

## Boligmodellen i AUG97

### Resumé:

*Dette er så sidste nye afsnit i den uendelige historie om boligmodellen. Papiret kommer i forlængelse af papiret JAO+EDM 16. januar 1998, hvor det nye var estimation af kontantprisrelationen med variabel indkomstelasticitet i boligefterspørgslen. I dette papir bygges der videre på denne model. Desuden formuleres kontantprisrelationen og boligefterspørgselsrelationen ved en pr. capita sammenhæng. Højdepunktet i dette afsnit af historien om boligmodellen er estimation af kontantprisrelationen og investeringsrelationen i et simultant system. Læs om det før din nabo!*

---

EDM16498.wp

Nøgleord: bolig, systemestimation, indkomstelasticitet

*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.*

## Indledning

I papiret præsenteres en multivariat estimation af boligmodellen. De første to afsnit omhandler estimation af henholdsvis kontantprisrelationen og investeringsrelationen hver for sig for at blive klar over, hvordan disse relationer bør specificeres. Højdepunktet er så systemestimationen i afsnit 3. Herefter følger et afsnit om indkomstelasticiteten, som jo er variabel i denne modelversion. Til sidst et afsnit om modellens egenskaber, som ser ganske fornuftige ud.

### 1. Kontantprisrelationen

Kontantprisrelationen formuleres som følger:

$$D\log(phk) = \alpha_1 D\log\left(\frac{Yd}{pc \cdot U}\right) + \alpha_2 D\log\left(\frac{uib1h}{pc \cdot phk}\right) - \alpha_3 u_{D,-1} \quad (1.1)$$

med

$$\log\left(\frac{fKh}{U}\right) = \beta_0 + \beta_1 \log\left(\frac{Yd}{pc \cdot U}\right) + \beta_2 \log\left(\frac{uib1h}{pc}\right) + f\left(\frac{Yd}{pc \cdot U}\right) + u_D \quad (1.2)$$

$$\text{hvor } f(x) = \frac{\gamma_0}{1 + \exp(\gamma_1(\log x - \mu))}$$

Det nye her i forhold til tidligere er, at kontantprisen er beskrevet ved en pr. capita-sammenhæng mellem de indgående størrelser, og at det er den nominelle kontantpris, der søges forklaret.

Den langsigtede efterspørgselsrelation for boliger (1.2) er ligeledes formuleret som en pr. capita sammenhæng. I denne relation indgår en ikke-lineær funktion af den reale pr. capita-indkomst, hvilket giver mulighed for at have variabel indkomstelasticitet.

Estimeres relationen i (1.1) fås følgende resultat:

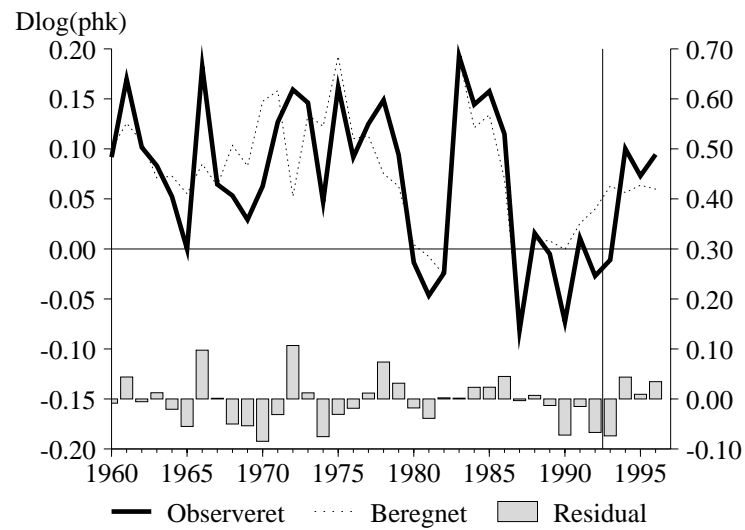
**Tabel 1.1. Estimation af kontantprisrelationen med variabel indkomstelasticitet**

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Real kontantpris	$D\log(phk)$		
Kort sigt: Disponibel realindkomst pr. capita	$D\log(Yd11/(pcp4xh \cdot U))$	0.5179	0.3655
Usercost	$D\log(uib1h/(phk \cdot pcp4xh))$	-0.2822	0.0565
Langt sigt: Fejlkorrrektionsled heraf	$u_{D,-1}$	0.9349	0.2295
Disponibel realindkomst pr. capita	$\log(Yd11/(pcp4xh \cdot U))_{-1}$	0.2771	0.1737
Usercost	$\log(uib1h/pcp4xh)_{-1}$	-0.1988	0.0746
Konstant		3.0951	0.6723
	$f(\log(Yd11/(pcp4xh \cdot U))_{-1})^1$		

Anm.  $n = 1958-92$   $s = 0.0740$   $R^2 = 0.61$   $DW = 1.66$

<sup>1</sup> De estimerede parametre i funktionen  $f$  er:  $\gamma_0 = 0.4164$  (0.1204),  $\gamma_1 = -20.31$  (8.13),  $\mu = 3.61$  (0.0162)

Det ligner jo noget vi har set før, og de samme problemer findes da også her. At de "rene" indkomstled ikke indgår signifikant skyldes, at den ikke-lineære funktion af indkomsten stjæler al forklaringskraften. Relationen forklarer heller ikke alt for godt, hvilket figur 1.1 også illustrerer.

**Figur 1.1 Kontantprisrelationens forklaringssevne**

Til tider forklarer relationen meget godt, men omkring estimationsperiodens begyndelses- og sluttidspunkt rammer den temmeligt meget ved siden af. Dog er der en væsentlig forbedring af forklaringssevnen i årene omkring estimationsperiodens sluttidspunkt end set i tidligere modelversioner.

## 2. Investeringsrelationen

Boliginvesteringerne beskrives ved følgende sammenhæng:

$$\begin{aligned}
 D\log(fKh) = & \delta_1 + 0.3 \delta_2 D\log\left(\frac{phk}{0.8pih + 0.2phgk}\right) & (2.1) \\
 & + \delta_2 \log\left(\frac{phk}{0.8pih + 0.2phgk}\right)_{-1} \\
 & + 0.35 \frac{nbs}{fKh_{-1}} - \delta_3 u_{D,-1}
 \end{aligned}$$

Fejlkorrigeringsleddet fra relationen for den langsigtede boligefterspørgsel (1.2) indgår i investeringsrelationen, hvilket giver mulighed for en direkte tilpasning mellem faktisk og ønsket boligbeholdning uden om kontantprisen. Den umiddelbare effekt af  $phk/pih$ -forholdet er bundet til knap 1/3 af langsigtsvirkningen.

Nedenstående tabel viser resultatet af en estimation af (2.1).

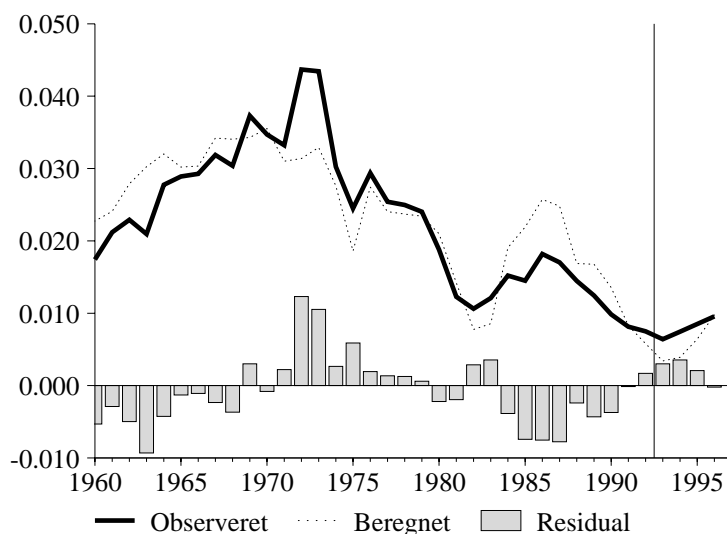
**Tabel 2.1. Estimation af boliginvesteringsrelationen**

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Netto-boliginvesteringer	$D\log(fKb1h)$		
Konstant		0.0132	0.0012
Antal off. støttede boliger	$nbs/fKb1h_{-1}$	0.3500	bundet
Relativ kontantpris	$0.3 D\log(phk/(0.8 pih+0.2 phgk))$ $+ \log(phk/(0.8 pih+0.2 phgk))_{-1}$	0.0536	0.0099
Fejlkorrigeringsled, fra tabel 1.1	$u_{D,-1}$	0.0365	0.0147

Anm. n=1960-1992    s=0.0070    R<sup>2</sup>=0.77    DW=0.68

Parametrene er pænt signifikante, men relationen mangler forklaringskraft. Umiddelbart kunne noget tyde på dynamisk misspecifikation, da der i hvert fald er tegn på første ordens autokorrelation. LM-testet for første ordens autokorrelation giver da også en testsandsynlighed på 37% (nulhypotesen er, at der er første ordens autokorrelation). LM-testet for henholdsvis anden og tredje ordens autokorrelation giver en teststørrelse på ca. 4%.

Figur 2.1 illustrerer relationens forklaringssevne.

**Figur 2.1** Investeringsrelationens forklaringssevne

Det ses *meget* tydeligt, at der er autokorrelation i restleddene, og alt tyder på en AR(1)-proces. En sådan proces vil f.eks. vise sig som klumper af positive og så negative observationer, hvilket præcist er det, der ses i figur 2.1.

Ser man på figuren af autokorrelationsfunktionen i bilag 1, får man også den idé at prøve med en autoregressiv proces i restleddene. Det ses jo, at der er korrelation af første orden. Desuden er anden og tredje ordens autokorrelationen også temmelig høj. Prøver man at estimere relationen med antagelse om, at restleddene følger en AR(1)-proces, en såkaldt rho-konstruktion, får man et rho på knap 0.8. Det er lidt for højt. Kommer der er stød til nettoinvesteringerne i boliger, vil dette have en betydelig effekt på investeringerne tre perioder efter, hvilket nok ikke er helt rimeligt. Hvis man derimod vælger et rho på 0.5 vil betydningen af et stød tre perioder senere være betydeligt mindsket.

Egentligt burde man nok undersøge nærmere, hvilken proces, der bedst beskriver restleddene. Man kunne godt forestille sig, at en MA(1)-proces ville passe bedre med det, vi ønsker at beskrive. Denne proces har en "kort hukommelse".

I tabel 2.2 er en estimation af investeringsrelationen med antagelse om, at restleddene følger en AR(1)-proces vist.

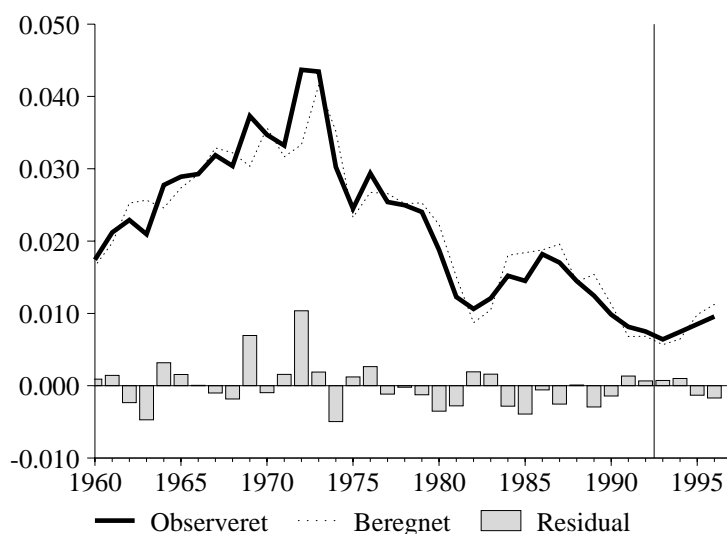
**Tabel 2.2. Estimation af boliginvesteringsrelationen med en rho-konstruktion**

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Netto-boliginvesteringer	$D\log(fKbIh)$		
Konstant		0.0148	0.0026
Antal off. støttede boliger	$nbs/fKbIh_{-1}$	0.3500	bundet
Relativ kontantpris	$0.3 D\log(phk/(0.8 pih+0.2 phgk)) + \log(phk/(0.8 pih+0.2 phgk))_{-1}$	0.0403	0.0107
Fejlkorrrektionsled, fra tabel 1.1	$u_{D,-1}$	0.0127	0.00115
Fejlkorrrektionsled, fra tabel 1.1	Autokorrelation, rho	0.7700	0.1188

Anm.  $n=1960-1992$   $s=0.0032$   $R^2=0.90$   $DW=1.85$

Denne konstruktion ser ud til at forbedre forklaringssevnen en hel del, hvilket også er illustreret i figur 2.2. Desværre bliver rho lidt vel stor.

**Figur 2.2 Investeringsrelationens forklaringssevne med en rho-konstruktion**



Sammenlignet med figur 2.1 giver denne konstruktion en meget bedre forklaringssevne. Det viser sig også, at en binding af rho til 0.5 ikke giver en væsentlig forringelse i forhold til ovenstående.

### 3. Boligmodellen som et multivariat system

Kontantprisrelationen og investeringsrelationen bør estimeres som et sytem. Desværre er det nødvendigt at binde nogle parametre for at få brugelige resultater ud af estimationen. Følgende oversigt indeholder en (bort)forklaring på bindingen af visse parametre.

- Parameteren til det offentligt støttede byggeri er bundet til 0.35. Her kan man overveje om det i stedet for *antallet* af offentligt støttede bygninger ikke burde være det støttede *beløb*, der er den relevante størrelse at bruge. Især i årene med megen byfornyelse. Denne problemstilling må tages op ved en senere lejlighed.
- $\alpha_1$ , som er parameteren til det kortsigtede indkomstudtryk i *phk*-relationen, er sat til 0.15 (dvs. godt halvdelen af langsigtselasticiteten). Dette begrundes med, at kortsigtede effekten ellers estimeres større end langsigtseffekten, og desuden er dette parameterestimat i alle tidligere estimationer insignifikant.
- $\gamma_0$ ,  $\gamma_1$  og  $\mu$  (parametrene i funktionen  $f$  af realindkomsten) er bundet til værdierne fra estimationen af *phk*-relationen alene vist i tabel 1.1. Binde disse parametre ikke, får dette led for stor kraft i forklaringen af relationerne.
- $\rho$  er bundet til 0.5, se forklaringen i afsnit 2.

Systemet givet ved (1.1) og (2.1) med en rho-konstruktion i investeringsrelationen estimeres så ved FIML, og det giver følgende resultat:

**Tabel 3.1. Systemestimation af boligmodellen, kontantprisrelationen**

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning	
Real kontantpris	$D\log(phk)$			
Kort sigt:	Disponibel realindkomst pr. capita	$D\log(Yd11/(pcp4xh \cdot U))$	0.1500	bundet
	Usercost	$D\log(uib1h/(phk \cdot pcp4xh))$	-0.2803	0.0865
Langt sigt:	Fejlkorrrektionsled heraf	$u_{D,-1}$	0.7676	0.1817
	Disponibel realindkomst pr. capita	$\log(Yd11/(pcp4xh \cdot U))_{-1}$	0.2416	0.0886
	Usercost	$\log(uib1h/pcp4xh)_{-1}$	-0.2955	0.0875
	Konstant		2.9168	0.5455
	$f(\log(Yd11/(pcp4xh \cdot U))_{-1})^1$			

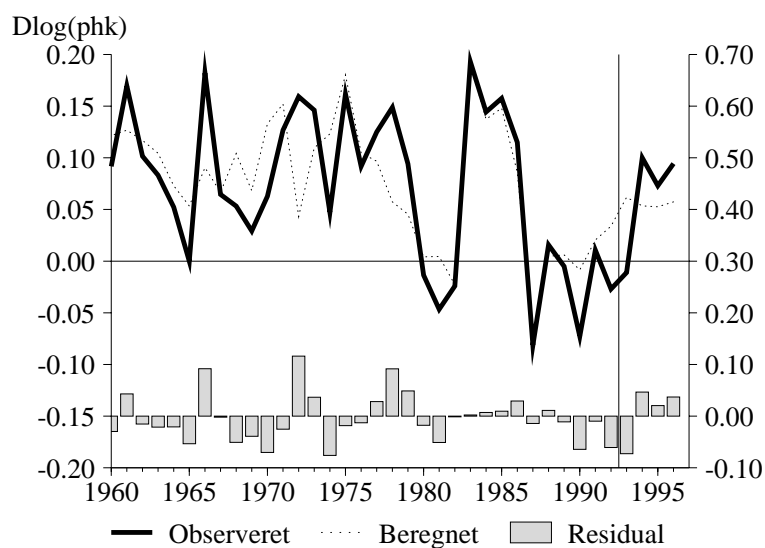
Anm.  $n = 1960-92$   $s = 0.0693$   $R^2 = 0.64$   $DW = 1.66$

<sup>1</sup> Parametre i funktionen  $f$  er:  $\gamma_0 = 0.4164$ ,  $\gamma_1 = -20.31$ ,  $\mu = 3.61$  (disse er faste)



Forklaringsevnen fremgår af nedenstående figur:

**Figur 3.1** kontantprisrelationens forklaringsevne

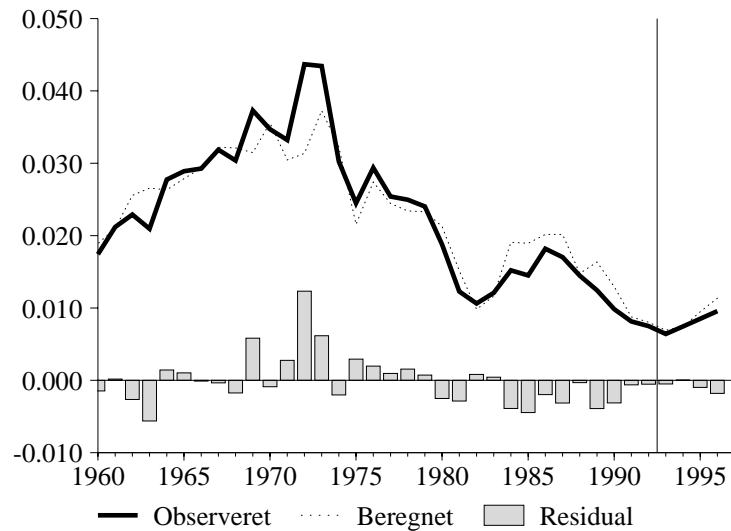


Der er ingen væsentlige ændringer i relationens statistiske egenskaber sammenlignet med enkeltligningsestimationen i afsnit 1. Koefficienten til fejlkorrektionsleddet er dog blevet lidt mindre.

**Tabel 3.2. Systemestimation af boligmodellen, investeringsrelationen**

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Netto-boliginvesteringer	$D\log(fKb1h)$		
Konstant		0.0132	0.0012
Antal off. støttede boliger	$nbs/fKb1h$	0.3500	bundet
Relativ kontantpris	$0.3 D\log(phk/(0.8 pih+0.2 phgk))$ $+ \log(phk/(0.8 pih+0.2 phgk))_{-1}$	0.0353	0.0185
Fejlkorrrektionsled, fra tabel 3.1	$u_{D,-1}$	0.0244	0.0153
Autokorrelation, rho		0.5000	bundet

Anm. n=1960-1992 s=0.0040 R<sup>2</sup>=0.89 DW=1.25

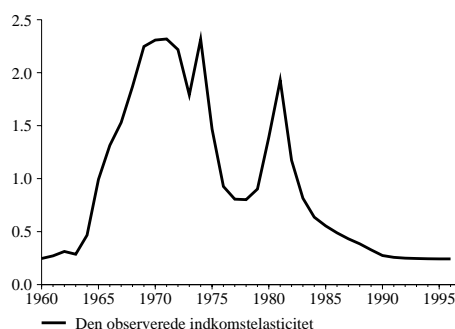
**Figur 3.2 Boliginvesteringsrelationens forklaringssevne**

I forhold til enkeltligningsestimationen af relationen med frit rho, ser en binding af rho til 0.5 ikke ud til at forringe forklaringssevnen væsentligt. Dog kunne noget tyde på autokorrelation i restleddene i ovenstående estimation, men det er en detalje, vi vælger at se bort fra i denne omgang!

#### 4. Indkomstelasticiteten

I nedenstående figur er indkomstelasticiteten for observerede værdier af realindkomsten pr. capita som funktion af tiden vist.

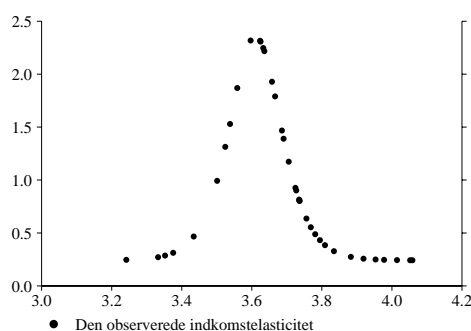
**Figur 4.1 Indkomstelasticiteten som funktion af tiden**



Indkomstelasticiteten er næsten 2.5 i årene med bygge-boomet. I 1975 er den nede omkring 1, men fordobles så de næste 5 år, hvorefter den igen aftager, og denne gang bliver nede. Dette kan måske godt virke lidt underligt, men det viser sig, at det har en helt naturlig forklaring. Det kommer vi tilbage til senere.

I figur 4.2 vises indkomstelasticiteten for observerede værdier af realindkomsten pr. capita som funktion af realindkomsten pr. capita.

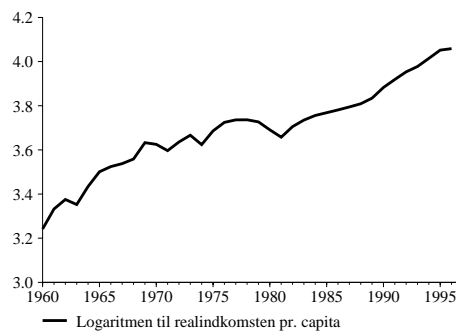
**Figur 4.2 Indkomstelasticiteten som funktion af  $\log(Yd11/(pcp4xh U))$**



Af figur 4.2 ses, at det er ved en disponibel realindkomst på ca. 36.000 1980-kr., at folk er mest vilde med at investere i boliger. Ved lavere disponibel indkomst sætter denne en grænse for, hvor meget de vil investere, og ved en højere disponibel indkomst får de efterhånden mættet deres lyst til at investere i boliger.

Nu til forklaringen på den mærkelige top i figur 4.1. Ser man på grafen over logaritmen til disponibel realindkomst pr. capita (figur 4.3), ser man, at denne i årene 1975-80 bevæger sig fra at være ca. 3.7 til at være ca. 3.6. "Mætningsindkomsten" er passeret, men indkomsten bevæger sig så nedad mod den indkomst, hvor folk har allermost lyst til at investere i boliger, for derefter igen at blive større end "mætningsindkomsten". Da indkomstelasticiteten på dette stykke er meget følsom (figur 4.2), får man det lidt "vilde" udseende af grafen i figur 4.1. Effekten på indkomstelasticiteten af indkomstændringer kan desværre ved indkomstniveauer omkring "mætningsindkomsten" forekomme temmeligt voldsomme.

**Figur 4.3 Indkomst**



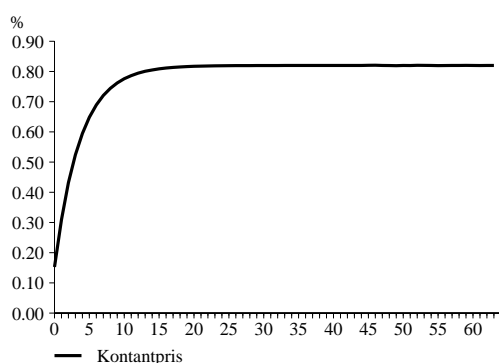
## 5. Egenskaber ved boligmodellen

Først betragtes kontantprisrelationen isoleret. De optegnede multiplikatorer kan sammenlignes med figurene side 9 i modelgruppepapir JAO+LLR 17. juni 1997.

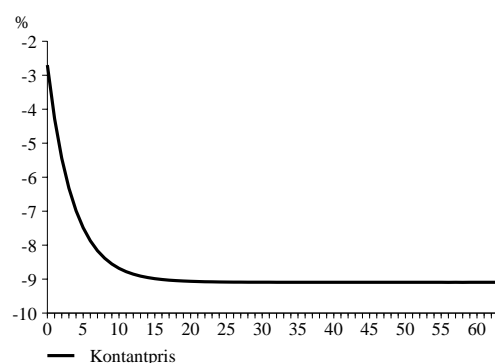
Effekten af en stigning i indkomsten er nu mindre end 1. I tidligere versioner har denne effekt været en del større. Effekten af en stigning i renten har på lang sigt nøjagtig samme effekt, som ses i ovennævnte papir. Dette skyldes, som nævnt i en fodnote i modelgruppepapir JAO 28. april 1997, at den langsigtede effekt af et stød til renten fuldstændigt er bestemt af dennes andel af usercost, altså er denne effekt uafhængig af, hvad der er estimeret. Det samme gør sig gældende for stød til inflationen. Det ses også, at realrenteeffekten er tæt på at være nul i denne model.

Tilpasningstiden i denne version er marginalt kortere end i tidligere versioner af boligmodellen.

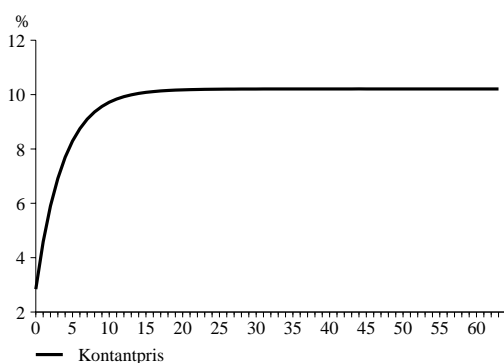
**Effekt af stød til indkomsten på 1%**



**Effekt af stigning i renten 1%-point**

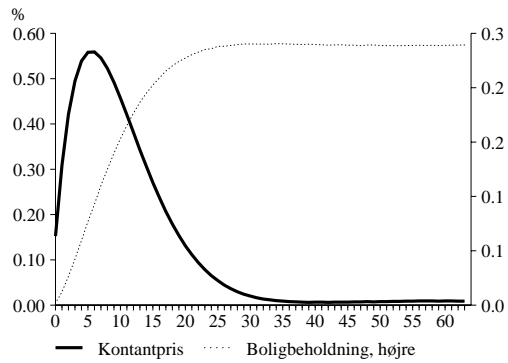


**Effekt af stigning i inflationsforventninger 1%-point**

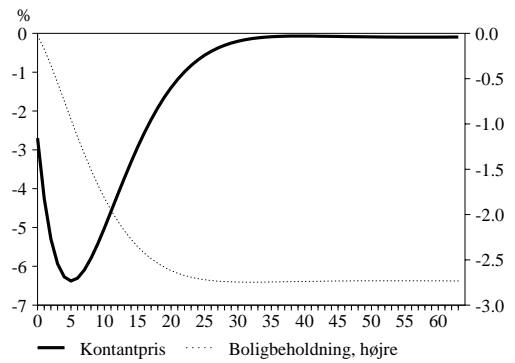


De samme eksperimenter laves med den samlede boligmodel. Disse kan sammenlignes med tilsvarende figurer i JAO+EDM 16. januar 1998, og der er ingen uforklarede ændringer i forhold til dette.

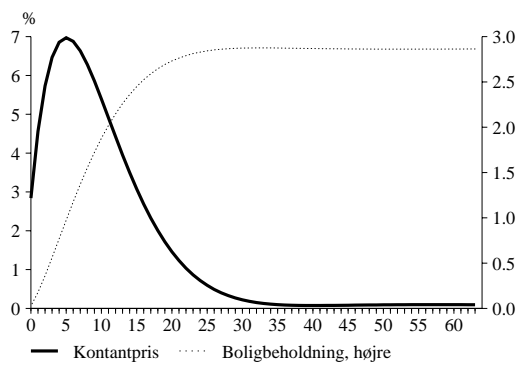
#### Effekt af stød til indkomsten på 1%



#### Effekt af stigning i renten 1%-point



#### Effekt af stigning i inflationsforventninger 1%-point



**Konklusion**

Det er så lykket at få en boligmodel estimeret som et multivariat system med ganske pæne modelegenskaber. Som det også fremgår af dette papir, er der en del steder, hvor der godt kunne pyntes lidt.

**Bilag 1**

Nedenstående figur viser autokorrelationerne for restleddene i investeringsrelationen uden rho-konstruktionen. Det ses, at der er i hvert fald er første ordens autokorrelation, samt at der muligvis er lidt af anden og tredje orden. Konfidensintervallerne fås som  $\pm 2/\sqrt{n}$ , hvor  $n$  er antallet af observationer.

**Figur 1. Autokorrelationer for restleddene i tabel 2.1.**

