

Boligmodellen i næste version af ADAM

Resumé:

Den nuværende phk-relation omskrives til fejlkorrektionsform, og denne estimeres først på den nuværende databank, dvs. stadig på gamle tal. Omformuleringen giver en marginalt bedre ligning. Dernæst præsenteres et nyt usercost udtryk, parallelt med de udtryk, der bruges for erhvervsbygninger, og phk-relationen på fejlkorrektionsform estimeres på nye data for kapitalstok og usercost. Der præsenteres forskellige forslag til en ny investeringsrelation.

Den foreslåede boligmodel har samlet en langsommere tilpasning end den nuværende, selv om både kontantpris- og investeringsrelationen hver for sig har hurtigere tilpasning. Dette skyldes, at der estimeres en større egenprisfølsomhed i boligefterspørgslen, således at de kortsigtede svingninger i kontantprisen bliver mindre end i den nuværende boligmodel. Da det imidlertid er disse svingninger, der driver investeringerne, bliver tilpasningen af kapitalapparatet tilsvarende langsommere. På langt sigt synes der at være problemer med at stabilisere udviklingen i user cost.

jao17697.wp

Nøgleord: kontantpris, boligmodel, reestimation, fejlkorrektion

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 papiret estimeres boligmodellen ud fra oplægget i modelgruppepapir JAO 28. april 1997. I afsnit 2 omskrives *phk*-relationen til fejlkorrektionsform og estimeres på både nye og gamle kapitaltal. Medhørende til de nye kapitaltal er også et nyt usercostudtryk. I afsnit 3 præsenteres forskellige formuleringer af boliginvesteringsrelationen, og en ny relation foreslås. I afsnit 4 analyseres multiplikatoregenskaberne ved den foreslåede boligmodel.

2. Kontantprisrelationen.

I dette afsnit opstilles *phk*-relationen på fejlkorrektionsform, og estimationsresultater af de to relationstyper på de gamle kapitaltal opskrives. Et nyt user cost udtryk præsenteres, og fejlkorrektionsrelationen estimeres på de nye kapitaltal.

phk-relationen på fejlkorrektionsform.

Den nuværende kontantprisrelation i ADAM ser således ud, jf. bogen om ADAM (her er den dog rent teknisk omskrevet til at forklare log-ændringen i den reale kontantpris):

$$D\log\left(\frac{phk}{pc}\right) = \beta \left[\gamma_1 \log(Y) + \gamma_2 i + \gamma_3 infl + \gamma_4 \log\left(\frac{phk_{-1}}{pc_{-1}}\right) - \log(Kh_{-1}) \right] + dtphk/\beta \quad (2.1)$$

<i>pc</i>	= <i>pcp4xh</i> , forbrugerprisindex
<i>Y</i>	= $0.5 * \log(Yd9_{-1}/pcp4xh_{-1}) + 0.5 * \log(Yd9/pcp4xh)$, real indkomst
<i>i</i>	= <i>uih1</i> , usercostudtryk
<i>infl</i>	= <i>Rlnae</i> , inflation
<i>dtphk</i>	= additiv trend

Estimation af (2.1) leder til følgende resultater:

Tabel 2.1. Estimation af kontantprisrelationen

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Real kontantpris	$D\log(phk/pcp4xh)$		
Konstant ¹		0.1633	0.0553
Lagget boligbeholdning	$\log(Kh_{-1})$	-0.8315	0.0471
Disponibel realindkomst ²	$\log(Yd9_{-1/2}/pcp4xh_{-1/2})$	1	•
Usercost ²	$uih1$	-8.0674	1.3332
Inflation ²	$Rlnae$	1.9920	0.4915
Real kontantpris lagget ²	$\log(phk_{-1}/pcp4xh_{-1})$	-0.5731	0.0872

Anm. $n = 1956-90$ $s = 0.0401$ $R^2 = 0.78$ $DW = 1.44$ $LM_1 = 1.71$ ⊙

¹ Ud over konstanten indgår den ekstra "forklarende" variabel, $dtpk$ (med en koefficient på 1).

² De angivne koefficienter er langsigtsgkoefficienterne, svarende til $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ og γ_3 i (2.1).

Denne formulering af relationen giver en partiel tilpasning, idet man kort kan skrive relationen som¹

$$D\log\left(\frac{phk}{pc}\right) = \beta(\log(Kh^D) - \log(Kh)) \quad (2.2)$$

Når man ser ovenstående, er det nærliggende at forsøge sig med en dynamisering af formen

$$D\log\left(\frac{phk}{pc}\right) = \alpha_1 D\log(Kh^D) - \alpha_2 D\log(Kh) - \beta(\log(Kh_{-1}) - \log(Kh_{-1}^D)) \quad (2.3)$$

der kan opfattes som en del af en multivariat fejlkorrektionsmodel, hvor phk reagerer på residualerne i langsigtsgrelationen $Kh = Kh^D$.

Hvis $\alpha_1 = \alpha_2 = \beta$, dvs at kortsigts- og langsigtsg-parametrene er ens, vil (2.2) og (2.3) være ens, idet $\log(Kh) = D\log(Kh) + \log(Kh_{-1})$.

Som første skridt i en omformulering af phk -relationen fra formen (2.1) til en fejlkorrektionsmodel estimeredes (2.3) med restriktionen $\alpha_1 = \alpha_2 = \beta$, for at kontrollere, at parametrene var de samme. Derefter forsøgtes at estimere (2.3) uden restriktionen, hvilket lykkedes.

En del af kortsigtsgdynamikken i ender dog med at blive lidt uhensigtsmæssig,

¹Jf. JAO 28. april 1997

når (2.3) udvikles i al sin gru (fx. indgår ændringen i trenden, $D(dtp hk)$, og $D\log(Kh_{-1})$, og der optræder et halvt lag i realindkomsten), så (2.3) forenkles til:

$$D\log\left(\frac{phk}{pc}\right) = \eta_1 D\log(Yd) + \eta_2 D(i) + \eta_3 D(infl) - \beta * \left(\log(Kh_{-1}) - \left(\log(Yd_{-1}) + \gamma_1 i_{-1} + \gamma_2 infl_{-1} + \gamma_3 \log\left(\frac{phk_{-1}}{pc_{-1}}\right) + dtphk_{-1}/\beta \right) \right) + \textit{konstant}$$

(2.4)

Hvor variabelnavnene står for det samme som i (2.1) med undtagelse af, at Y er udskiftet med $Yd = Yd9/pcp4xh$.

Estimationsresultatet for (2.4)

Tabel 2.2. Estimation af kontantprisrelation på fejlkorrektionsform

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Real kontantpris	$D\log(phk/pcp4xh)$		
Konstant ¹		0.1975	0.0553
Kort sigt:			
Real indkomst	$D\log(Yd9/pcp4xh)$	0.0943	0.2857
Usercost	$D(uih1)$	-6.7674	1.0098
Inflation	$D(Rlnae)$	3.2660	1.1338
Langt sigt:			
Fejlkorrektionsled		0.8180	0.0690
Realindkomst ¹	$\log(Yd9_{-1}/pcp4xh_{-1}) + dtphk_{-1}$	1	•
Usercost ¹	$uih1_{-1}$	-9.7154	2.1017
Inflation ¹	$Rlnae_{-1}$	2.9002	0.7550
Real kontantpris lagget ¹	$\log(phk_{-1}/pcp4xh_{-1})$	-0.6890	0.1383

Anm. $n = 1957-90$ $s = 0.0448$ $R^2 = 0.79$ $DW = 1.65$

¹ De angivne koefficienter er langsigtskoefficienterne, svarende til γ_1, γ_2 og γ_3 i (2.4)

Som det ses, er koefficienterne i phk -relationen på fejlkorrektionsform tæt på de koefficienter, som optræder i den oprindelige phk -relation, når der estimeres over samme tidsrum. Mest afvigende er den ganske lille kortsigtede indkomstvirkning. Rente- og prisfølsomhed estimeres marginalt større på langt sigt og tilsvarende lidt mindre på kort sigt.

Reestimerer man (2.4) i tidsrummet 1957-1992 fås følgende estimationstabel:

Tabel 2.3. Estimation af kontantprisrelation på fejlkorrektionsform frem til 1992

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Real kontantpris	$D\log(phk/pcp4xh)$		
Konstant ¹		0.1975	0.0762
Kort sigt:			
Real indkomst	$D\log(Yd9/pcp4xh)$	0.0520	0.3432
Usercost	$D(uih1)$	-6.8105	1.2134
Inflation	$D(Rlnae)$	2.9719	1.3555
Langt sigt:			
Fejlkorrektionsled		0.8626	0.0816
Realindkomst ¹	$\log(Yd9_{-1}/pcp4xh_{-1})+dtphk_{-1}$	1	•
Usercost ¹	$uih1_{-1}$	-9.3728	2.3678
Inflation ¹	$Rlnae_{-1}$	3.1113	0.8733
Real kontantpris lagget ¹	$\log(phk_{-1}/pcp4xh_{-1})$	-0.6521	0.1540

Anm. $n = 1957-92$ $s = 0.0499$ $R^2 = 0.68$ $DW = 1.18$

¹ De angivne koefficienter er langsigtskoefficienterne, svarende til γ_1, γ_2 og γ_3 i (2.4)

Estimationsresultatet viser, at ligningen ikke bryder sammen ved en udvidelse af estimationsperioden, og koefficienterne er stadig tæt på de oprindelige.

Der er hermed basis for at arbejde videre med en *phk* relation på fejlkorrektionsform.

Definition af user cost

I modellens øvrige ligninger for kapitalapparater er beholdningsefterspørgslen bestemt af en aktivitetsvariabel og et *user cost* udtryk. Dette er imidlertid kun på en implicit måde tilfældet for boligefterspørgslens vedkommende, dvs. i kontantprisrelationen. Dette er medvirkende til at gøre boligmodellens egenskaber svære at gennemskue. Der er imidlertid for nylig opstillet nye user cost udtryk, baseret på de nye kapitaltal, for erhvervenes bygnings- og maskinkapital.² Der er derfor konstrueret et tilsvarende user cost udtryk for boligkapitalen:

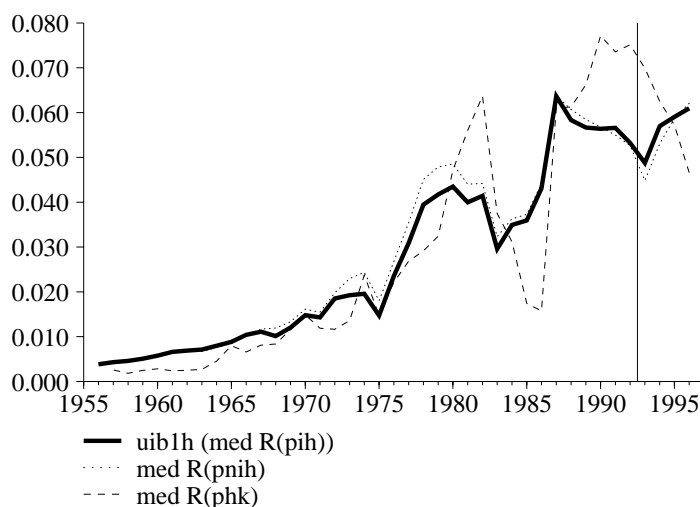
$$uib1h = phk \cdot \frac{fKn bh}{fKb1h} \left[(1 - tsuih) iwbz + 1.34 (tsuih \cdot tsdl \frac{phv}{phk})^{-\frac{1}{2}} + \frac{fInbv h}{fKn bh} - 0.5 \cdot Rpih^e \right] \quad (2.5)$$

Afvigelserne fra standardudtrykkene fra faktorefterspørgselssystemet er dels, at der benyttes den "boligrelevante" skattesats, *tsuih*, dels at der er tilføjet et led

²Jf. Modelgruppepapir MMP+HCO 17. marts 1997.

for lejeværdien af egen bolig (det med koefficienten på 1.34). Ellers er udtrykket *uib1h* formuleret helt parallelt med de øvrige. Bemærk dog, at det er *phk*, der benyttes som boligpris, ikke investeringsprisen. Strengt taget skulle det således også være den forventede stigning i *phk*, der benyttedes yderst til højre, men det er altså ikke blevet tilfældet.³ Årsagen fremgår af figur 3.1 (samt af nogle estimationer, som ikke er vist).

Figur 2.1. User cost for boliger, *uib1h*



Dæmpningen af den forventede prisstigning med faktoren 0.5 er overtaget fra definitionen af modellens øvrige *uib*'er, men det kan indvendes, at privatboliger er mere likvide end de fleste erhvervsbygninger, og at der derfor ikke bør ske nogen dæmpning her. Det er dog sådan, at user cost bliver negativ i visse år, hvis der ikke dæmpes, så dæmpningen er indtil videre en nødvendighed. Endelig kan det påpeges, at i den nuværende *phk*-relation er gennemslaget til inflationen netop estimeret til ca. det halve af rentegennemslaget.⁴ En mulig udlægning af dæmpningsfaktoren kunne vel være, at kapitalgevinster er mere usikre end de andre komponenter af user cost, og at efterspørgerne er risikoaverse.

³Det har været forsøgt at erstatte leddet for forventede kapitalgevinster, som her er den forventede relative vækst i investeringsprisen, $Rpibh^e$, med et udtryk for den forventede relative vækst i kontantprisen, opgjort som $Rpibh^e - \alpha \log(\beta phk_{-1}/pih_{-1})$. Filosofien bag dette udtryk er, at kontantpris og investeringspris grundlæggende forventes at vokse med samme rate, men således at en evt. ubalance i prisniveauerne i et givet år forventes aftrappet i de følgende år med tilpasningsparameteren α . Estimationer (ikke vist) afviser dog klart denne hypotese.

⁴I den nuværende relation måles inflationen dog ved lønnen, som jo sædvanligvis bevæger sig mere end priserne i modelkørsler. Dette kan – i hvert fald i multiplikator-kørsler – delvist kompensere for den mindre koefficient.

Estimation på nye data

Det nydannede user cost udtryk erstatter leddene $uib1$ og $rlnae$ samt den laggede endogene fra den nuværende phk -relation. Dette giver ligningen

$$\begin{aligned} \text{Dlog}\left(\frac{phk}{pc}\right) = & \alpha_1 \text{Dlog}\left(\frac{Yd}{pc}\right) - \alpha_2 \text{Dlog}\left(\frac{uib1h}{pc \cdot phk}\right) \\ & - \alpha_3 \left[fKh_{-1} - \beta_1 \log\left(\frac{Yd}{pc}\right)_{-1} - \beta_2 \log\left(\frac{uib1h}{pc}\right)_{-1} - \beta_0 \right] \end{aligned} \quad (2.6)$$

Estimationsresultatet fremgår af tabel 2.4

Tabel 2.4. Estimation af kontantprisrelationen på nye data

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Real kontantpris	$\text{Dlog}(phk/pcp4xh)$		
Kort sigt:			
Disponibel realindkomst	$\text{Dlog}(Yd9/pcp4xh)$	0.1853	0.3561
Usercost	$\text{Dlog}(uib1h/(phk \cdot pcp4xh))$	-0.2392	0.0599
Langt sigt:			
Fejlkorrrektionsled heraf	$\log(fKb1h^D/fKb1h_{-1})$	-0.3508	0.1522
Disponibel realindkomst ¹	$\log(Yd9/pcp4xh)_{-1}$	1.0137	0.1314
Usercost ¹	$\log(uib1h/pcp4xh)_{-1}$	-0.7454	0.2880
Konstant		-1.4375	2.1111

Anm. $n = 1957-92$ $s = 0.0585$ $R^2 = 0.53$ $DW = 1.51$ $LM_1 = 2.57^{\ominus}$

¹ De angivne koefficienter er langsigtskoefficienterne, svarende til β_1 og β_2 i (2.6)

Ligningen forbedres yderligere, hvis fejlkorrrektionsdynamikken formuleres med 2 lags. Resultatet af denne estimation er vist i tabel 2.5.

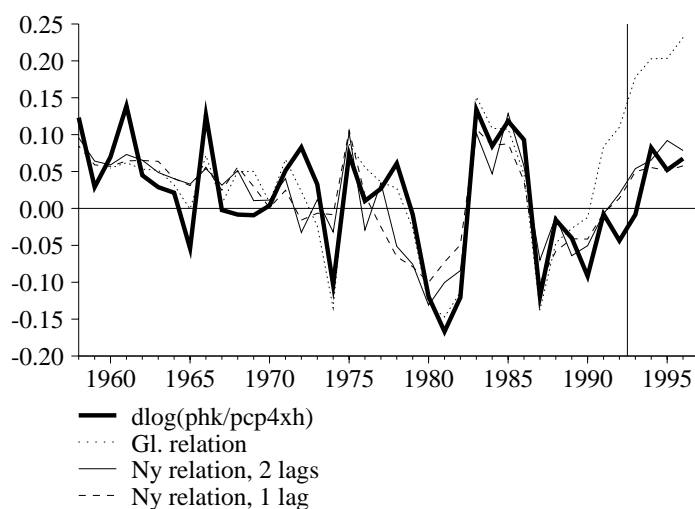
Fejlkorrrektionsleddet, langsigtsparemetrene og koefficienterne til ændringer i user cost er signifikante, og selv om koefficienterne til ændringer i indkomsten ikke er signifikante, er de dog af en mere plausibel størrelsesorden end den tilsvarende koefficient i tabel 2.4. Samlet indebærer estimaterne fra tabel 2.5 en væsentlig hurtigere tilpasning af phk end estimaterne fra tabel 2.4, og de bør foretrækkes.

Tabel 2.5. Estimation af kontantprisrelationen på nye data, 2 lags

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Real kontantpris	$Dlog(phk/pcp4xh)$		
Kort sigt: Disponibel realindkomst	$Dlog(Yd9/pcp4xh)$	0.2503	0.3451
	$Dlog(Yd9/pcp4xh)_{-1}$	0.2574	0.3426
Usercost	$Dlog(uib1h/(phk·pcp4xh))$	-0.2585	0.0573
	$Dlog(uib1h/pcp4xh)_{-1}$	-0.1756	0.0751
Langt sigt: Fejlkorrigeringsled heraf	$log(fKb1h^D/fKb1h_{-1})$	-0.3545	0.1545
Disponibel realindkomst ¹	$log(Yd9/pcp4xh)_{-2}$	1.1322	0.1399
Usercost ¹	$log(uib1h/pcp4xh)_{-2}$	-0.9577	0.3507
Konstant		-3.634	2.504

Anm. $n = 1958-92$ $s = 0.0553$ $R^2 = 0.62$ $DW = 1.85$ $LM_1 = 0.09$ ⊙

¹ De angivne koefficienter er langsigtskoefficienterne, svarende til β_1 og β_2 i (2.6)

Figur 2.2. Observeret og beregnet phk (gammel og nye relationer)

I midten af perioden fitter begge nye ligninger dårligere end den gamle, men til gengæld klarer de sig bedre i periodens slutning og "out-of-sample", jf. figuren.

Ligningen kan muligvis forbedres ved at tillade indkomstelasticiteten at variere, jf. modelgruppepapir JAO+LLR 27.05.97, men de første forsøg på dette er ikke gået, som man kunne have håbet på. Trenden vil gerne ind, men koefficienten til fejlkorrigeringsleddet bliver meget stor, og i tilfældet med kun ét lag bliver den numerisk større end 1. Forsøgene med dette er derfor indstillet indtil videre.

Egenskaber

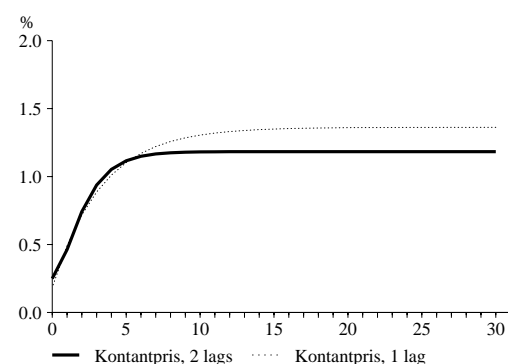
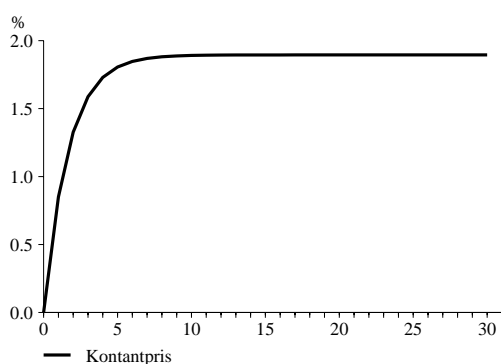
De foreslåede phk-relationer har på langt sigt omtrent samme langsigtede gennemslag på kontantprisen af renten, men ca. tre gange større gennemslag af inflationen, jf. figur 2.3.

Figur 2.3. Egenskaber ved kontantprisrelationen isoleret

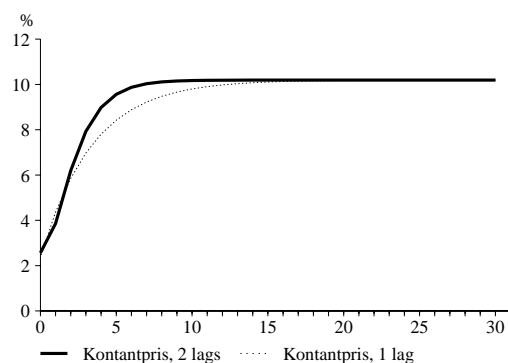
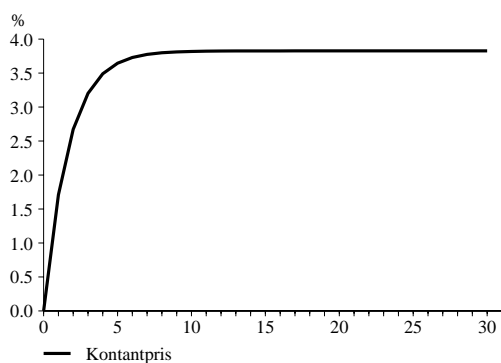
Adam, marts 1995.

Foreslåede relationer.

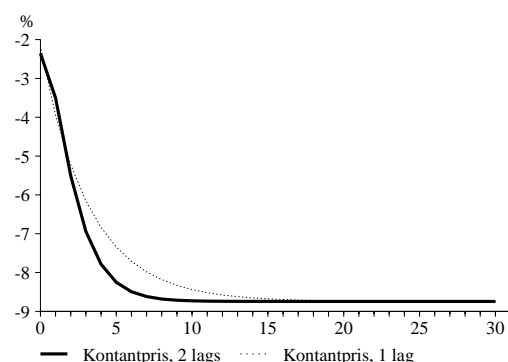
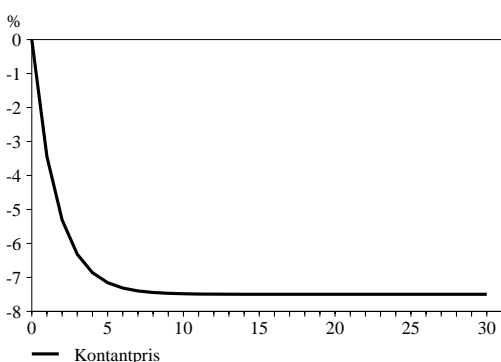
a. Effekt af stød til indkomsten på 1%



b. Effekt af stigning i inflationsforventninger 1%-point



c. Effekt af stigning i renten 1%-point



Gennemslaget af indkomsten er en del mindre, hvilket skyldes en større estimeret user cost elasticitet af boligbeholdningen (boligstokkens langsigtede indkomstelasticitet er jo stadig ca. 1). Fejlkorrigeringsligningen med 1 lag er væsentlig trægere end den gamle *phk*-ligning, mens den med 2 lags har ca. samme tilpasningstid som den gamle relation. Fejlkorrigeringsligningen med 2 lags bør foretrækkes.

3. Investeringsrelationen

Den nuværende boliginvesteringsrelation bestemmer nettoinvesteringerne i boliger som en funktion af forholdet mellem kontantpris og investeringspris, jf. bogen om ADAM, afsnit 5.1.2. Den kan umiddelbart estimeres på de nye data for boligstokken:

Tabel 3.1. Estimation af boliginvesteringsrelationen

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Netto-boliginvesteringer	$D(fKb1h)$		
Konstant		-15860	3104
Laggede (ikke-støttede) investeringer	$D(fKb1h_{-1}) - \beta nbs_{-1}$	0.4839	0.0652
Antal off. støttede boliger	nbs	0.2242	0.1268
Relativ kontantpris (Tobins Q)	$phk/(0.8 \cdot pih + 0.2 \cdot phgk)$	22230	3575
Dummy ¹	$d76$	6015	1409
Dummy ²	$d19723$	6146	1221

Anm. $n = 1970-92$ $s = 1348$ $R^2 = 0.97$ $DW = 1.48$

¹Dummen fanger effekten af den midlertidige momsnedsettelse i 1975-76

²Dummen fanger effekten af aftrapningen af refusion af moms på boligbyggeri, 1972-73

Relationens egenskaber er omtrent de samme som den nuværende boliginvesteringsrelation. Koefficienten til Tobins Q er en smule lavere, og det samme gælder koefficienten til den laggede investering. Mest markant er nu nok den mindre koefficient til nbs , der i den nuværende relation er 0.36.

Man kunne overveje at droppe dummyerne, der ikke forekommer helt velbegrundede – i hvert fald ikke i den nuværende form, hvor de har karakter af 0/1 dummyer. Begrundelsen for dummyerne er "hamstring" af påbegyndelser af nye boliger på grund af annonceret midlertidige afgiftslettelser, og dette peger vel mere i retning af +1/-1 dummyer. Dummyerne giver naturligvis en højere R^2 , men til gengæld trækker de koefficienterne til Tobins Q og den laggede investering ned.

Det er muligt at udvide estimationsperioden tilbage til 1960, men det betyder, at koefficienterne generelt bliver en smule mindre, og at forklaringsgraden falder til 0.94.

Noget helt andet er: Er det overhovedet nettoinvesteringen, der bør bestemmes i denne ligning? Er den ikke mere tænkt som en udbudsrelation, der bestemmer *brutto*investeringerne, dvs. aktiviteten i byggeriet? Dette spørgsmål glemmes imidlertid indtil videre.

En log-lineær investeringsrelation

Et muligvis bedre alternativ til den traditionelle boliginvesteringsrelation fås, hvis ligningen formuleres loglineært i kapitalapparatet, dvs at $D\log(fKb1h)$ vælges som afhængig variabel i stedet for nettoinvesteringen $D(fKb1h)$.⁵ Denne log-ændring i kapitalapparatet er approksimativt lig med den relative nettoinvestering $D(fKb1h)/fKb1h_{-1}$. En sådan ligning er estimeret som vist i tabel 3.2.

Tabel 3.2. En alternativ boliginvesteringsrelation

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Relative netto-boliginvesteringer	$D\log(fKb1h)$		
Konstant		0.00500	0.00138
Laggede (ikke-støttede) investeringer	$D\log(fKb1h_{-1}) - \beta(nbs_{-1}/fKb1h_{-2})$	0.53110	0.07010
Antal off. støttede boliger	$nbs/fKb1h_{-1}$	0.46000	0.12230
Relativ kontantpris (Tobins Q)	$\log(phk/(0.8 \cdot pih + 0.2 \cdot phgk))$	0.02246	0.00505
Dummy	$d76$	0.00845	0.00208
Dummy	$d19723$	0.00884	0.00179

Anm. $n = 1970-92$ $s = 0.00200$ $R^2 = 0.97$ $DW = 1.39$

Denne estimation er i sine egenskaber helt sammenlignelig med den traditionelle investeringsrelation fra tabel 3.1. Mest bemærkelsesværdigt er, at koefficienten til nbs er ca. dobbelt så stor, og at koefficienten til den laggede endogene er noget større.

Også denne relation kan evt. estimeres helt tilbage til 1960, idet forklaringsgraden dog falder til 0.95 og koefficienten til Tobins Q bliver noget mindre, 0.0200. Dummyerne kan også udelades, hvilket øger koefficienten til Tobins Q til 0.0295, mens R^2 falder til 0.91.

Den log-lineære investeringsrelation giver generelt noget større investerings-effekter i fremskrivningsperioden end den traditionelle fra tabel 3.1. Dette skyldes, at investeringsvirkningen af ændringer i phk i den log-lineære model "skaleres" med størrelsen af kapitalapparatet, som jo i normale kørsler er større i fremskrivningsperioden end i estimationsperioden.

⁵Jf. modelgruppepapir JAO 28. april 1997.

En log-lineær investeringsrelation med fejlkorrektionsdynamik

Den log-lineære investeringsrelation fra tabel 3.2 kan i stedet formuleres med fejlkorrektionsdynamik. Dette giver ikke større forskel i estimerne. Anderledes stiller det sig imidlertid, hvis man samtidig dropper den laggede endogene. Koefficienten til den laggede endogene er i tabel 3.2 temmelig stor, 0.53, hvilket altså dels afspejler et langt Koyck-lag i de forklarende variabler, dels en autokorrelationskoefficient på 0.53 i restleddet.

I tabel 3.3 er vist en estimation, hvor Tobins Q i stedet er dynamiseret med fejlkorrektion, men hvor autokorrelationen i restleddet estimeres frit. Dummyerne er udeladt, da de ikke bliver signifikante.

Tabel 3.3. En boliginvesteringsrelation med fejlkorrektionsdynamik

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Relative netto-boliginvesteringer	Dlog(<i>fKb1h</i>)		
Konstant		0.01331	0.00541
Antal off. støttede boliger	<i>nbs/fKb1h₋₁</i>	0.47974	0.3353
Relativ kontantpris, ændring	Dlog(<i>phk/(0.8·pih+0.2·phgk)</i>)	0.03108	0.00995
Relativ kontantpris, niveau	log(<i>phk/(0.8·pih+0.2·phgk)</i>) ₋₁	0.04934	0.01177
Autokorrelation (rho)	<i>u_{t-1}</i>	0.80808	0.15567

Anm. n = 1970-92 s = 0.0032 R² = 0.93 DW = 1.75

Det ses, at parametrene til Tobins Q er større end i tabellerne 3.2 og 3.3. Desværre estimeres også autokorrelationskoefficienten og koefficienten til *nbs* noget større. Det er altid trist med en relation, hvor autokorrelationskoefficienten er den mest signifikante parameter. Alt i alt er tabel 3.3 dog en acceptabel og meget "ren" investeringsrelation. Faldet i forklaringsgraden er mindre væsentligt, da det helt overvejende skyldes udeladelsen af dummyerne.

En investeringsrelation med direkte tilpasning

Boliginvesteringsrelationen i ADAM afviger i formuleringen fra de øvrige investeringsrelationer, idet det i boliginvesteringsrelationen er forholdet mellem kontantprisen (på et eksisterende hus) og investeringsprisen (på et nybygget hus), der bestemmer investeringsaktiviteten; relationen tolkes som en udbudsfunktion for byggeri⁶. I de traditionelle investeringsrelationer er investeringerne derimod modelleret direkte som en funktion af forholdet mellem ønsket og eksisterende kapitalbeholdning – uden nogen prisdannelse som mellemlid. I praksis er forskellen til de øvrige investeringsrelationer dog alligevel ikke så stor, for prisforholdet *phk/pih* er jo helt overvejende bestemt

⁶Relationen udtrykker – på en lidt indirekte måde – profitmaksimeringsbetingelsen for byggeriet (MR=MC), dvs. den samme relation, som er baggrund for prisligningerne i faktorblokken.

af forholdet mellem ønsket og eksisterende boligbeholdning, jf. (2.2).

Forholdet mellem ønsket og eksisterende boligbeholdning er imidlertid allerede modelleret i *phk*-relationen, jf. den høje parentes i (2.4) og fejlkorrektionsleddet i tabel 2.3. Det er derfor nærliggende at medtage dette fejlkorrektionsled også i boliginvesteringsrelationen for at åbne mulighed for en direkte tilpasning mellem faktisk og ønsket boligbeholdning – uden om *phk*. De noget skuffende resultater af en sådan estimation er vist i tabel 3.4.

Tabel 3.4. En boliginvesteringsrelation med direkte tilpasning

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Spredning
Netto-boliginvesteringer	$D\log(fKb1h)$		
Konstant		0.01365	0.00527
Antal off. støttede boliger	$nbs/fKb1h$	0.51531	0.33746
Relativ kontantpris, ændring	$D\log(phk/(0.8\cdot pih+0.2\cdot phgk))$	0.03051	0.00923
Relativ kontantpris, niveau	$\log(phk/(0.8\cdot pih+0.2\cdot phgk))$	0.04925	0.01074
Fejlkorrrektionsled, fra tabel 2.3.	$\log(K^D/K_{-1})$	0.00605	0.00372
Autokorrelation (rho)	u_{t-1}	0.8399	0.14774

Anm. $n = 1970-92$ $s = 0.0030$ $R^2 = 0.94$ $DW = 1.44$ $LM_1 = 1.88$ ⊙

Fejlkorrrektionsleddet bliver ikke signifikant, men får dog det rigtige fortegn. Dette skyldes naturligvis, at det måler K^D/K -forholdet, og det gør prisforholdet phk/pih jo som nævnt grundlæggende også. Hvert af de to led kommer signifikant ind i relationen, hvis det optræder alene, men de har altså svært ved at være der samtidig. Data peger dog på prisforholdet som det marginalt bedste K^D/K udtryk i ligningen, selv om fejlkorrektionsleddet "stjæler" lidt af dets forklaringskraft.

Disse forhold forværres yderligere, hvis boligmodellen estimeres som et samlet, multivariat system, og forsøgene på dette er derfor stillet i bero indtil videre.

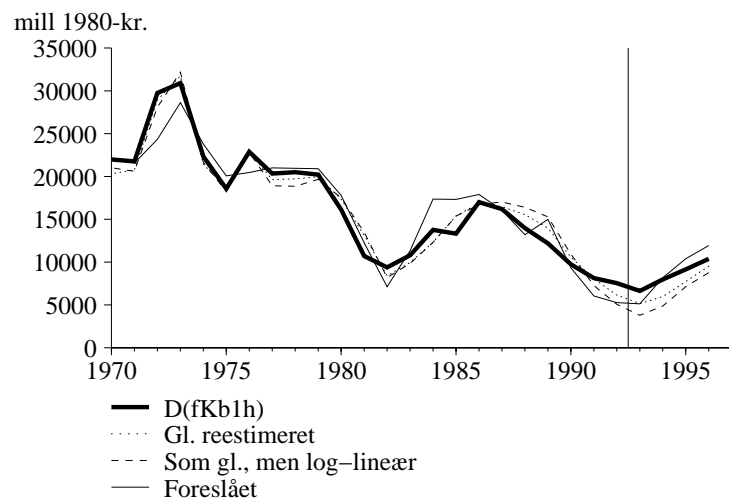
Bortset fra den manglende signifikans af fejlkorrektionsleddet har ligningen fra tabel 3.4 dog udmærkede egenskaber. Det er ganske rart, at *noget* af tilpasningen af boligbeholdningen foregår uden om *phk*, da denne jo generelt svinger meget i modelkørsler. På den anden side skal man nok bruge lup for at kunne øjne effekten i multiplikatorkørsler.

Hvilken investeringsrelation skal vi vælge?

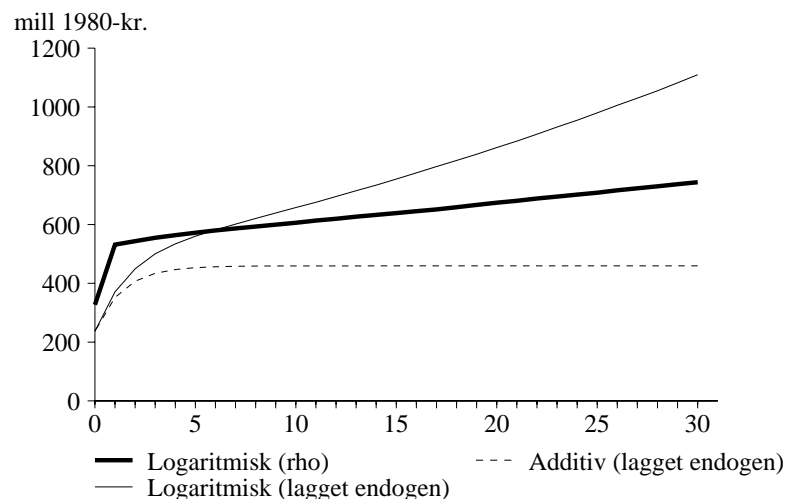
Den additive formulering af investeringsrelationen klarer sig statistisk set marginalt bedre end den log-lineære, men forskellen er på ingen måde så signifikant, at den bør være udslagsgivende. Mere alvorligt er, at koefficienten til den laggede endogene/autokorrelationskoefficienten estimeres klart større i den log-lineære formulering end i den lineære. Det samme gælder koefficienten

til *nbs*, som dog under alle omstændigheder burde fastlægges på anden vis.⁷

Figur 3.1. Observerede og beregnede boliginvesteringer



Figur 3.2. Effekt på boliginvesteringerne af 1% stigning i *phk* (investeringsrelation isoleret)



⁷Dette bør tages op i forbindelse med en generel gennemgang af *nbs*, der også involverer den datamæssige side af sagen. Dels er *nbs* i øjeblikket svær at opdatere, dels dækker den ikke alt det, den burde. I de senere år har en meget stor del af boliginvesteringerne været offentligt støttet (læs: betalt) byfornyelse, og dette fanges ikke af *nbs*. Et mål for de udbetalte støttemidler ville være langt at foretrække.

Modelegenskaberne er dog så meget bedre ved den log-linære formulering, at den trods alt bør foretrækkes. Dels fordi, den passer bedre i den generelle modelformulering, dels fordi den i praksis giver ikke helt så urealistisk svag tilpasning af boligbeholdningen, som den additive formulering, jf. figur 3.2.

Relationen fra tabel 3.3. med fejlkorrektionsdynamik, direkte tilpasning og uden lagget endogen bør foretrækkes.

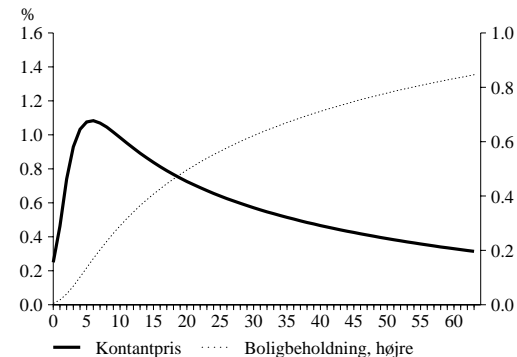
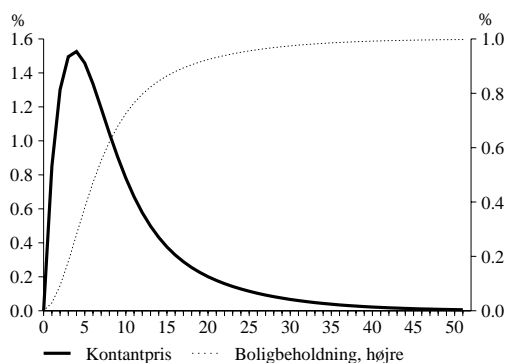
4. Egenskaber ved boligmodellen

Tilpasningen i den samlede boligmodel, bestående af kontantprisrelation, boliginvesteringsrelation og tilhørende hjælpeligninger er desværre blevet væsentlig langsommere, jf. figur 4.1. Dette skyldes ikke, at der er langsommere tilpasning i kontantpris- og investeringsligningerne – tværtimod – men derimod at boligbeholdningens priselasticitet er blevet væsentligt større, og at *phk* derfor ikke svinger så meget på kort sigt; dermed trækker den naturligvis heller ikke så store investeringer med sig, og derfor sløves tilpasningen af kapitalapparatet.

Figur 4.1. Effekter af stød til indkomsten på 1% i boligmodellen isoleret

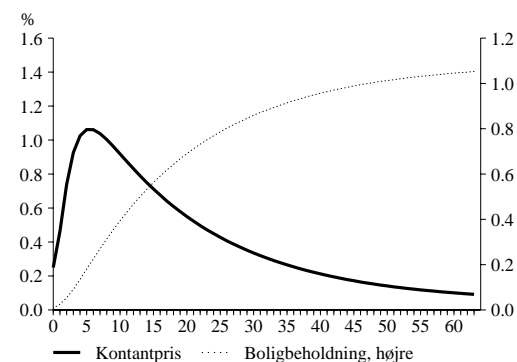
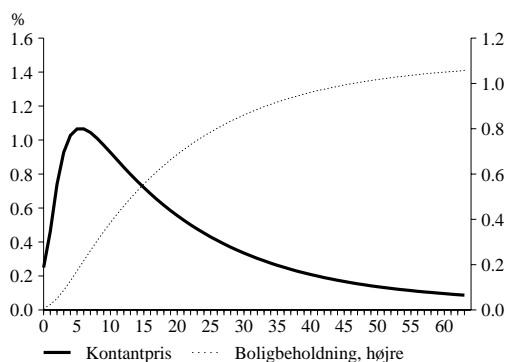
ADAM, marts 1995

Ny model, additiv investerings-ligning



Ny model, log-lineær investeringsligning

Ny model, log-lineær, også direkte tilpasning



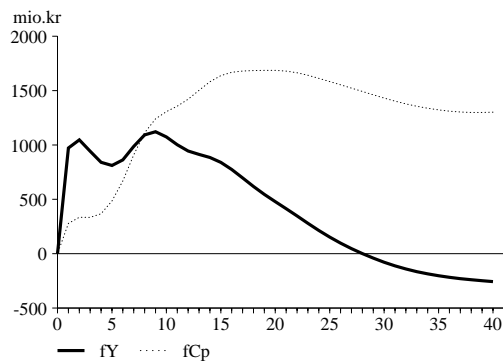
Det ses, at den langsigtede tilpasning som ventet er en smule kønnere i udgaven med log-lineær investeringsligning, men at egenskaberne i øvrigt er ret ens.

Den samlede model

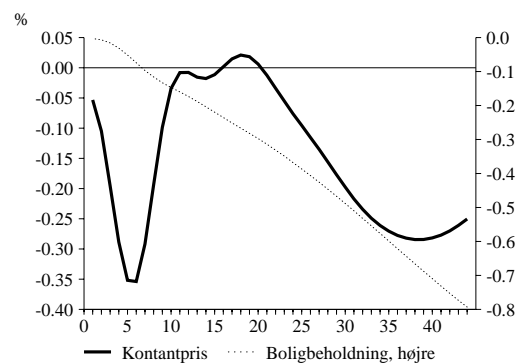
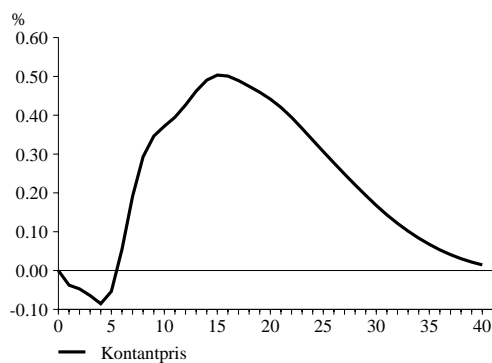
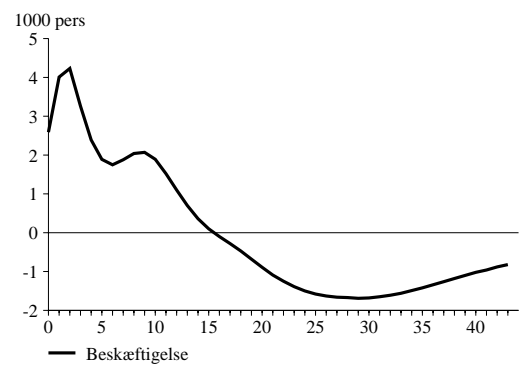
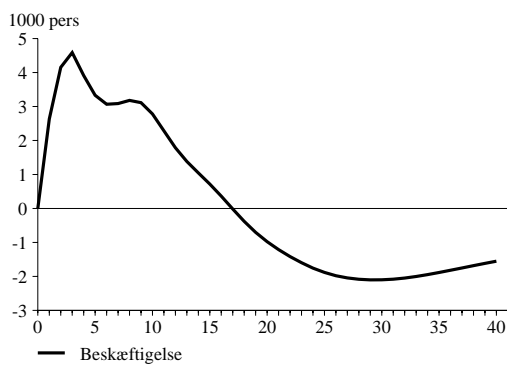
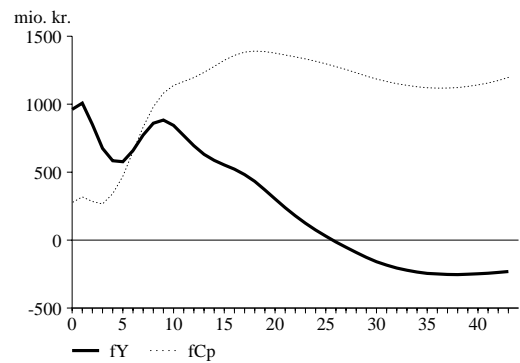
I den samlede model synes den større træghed i boligmarkedet umiddelbart ikke at have uønskede konsekvenser. Forløbet af multiplikatoren for offentligt varekøb ser egentlig helt pæn ud, jf. figur 4.3.

Figur 4.3. Offentligt varekøb stiger med 1 mia. kr

ADAM, marts 1995



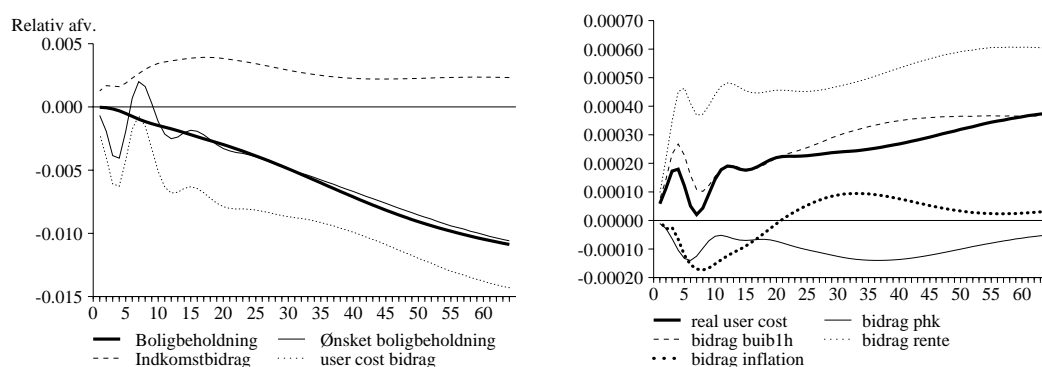
Samme med ny boligmodel



Det ses, at svingningerne i kontantprisen ikke er mindre i den nye model, men at der i modsætning til tidligere overvejende er en *negativ* virkning på kontantprisen af den finanspolitiske ekspansion. Forklaringen på dette skal søges i den kraftigere rentevirkning og trægere indkomstvirkning på kontantprisen, idet indkomststigningen nu i meget mindre grad end i ADAM, marts 95 opvejer den negative effekt af rentestigningen, jf. også figur 4.4 nedenfor. Der er med andre ord tale om en betydelig "rente-crowding-out" af boliginvesteringerne. Rentevirkningen, der i de første 5 år dykker *phk* ret kraftigt, opvejes efterhånden delvist af stigende inflationsforventninger, således at nettovirkningen fra user cost efter 10 år er ret lille. Denne "forskudte" dynamik mellem inflation og rente er med til at give betydelige sving i *phk*.

På længere sigt er der stadig problemer med modellen. Som det ses af den nederste figur, bliver boligbeholdningen ved med at falde, selv efter 60 års forløb. Forklaringen er, at *user cost* bliver ved med at stige, jf. figur 4.4.

Figur 4.4. Dekomponering af boligbeholdning og user cost



Forklaringen på den stadige stigning i user cost er ikke, at rente mv. ændrer sig; det gør den godt nok, men det samlede bidrag til user cost fra "det, man ganger på *phk*", $uib1h/phk$, er konstant efter ca. 30 år, fordi inflationsleddet trækker i modsat retning; dette er ikke tilfældigt og indikerer, at balancen mellem effekterne fra inflation og rente i det lange løb er fin.

Stigningen i user cost på længere sigt skyldes derimod en lille, men vedvarende stigning i *phk*, som kun meget langsomt nærmer sig investeringsprisen, *pih* (ikke vist). Problemet kan ligge i balancen mellem brugen af *phk* som kapitalgodepris på den ene side og brugen af investeringsprisen, $Rpibhe$, som inflationsforventningsudtryk på den anden side, men forsøgene på at justere på dette er ikke faldet heldigt ud, jf. fodnote 3. Problemet ville være lettere at leve med, hvis ikke tilpasningen af boligbeholdningen var så utrolig langsom, men det er den altså bare. Det er næppe muligt at klemme koefficienten til Tobins Q i investeringsrelationen op uden at gøre vold på empirien.