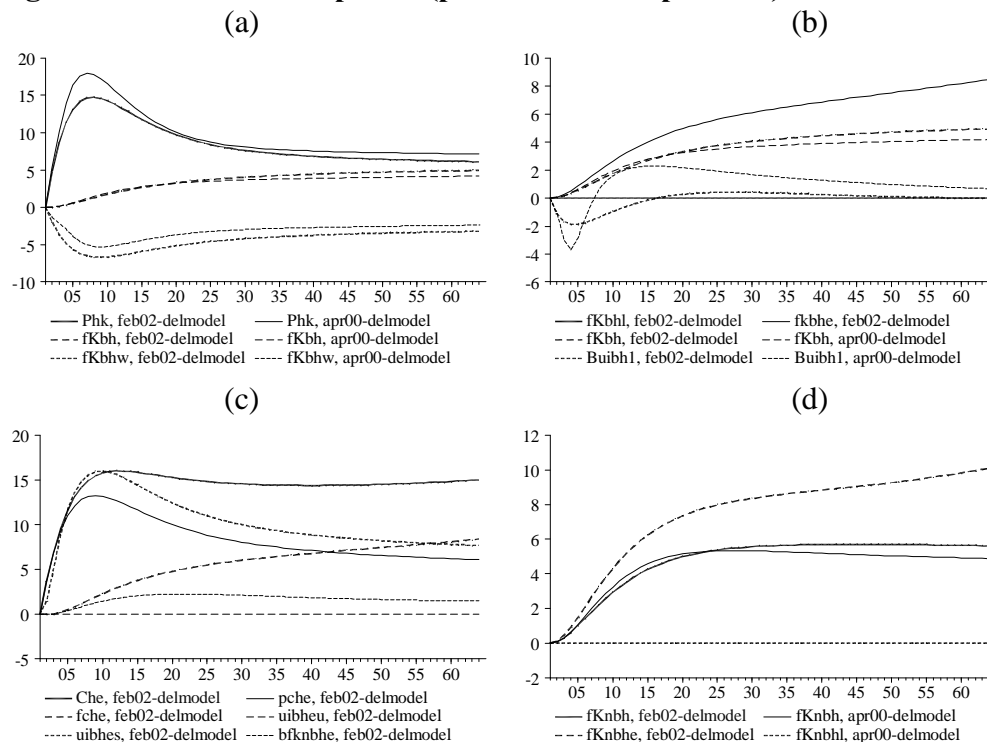
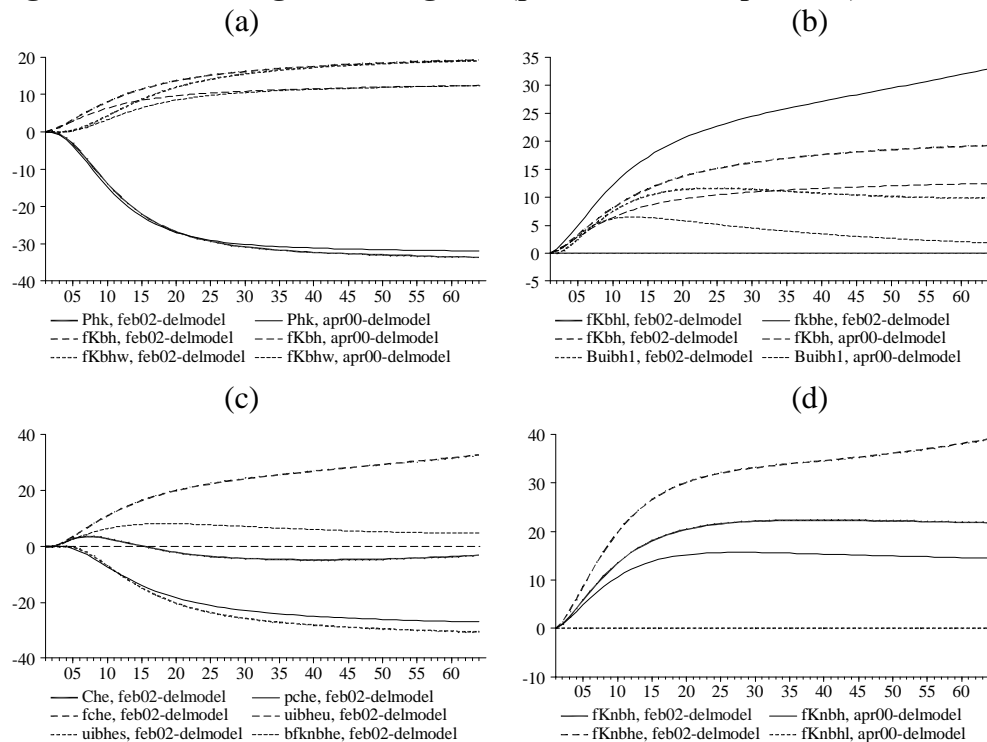
Her er der ikke de store forskelle mellem apr00- og feb02-modellerne.

**H. Stød til boliginvesteringerne**

Boliginvesteringerne øges nu permanent (upd  $jrfbh$  2002 2064 + 0.005). Dette resulterer i en større boligbeholdning. For at få folk til at aftage denne øgede boligbeholdning må kontantprisen falde, hvilket også er tilfældet, jvf. figur 8. Heller ikke dette eksperiment giver anledning til forskelle mellem apr00- og feb02-modellerne.

Som følge af den faldende kontantpris falder skattedelen af usercost. Dette får prisen på boligforbrug til at falde. På kort sigt stiger boligudgiften ( $Che$ ). Årsagen til at  $Che$  stiger på kort sigt er, at prisen ( $pche$ ) er træg, mens mængden stiger øjeblikkeligt. På lang sigt falder udgiften, hvilket skyldes, at der er en positiv effekt på brutto/netto-forholdet ( $bfKnbe$ ).



**Figur 7. Stød til kontantprisen (procentvis multiplikator)****Figur 8. Stød til boliginvesteringerne (procentvis multiplikator)**

### **3. Sammenfatning**

Samlet må det konkluderes, at boligmodellen fungerer, som den var tænkt. Der henvises til modelgruppepapiret "*Multiplikatoreksperimenter med ny forbrugs- og boligmodel til ADAM, Februar 2002*" (RHM20402) for multiplikator-eksperimenter med den nye forbrug/bolig-model i den samlede model.

## Appendiks 2. Indkomst-elasticitet i boligefterspørgslen

Som tidligere er det valgt at medtage en logistisk trend i *phk*-relationen. Denne trend skal fange den større indkomst-elasticitet i boligefterspørgslen, der var fra midten af 1960'erne og ca. 20 år frem.

Tidligere var det indkomsten, der indgik i boligefterspørgslen og den logistiske trend. Som den nye forbrug/bolig model er udarbejdet, er det nu forbruget eksklusivt boliger (*Cp4xh*), der er "indkomst-variabel". Som det fremgår af tabel 1, er det også *Cp4xh*, der indgår i den logistiske trend i boligefterspørgslen.

Det kunne overvejes om det ikke burde være *Cp4l*, der indgår i den logistiske trend, mens det stadig er *Cp4xh*, der ellers indgår i *phk*-relationen. Hermed ville det være det samlede makroforbrug (dvs. inklusive boligforbrug), der drev den øgede indkomst-elasticitet i slutningen af 1960'erne og starten af 1970'erne. *Cp4l/pcp4v1* kan forstås som folks samlede "nyttensniveau", og det er stigningen i dette, der i 1960'erne og 1970'erne medførte, at folk brugte den ekstra indkomst de fik på øget boligforbrug - med andre ord nåede folk i denne periode et vist indkomst-niveau, hvor deres basale behov var helt dækket, og den øgede indkomst blev derfor brugt til at investere i deres bolig. *Cp4xh/pcp4xhv* derimod er jo kun forbruget eksklusivt boliger, og det virker umiddelbart forkert, at det skulle være dette der drev den øgede indkomst-elasticitet i boligefterspørgslen. Optegnes forholdene *Cp4xh/pcp4xhv* og *Cp4l/pcp4v1* over tid, kan det også ses, at det er sidstnævnte, der stiger mest i 1960'erne og 1970'erne, mens forbruget eksklusivt boliger i faste priser er "mere flad" i denne periode. Det er nærliggende, at fortolke denne afdæmpning netop som modstykket til det øgede boligforbrug i perioden.

Anvendes *Cp4l* i den logistiske trend, ville vi få et mere jævnt forløb for indkomst-elasticiteten jvf. nedenstående figur 1, hvor den observerede indkomst-elasticitet, som en funktion af tiden, er vist, når det er *Cp4xh* hhv. *Cp4l*, der indgår i trendleddet.<sup>6</sup> Som det fremgår, er der umiddelbart ikke den store forskel. Sammenlignes de beregnede værdier for indkomst-elasticiteten som funktion af tiden i figur 1 med tidligere beregninger (bl.a. modelgrupppapiret "*Boligmodellen i AUG97*", EDM16498), er der ikke de store forskelle. Som det fremgår af figur 1, er indkomstelasticiteten ca. 3 i bygge-boomet. Dette er dog lidt større end tidligere, hvor indkomst-elasticiteten toppede ved ca. 2.5. Mest lighed med tidligere fås, når det er *Cp4l*, der anvendes i trend-leddet

---

<sup>6</sup>Den langsigtede ønskede boligbeholdning bliver estimeret til følgende, hvis det er *Cp4l*, der anvendes i trenden:

$$fKbhv = U \cdot \exp(0.623867 \cdot \log(Cp4xh/(U \cdot pcp4xhv)) + 4.43714 / (1 + (Cp4l/(U \cdot pcp4v1)/74.08527))^{**}(-20)) - 2.39252 \cdot \log(pche/pcp4xhv) + 2.92086)$$

Hvis det er *Cp4xh* der anvendes bliver den langsigtede ønskede boligbeholdning estimeret til:

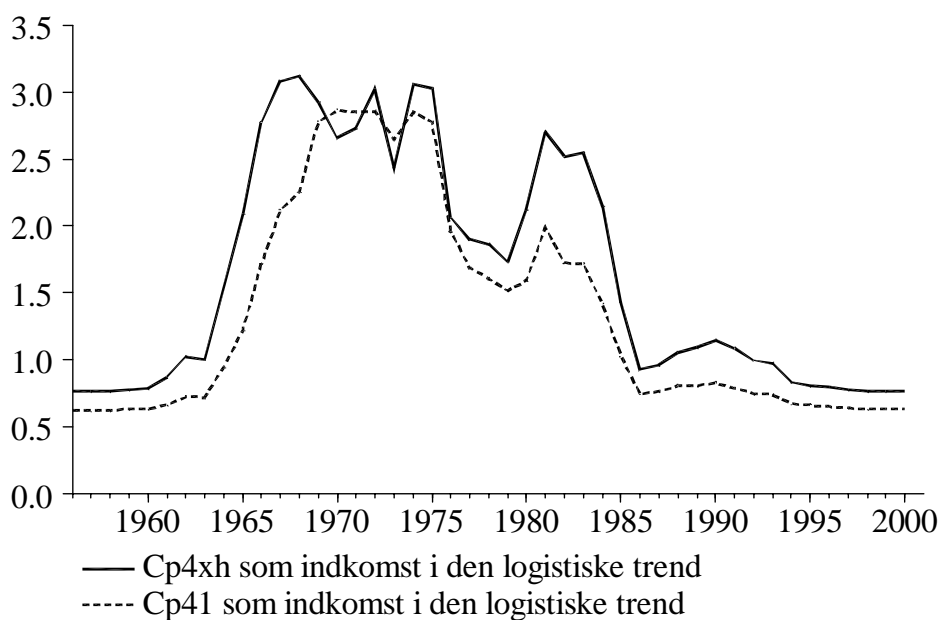
$$fKbhv = U \cdot \exp(.758883 \cdot \log(Cp4xh/(U \cdot pcp4xhv)) + 4.72363 / (1 + (Cp4xh/(U \cdot pcp4xhv)/59.2431))^{**}(-20)) - .553463 \cdot \log(pche/pcp4xhv) + 2.35066)$$

Jvf ovenstående burde  $Cp41$  anvendes i trenden, men det er alligevel valgt at bruge  $Cp4xh$  pga. modellens samlede egenskaber, idet svingningerne i den samlede model bliver større, når  $Cp41$  anvendes. Dette skyldes, at "pris-elasticiteten" estimeres meget mindre samtidig med, at indkomst-elasticiteten kun falder lidt, sammenlignet med hvad der fås, når det er  $Cp4xh$ , der anvendes.

Bemærk at trenden i sig selv ikke spiller en rolle i fremskrivninger og multiplikator-eksperimenter med modellen - som det fremgår er effekten af trenden udspillet fra midten af 1980'erne og frem.

Til næste model-version kunne det overvejes at prøve at anvende  $Cp41$  istedet.

**Figur 1. Indkomst-elasticitet som funktion af tiden**

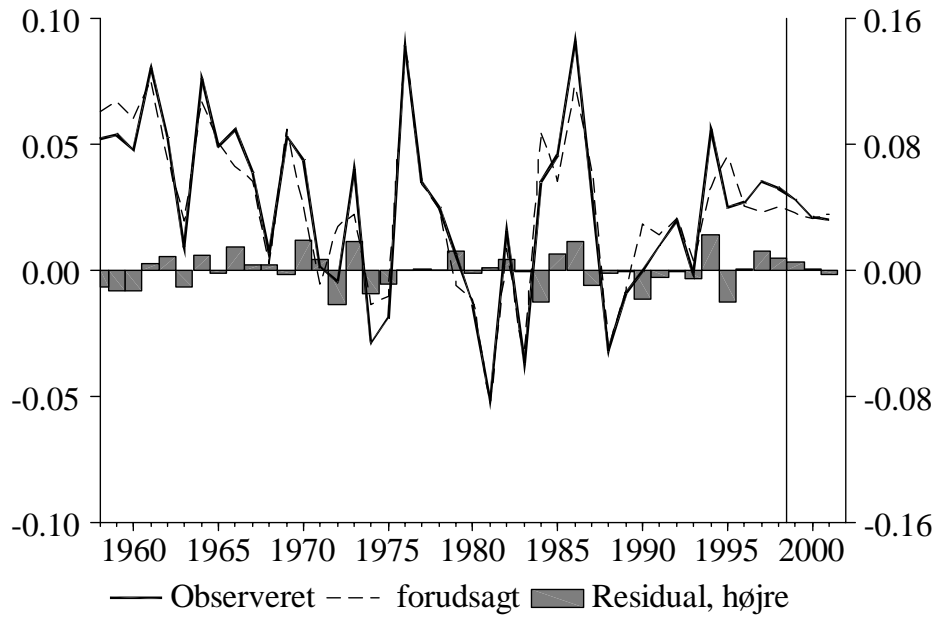


## Bilag 1. Estimation af $Cp41$ og $phk$ med nye kapitaltal og usercost

**Tabel 1. Systemestimation af  $Cp41$ -relationen og kontantprisrelationen**

	Variabel	Adam-navn	Koefficient	Spredning
	Forbrug	$Dlog(Cp41/pcp4xhv)$		
Kort sigt:	Indkomst	$Diff(Ydphk1xh)/$ $(Ydphk1xh_{-1} + Ydpskxh_{-1})$	0.3272	0.0645
	Indkomst	$Diff(Ydpskxh)/$ $(Ydphk1xh_{-1} + Ydpskxh_{-1})$	0.1055	0.0910
	Formue	$Dlog(Wcp2_{-1})$	0.2013	0.0784
	Inflation	$Dlog(pcp4xhv)$	-0.6558	0.0963
	Inflation	$Dlog(pch1)$	0.2259	0.0270
Lang sigt:	Fejlkorrigeringsparameter		0.2895	0.0893
	Indkomst-formue forhold	$log(Ydpl1xh_{-1}/Wcp2_{-2})$	0.5282	0.0801
	Konstant		-0.6205	0.1410
Anm.	n=1958-1998	s= 0.0112	$R^2=0.89$	DW=2.37
	Kontantpris	$dlog(phk)$		
Kort sigt:	Realforbrug pr. capita	$Dlog(cp4xh/(U \cdot pcp4xhv))$	0.9669	0.2901
	Usercost	$Dlog(buibh1/pcp4xhv)$	-0.4282	0.0499
Lang sigt:	Fejlkorrigeringsparameter	$(Fkbhw/Fkbh)_{-1}$	0.5736	0.1245
	Realforbrug pr. capita	$log(cp4xh/(U \cdot pcp4xhv))_{-1}$	0.8133	0.2271
	Logistisk trend	$1/(1 + ((cp4xh/(U \cdot pcp4xhv))_{-1} / \exp(\gamma_2))^{\gamma_1})$	0.4541	0.0968
	Usercost	$log(phk \cdot buibh1/pcp4xhv)_{-1}$	-0.6129	0.1187
	Konstant		2.1416	0.8799
Anm.	n=1958-1998	s= 0.0364	$R^2=0.74$	DW=1.26

Trendparameteren  $\gamma_1$  er bundet til -20, mens  $\gamma_2$  estimeres frit til 4.0820 (med en spredning på 0.014733).

**Figur 1. *Cp41*-relationens forklaringsevne****Figur 2. *phk*-relationens forklaringsevne**