

## Variabel indkomstelasticitet i boligefterspørgslen II

### Resumé:

*I dette papir estimeres kontantprisrelationen med variabel indkomstelasticitet. Papiret er en opfølgning af papirerne JAO+LLR 27. maj 1997 og JAO+LLR 17. juni 1997. I det førstnævnte papir gives et forslag til at få variabel indkomstelasticitet i boligforbruget. I det andet papir estimeres blandt andet kontantprisrelationen på fejlkorrektionsform, og det er denne form, der arbejdes videre med i dette papir.*

*I et efterfølgende papir estimeres boligmodellen, dvs. kontantprisrelationen og boliginvesteringsrelationen i et simultant system. Endvidere estimeres  $phk$ -relationen i en *pr. capita*-formulering.*

---

EDM16198.wp

Nøgleord: bolig, indkomstelasticitet, 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.*

## Indledning

I papiret præsenteres estimationer af *phk*-relationen på fejlkorrektionsform som foreslået i modelgruppepapir JAO+LLR 17. juni 1997. I dette papir er det desuden forsøgt at estimere relationen med variabel indkomstelasticitet.

### 1. Estimation af *phk*-relationen uden lags

Relationen, der tages udgangspunkt i, er følgende:

$$\begin{aligned} \text{Dlog}\left(\frac{phk}{pc}\right) = & \alpha_1 \text{Dlog}\left(\frac{Yd}{pc}\right) + \alpha_2 \text{Dlog}\left(\frac{uib1h}{pc \cdot phk}\right) \\ & - \alpha_3 \left[ fKh_{-1} - \beta_1 \log\left(\frac{Yd}{pc}\right)_{-1} - \beta_2 \log\left(\frac{uib1h}{pc}\right)_{-1} - \beta_0 \right] \end{aligned} \quad (1.1)$$

I første omgang estimeres kontantprisrelationen uden variabel indkomstelasticiteten. Dette giver følgende estimationsresultater:

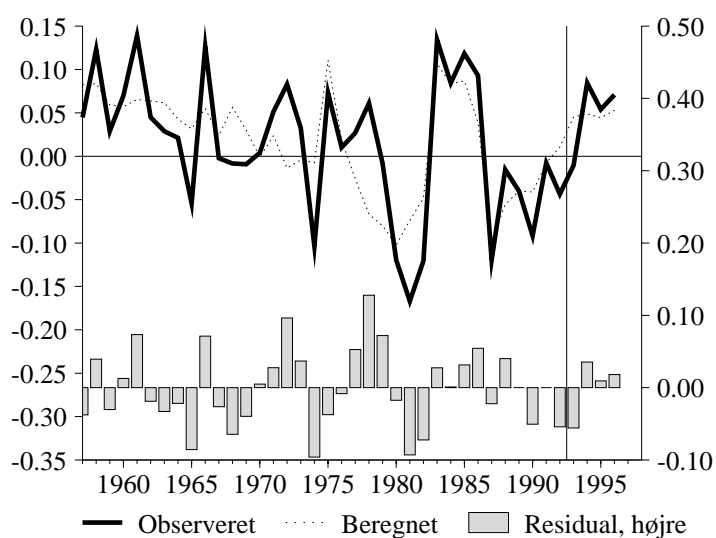
**Tabel 1.1. Estimation af kontantprisrelationen, uden lags**

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Real kontantpris	$\text{Dlog}(phk/pcp4xh)$		
Kort sigt: Disponibel realindkomst	$\text{Dlog}(Yd11/pcp4xh)$	0.1610	0.3578
Usercost	$\text{Dlog}(uib1h/(phk \cdot pcp4xh))$	-0.2387	0.0608
Langt sigt: Fejlkorrektionsled heraf	$\log(fKb1h^D/fKb1h_{-1})$	0.2686	0.1325
Disponibel realindkomst	$\log(Yd11/pcp4xh)_{-1}$	1.0311	0.1868
Usercost	$\log(uib1h/pcp4xh)_{-1}$	-0.9863	0.4486
Konstant		-2.4277	2.9412

Anm.  $n = 1957-92$      $s = 0.0592$      $R^2 = 0.54$      $DW = 1.48$      $LM_1 = 2.59$ ⊙

Relationens forklaringsevne er vist i figuren på næste side.

**Figur 1.1 *phk*-relationens forklaringssevne, uden lags**



Relationens forklaringssevne er ret dårlig. Det ser ud som om, at der er autokorrelation i relationen. LM-testet for 1. ordens autokorrelation giver da også kun en teststørrelse på 11%, ligesom også testet for 2. ordens autokorrelation gør. Ligeledes er DW-teststørrelsen heller ikke, som den burde være.

Det er herefter forsøgt at estimere relationen med variabel indkomstelasticitet. Dette er gjort ved at inddrage en funktion af  $\log(Yd11/pcp4xh)_{-1}$ , i fejlkorrigeringsleddet i (1.1) jvf. modelgruppepapir JAO+LLR 27. maj 97. Funktionen har følgende udseende:

$$f(x) = \frac{\gamma_0}{1 + \exp(\gamma_1(\log x - \mu))} \quad (1.2)$$

Estimationen er vist i tabellen på næste side.

**Tabel 1.2. Estimation af kontantprisrelationen med variabel indkomstelasticitet, uden lags**

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Real kontantpris	$Dlog(phk/pcp4xh)$		
Kort sigt: Disponibel realindkomst	$Dlog(Yd11/pcp4xh)$	0.6518	0.3779
Usercost	$Dlog(uib1h/(phk·pcp4xh))$	-0.2875	0.0593
Langt sigt: Fejlkorrektionsled heraf	$log(fKb1h^p/fKb1h_{-1})$	0.9517	0.2650
Disponibel realindkomst	$log(Yd11/pcp4xh)_{-1}$	0.3498	0.1947
Usercost	$log(uib1h/pcp4xh)_{-1}$	-0.2731	0.0926
Konstant		8.0194	2.3568
	$f(log(Yd11/pcp4xh)_{-1})^1$		

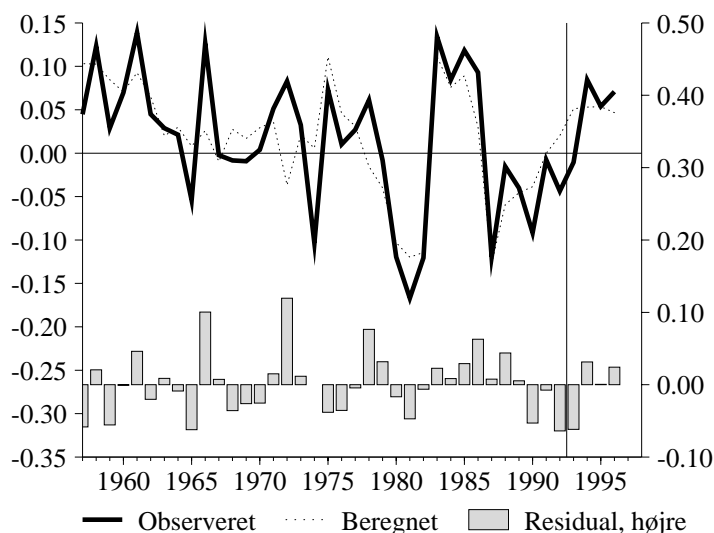
Anm.  $n = 1957-92$   $s = 0.0803$   $R^2 = 0.65$   $DW = 1.74$

<sup>1</sup> De estimerede parametre i funktionen  $f$  er:  $\gamma_0 = 0.4961$  (0.1721),  $\gamma_1 = -12.91$  (4.93),  $\mu = 12.15$  (0.0225)

Parametrene til indkomsten både på kort og lang sigt bliver ikke signifikante. På kort sigt er parameteren til indkomsten blevet 4 gange så stor, som i tilfældet uden variabel indkomstelasticitet. Desuden er priselasticiteten numerisk set blevet 4 gange mindre. Fejlkorrektionsleddet er blevet meget stort.

Forklaringsevnen er illustreret i nedenstående figur.

**Figur 1.2  $phk$ -relationens forklaringsevne med variabel indkomstelasticitet, uden lags**

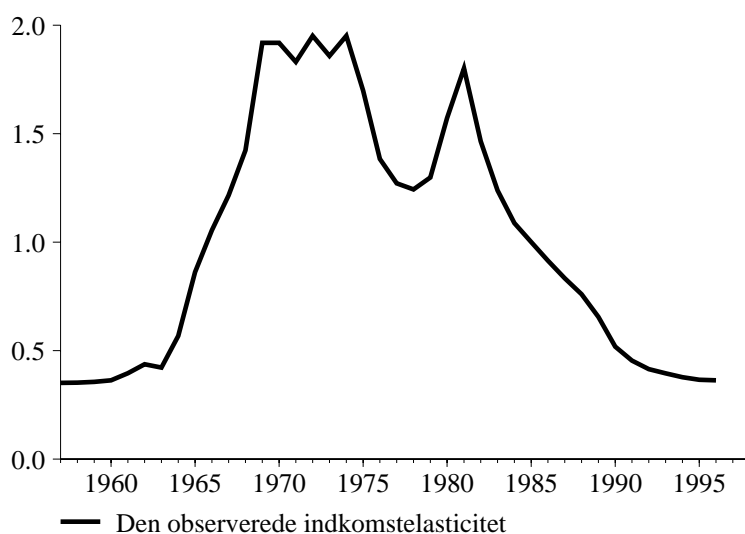


Relationen forklarer lidt bedre end den tilsvarende relation uden variabel indkomstelasticitet. Det ses, at det er restleddene i årene omkring 1980, der bliver tydeligt mindre.

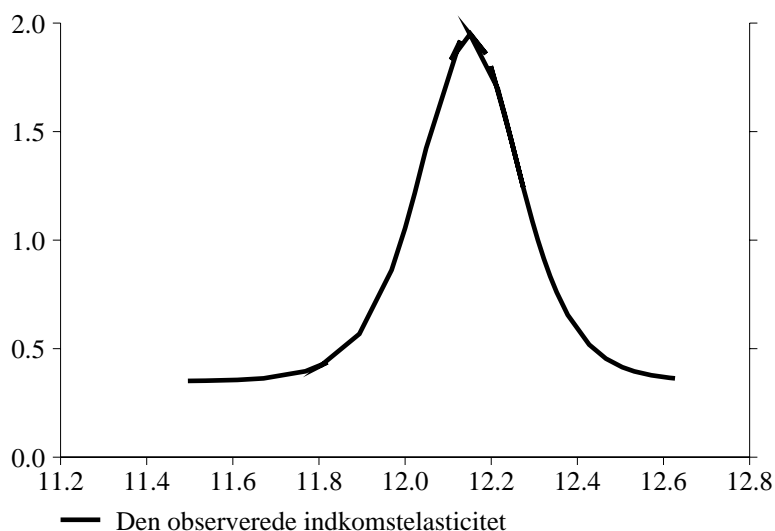
Nedenstående figurer viser indkomstelasticiteten (udtrykket for denne størrelse findes i JAO+LLR 27. maj 1997) for observerede værdier af  $\log(Yd11/pcp4xh)$  som funktion af tiden og af  $\log(Yd11/pcp4xh)$ .

Det ses, at fra midten af 1960'erne til begyndelsen af 1970'erne firdobles indkomstelasticiteten (fra at være ca. 0.5 til at blive omkring 2). Der forekommer så et mindre dyk i slutningen af 1970'erne, og derefter en stigning, så niveauet fra før nås igen et par år senere. Derefter aftager indkomstelasticiteten langsomt.

**Figur 1.3 Indkomstelasticiteten som funktion af tiden**



**Figur 1.4 Indkomstelasticiteten som funktion af  $\log(Yd11/pcp4xh)$**



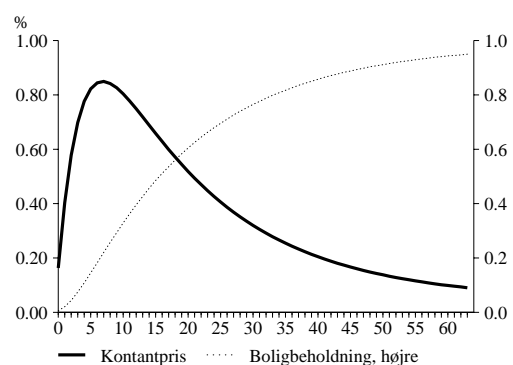
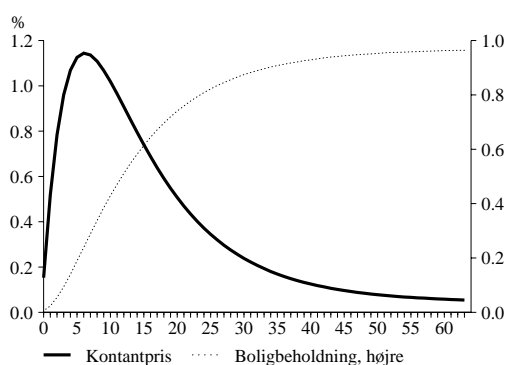
### Modelegenskaber

De to relationers modelegenskaber er vist på de næste sider. Egenskaberne med relationen uden variabel indkomstelasticitet minder ganske meget om den nuværende relations, dog er tilpasningstiden lidt længere. Ved at anvende relationen med variabel indkomstelasticitet opnås en væsentlig kortere tilpasningstid.

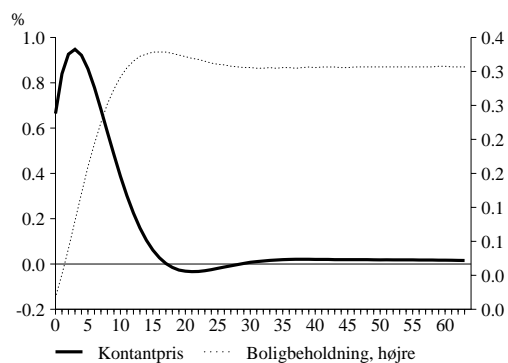
**Figur 1.5 Effekter af stød til indkomsten på 1% i boligmodellen isoleret**

ADAM, august 1997

Modellen tabel 1.1

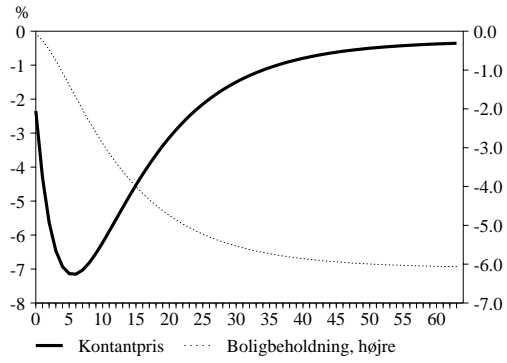


Modellen tabel 1.2

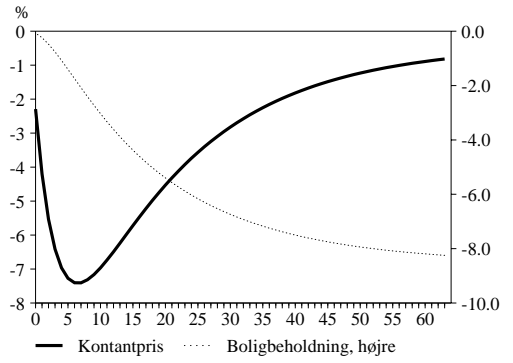


**Figur 1.6 Effekter af stigning i renten 1%-point**

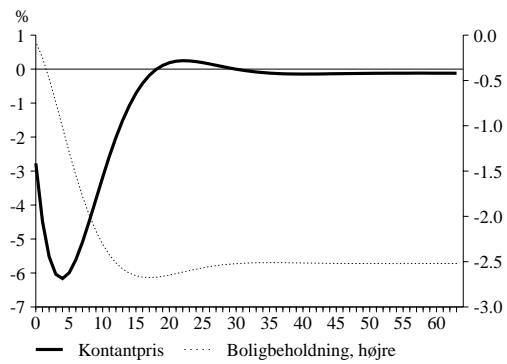
**ADAM, august 1997**

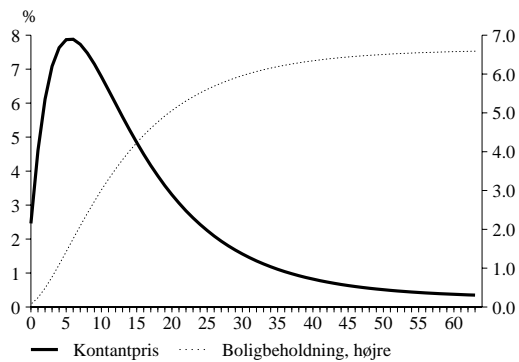
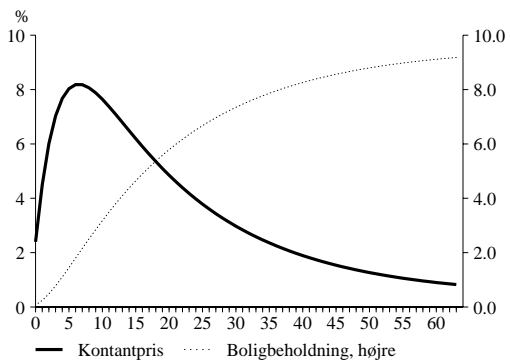
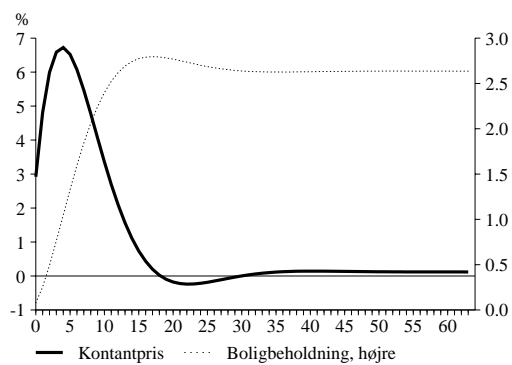


**Modellen tabel 1.1**



**Modellen tabel 1.2**



**Figur 1.7 Effekter af stigning i inflationsforventninger 1%-point****ADAM, august 1997****Modellen tabel 1.1****Modellen tabel 1.2**



## 2. Estimation af *phk*-relationen, 1 lag

Det er også forsøgt at estimere kontantprisrelationen med 1 lag. Bemærk at det her er valgt at lade fejlkorrektionsleddet være lagget to gange. I første omgang estimeres der uden variabel indkomstelasticiteten.

**Tabel 2.1. Estimation af kontantprisrelationen på nye data, 1 lag**

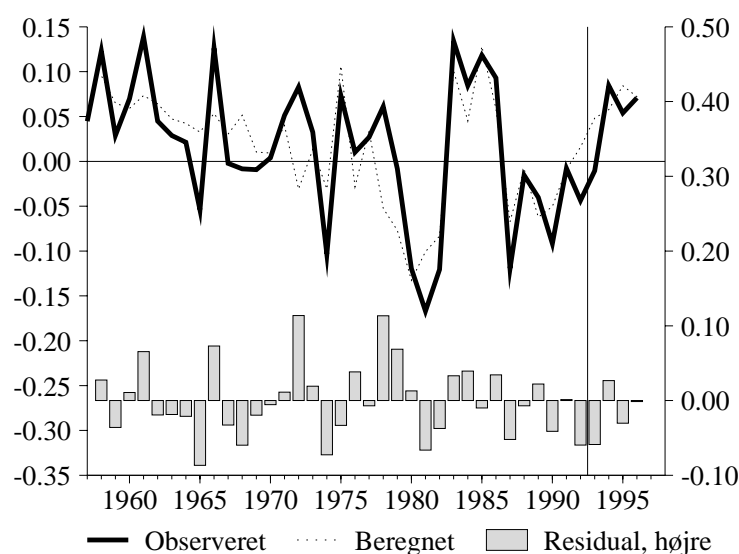
Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning	
Real kontantpris	$D\log(phk/pcp4xh)$			
Kort sigt: Disponibel realindkomst	$D\log(Yd11/pcp4xh)$	0.2411	0.3359	
	$D\log(Yd11/pcp4xh)_{-1}$	0.2053	0.3314	
	Usercost	$D\log(uib1h/(phk-pcp4xh))$	-0.2592	0.0575
		$D\log(uib1h/pcp4xh)_{-1}$	-0.1747	0.0766
Langt sigt: Fejlkorrektionsled heraf	$\log(fKb1h^D/fKb1h_{-2})$	0.2870	0.1279	
	Disponibel realindkomst	$\log(Yd11/pcp4xh)_{-2}$	1.1995	0.1843
	Usercost	$\log(uib1h/pcp4xh)_{-2}$	-1.1824	0.4475
	Konstant		-5.1696	3.2973

Anm.  $n = 1958-92$   $s = 0.0803$   $R^2 = 0.62$   $DW = 1.84$   $LM_1 = 0.22$ ⊙

I denne estimation er parametrene til indkomstudtrykkene på kort sigt ikke signifikante, mens parameteren til indkomsten på lang sigt har en meget høj t-værdi (ca. 6.5).

Relationens forklaringssevne er illustreret i nedenstående figur.

**Figur 2.1 *phk*-relationens forklaringssevne, 1 lag**



Relationen er bedre end den tilsvarende uden lags.

Herefter er det forsøgt med variabel indkomstelasticitet.

**Tabel 2.2. Estimation af kontantprisrelationen på nye data med variabel indkomstelasticitet, 1 lag**

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Real kontantpris	$D\log(phk/pcp4xh)$		
Kort sigt: Disponibel realindkomst	$D\log(Yd11/pcp4xh)$	0.5235	0.3519
	$D\log(Yd11/pcp4xh)_{-1}$	0.6244	0.3938
Usercost	$D\log(uib1h/(phk-pcp4xh))$	-0.2614	0.0605
	$D\log(uib1h/pcp4xh)_{-1}$	-0.2102	0.0863
Langt sigt: Fejlkorrektionsled heraf	$\log(fKb1h^D/fKb1h_{-2})$	0.7311	0.3341
Disponibel realindkomst	$\log(Yd11/pcp4xh)_{-2}$	0.5369	0.2433
Usercost	$\log(uib1h/pcp4xh)_{-2}$	-0.4741	0.2073
Konstant		5.0606	3.2797
	$f(\log(Yd11/pcp4xh)_{-2})^1$		

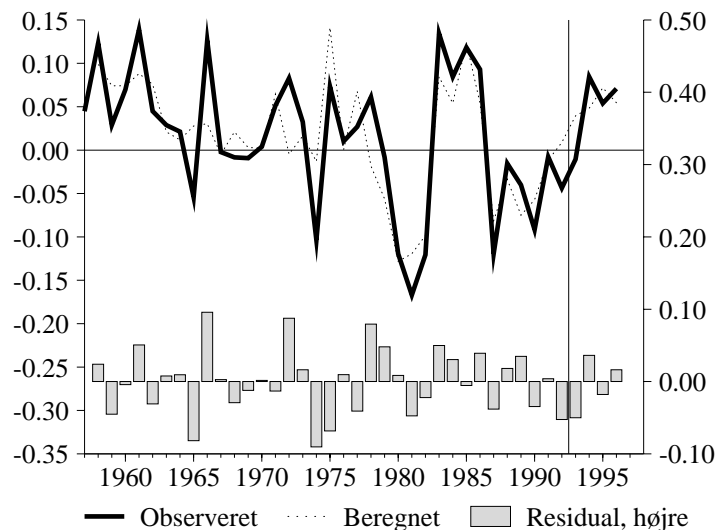
Anm.  $n = 1958-92$   $s = 0.0803$   $R^2 = 0.68$   $DW = 2.20$

<sup>1</sup> De estimerede parametre i funktionen  $f$  er:  $\gamma_0 = 0.4005$  (0.1913),  $\gamma_1 = -15.34$  (9.27),  $\mu = 12.11$  (0.0386)

Der er stadig problemer med, at parametrene til indkomstudtrykkene på kort sigt ikke er signifikante, dog ser det ikke så slemt ud som i den foregående estimation. De statistiske egenskaber ser da også marginalt bedre ud end i de andre præsenterede estimationer. Et andet problem med parametrene til indkomstudtrykkene på kort sigt er, at deres sum er større end 1.

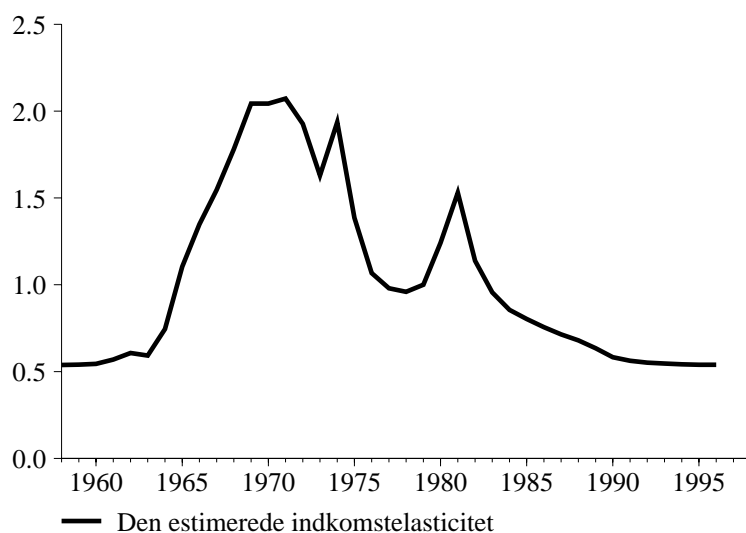
Forklaringsevnen er vist i nedenstående figur.

**Figur 2.2  $phk$ -relationens forklaringsevne med variabel indkomstelasticitet, 1 lag**

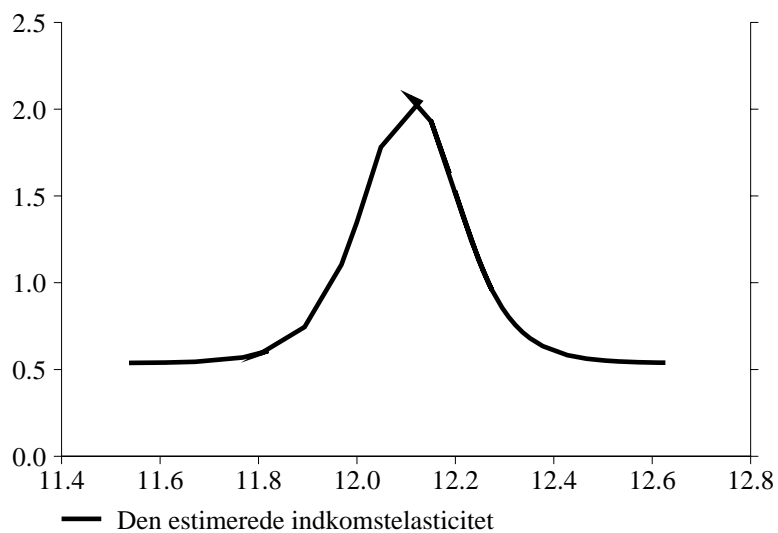


Figurene herunder viser indkomstelasticiteten for observerede værdier af  $\log(Yd11/pcp4xh)$  som funktion af tiden og af  $\log(Yd11/pcp4xh)$ . De samme ting som i relationen uden lags gør sig gældende.

**Figur 2.3 Indkomstelasticiteten som funktion af tiden**



**Figur 2.4 Indkomstelasticiteten som funktion af  $\log(Yd11/pcp4xh)$**



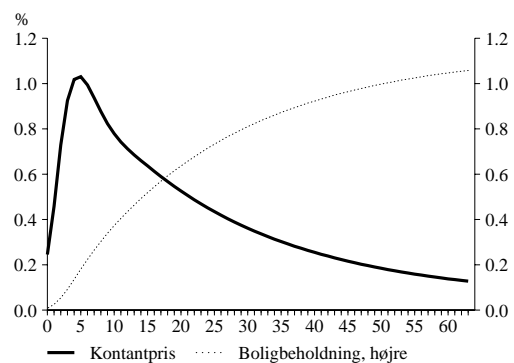
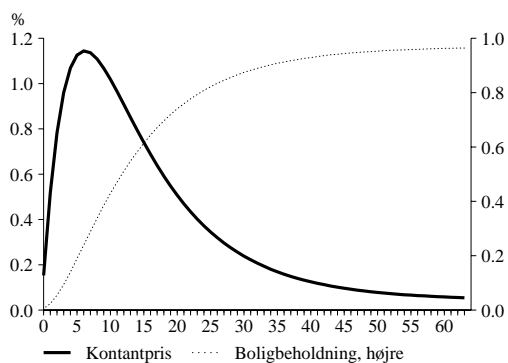
### Modelegenskaber

De to relationers modelegenskaber er vist i nedenstående figurer. Den korteste tilpasningstid fås igen i modellen med variabel indkomstelasticitet i  $phk$ -relationen.

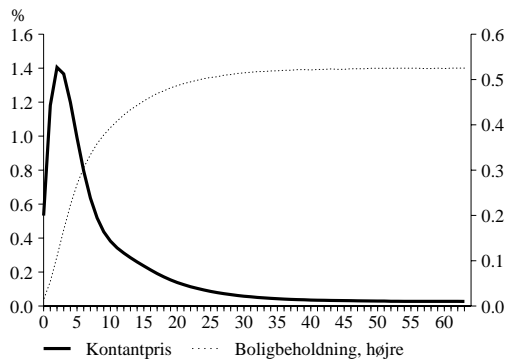
**Figur 2.5 Effekter af stød til indkomsten på 1% i boligmodellen isoleret**

ADAM, august 1997

Modellen tabel 2.1

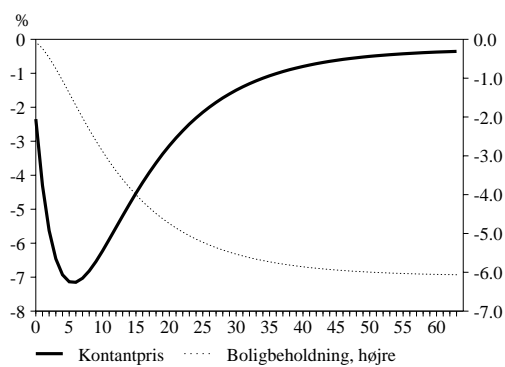


Modellen tabel 2.2

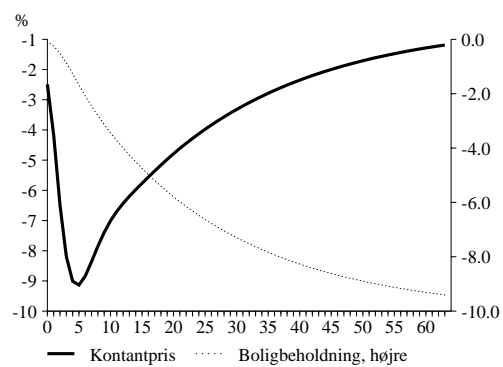


## Figur 2.6 Effekter af stigning i renten 1%-point

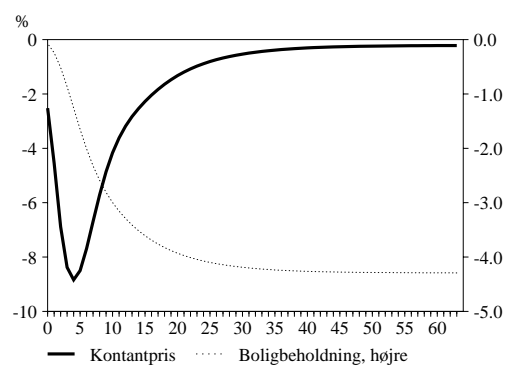
ADAM, august 1997



Modellen tabel 2.1

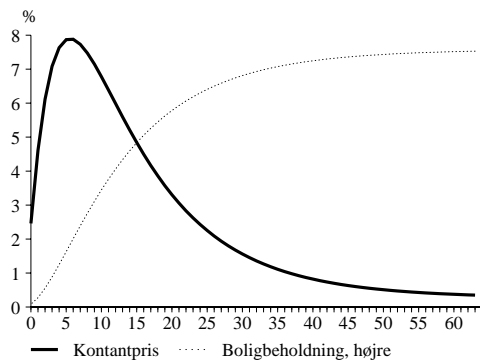


Modellen tabel 2.2

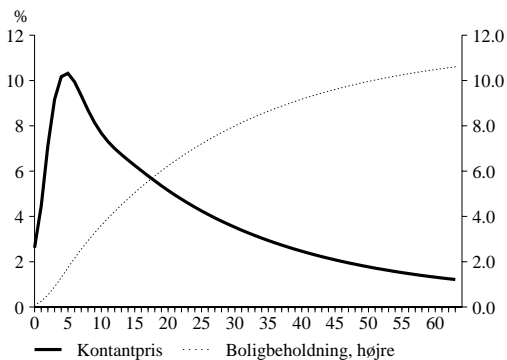


**Figur 2.7 Effekter af stigning i inflationsforventninger 1%-point**

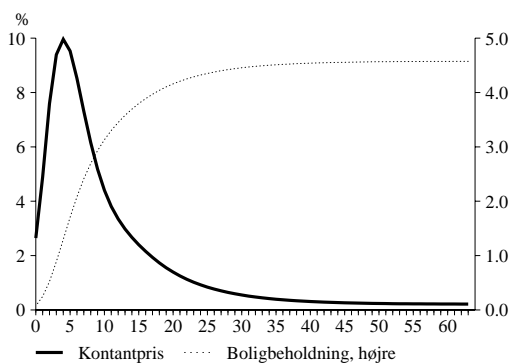
**ADAM, august 1997**



**Modellen tabel 2.1**



**Modellen tabel 2.2**



### 3. Estimation af *phk*-relationen uden priseffekter på kort sigt

Estimationerne lavet i afsnit 1 og afsnit 2 er nu gentaget, men denne gang uden priseffekter på kort sigt, dvs. på kort sigt antages der at være en sammenhæng mellem de nominelle størrelser.

Det er valgt kun at præsentere estimationen med 1 lag og variabel indkomstelasticitet svarende til tabel 2.2., da denne ser ud til at være den bedste statistisk set.

**Tabel 3.1. Estimation af kontantprisrelationen med variabel indkomstelasticitet og uden priseffekter på kort sigt, 1 lag**

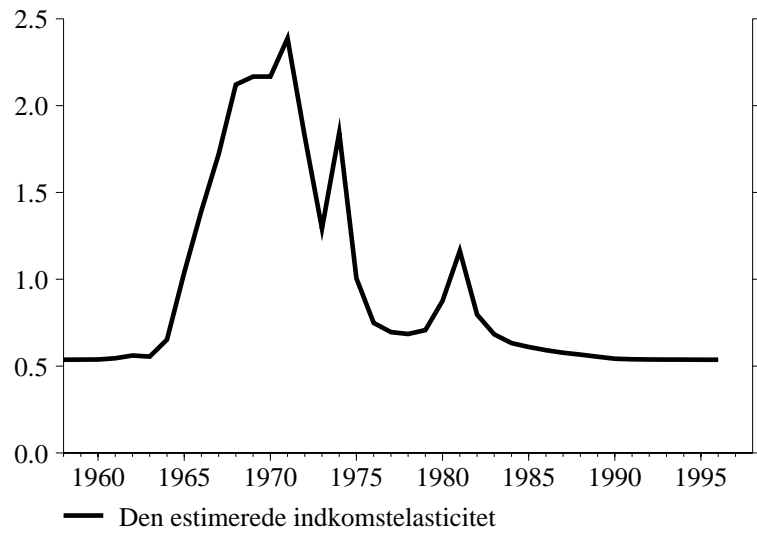
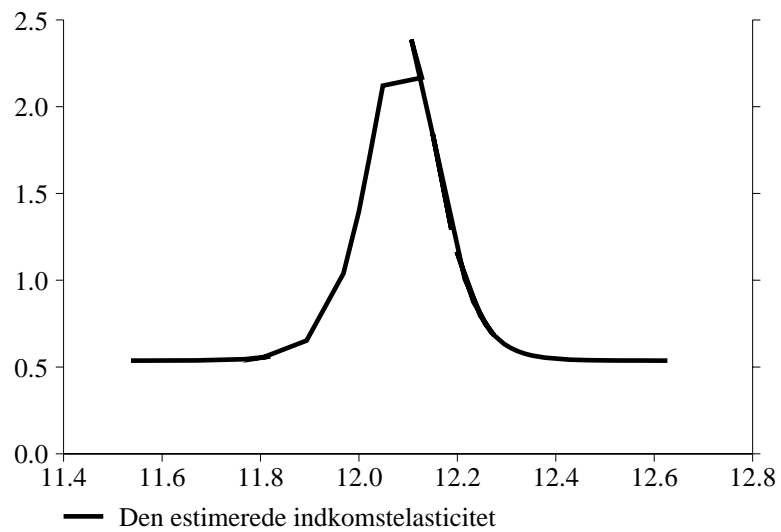
Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Real kontantpris	$D\log(phk)$		
Kort sigt: Disponibel realindkomst	$D\log(Yd11)$	0.1481	0.3442
	$D\log(Yd11)_{-1}$	0.7018	0.3209
Usercost	$D\log(uib1h/phk)$	-0.2245	0.0546
	$D\log(uib1h)_{-1}$	-0.1547	0.0767
Langt sigt: Fejlkorrektionsled heraf	$\log(fKb1h^D/fKb1h_{-2})$	0.7095	0.2645
Disponibel realindkomst	$\log(Yd11/pcp4xh)_{-2}$	0.5117	0.1933
Usercost	$\log(uib1h/pcp4xh)_{-2}$	-0.3852	0.1279
Konstant		5.7377	2.4718
	$f(\log(Yd11/pcp4xh)_{-2})^1$		

Anm.  $n = 1958-92$   $s = 0.0609$   $R^2 = 0.69$   $DW = 2.06$

<sup>1</sup> De estimerede parametre i funktionen  $f$  er:  $\gamma_0 = 0.3599$  (0.1375),  $\gamma_1 = -21.20$  (14.8)  $\mu = 12.09$  (0.0321)

Parameteren til  $D\log(Yd11)$  har en meget lille t-værdi (0.43), men ellers er relationens statistiske egenskaber ikke forringet i forhold til de tidligere præsenterede estimationer. I forhold til estimationen i tabel 2.2. er summen af indkomstparametrene nu ikke større end 1.

I figurene på næste side er indkomstelasticiteten for observerede værdier af  $\log(Yd11/pcp4xh)$  vist. Som i eksemplerne i tidligere afsnit stiger indkomstelasticiteten fra begyndelsen af 1960'erne, denne gang når den i 1970 helt op på 2.5. Den er ikke stor gennem hele perioden med byggeboomet, som i tidligere eksempler.

**Figur 3.1 Indkomstelasticiteten som funktion af tiden****Figur 3.2 Indkomstelasticiteten som funktion af  $\log(Yd11/pcp4xh)$** 



#### 4. Andre forsøg med estimation af *phk*-relationen

Estimationerne præsenteret i de foregående afsnit viser, at når den ikke-lineære funktion af indkomstudtrykket inddrages i fejlkorrektionsleddet, bliver fejlkorrektionskoefficienten meget høj. Det er derfor forsøgt, at estimere relationen med ændringerne i trenden inde på kort sigt. Det giver nogle ekstremt lave t-værdier for parametrene til ændringerne i indkomsten, ligesom det giver en endnu højere koefficient til fejlkorrektionsleddet. Desuden bliver relationen ikke ligefrem pæn at se på, når dette led inddrages.

At inddrage trenden er næsten det samme som at inddrage leddet:

$$\gamma_0 \gamma_1 \frac{\exp(\gamma_1 (\log(Yd11/pcp4xh)_{-1} - \mu))}{(1 + \exp(\gamma_1 (\log(Yd11/pcp4xh)_{-1} - \mu)))^2} D \log(Yd11/pcp4xh) \quad (4.1)$$

Dette følger jo af approksimationen, der fås ved 1. ordens Taylorudviklingen af funktionen  $f(x)$  omkring  $x=x_0$ :

$$f(x) - f(x_0) \approx f'(x_0)(x - x_0) \quad (4.2)$$

Om man inddrager ændringen i trenden eller udtrykket i (4.1), giver nogenlunde samme estimationsresultater, hvad vel ikke er så underligt!

I et kommende papir om boligmodellen estimeres *phk*-relationen i en pr. capita-formulering. Desuden er kontantprisrelationen og boliginvesteringsrelationen estimeret i et simultant system.