

# Boliginvesteringer og kontantpriser

Lone Schøtt Jensen og Dan Knudsen

Danmarks Nationalbank

*SUMMARY: Equations for residential investments and house prices are formulated and estimated. It is argued that house prices do not adjust instantaneously and that investments are affected by the difference between the actual and wanted stock of houses besides the relation of house prices to the costs of construction. Moreover, with an error correcting model, the influence from the expected change of house prices on the level may be captured by the dynamics of the house price equation. The estimated income elasticity of the demand for housing is 1.2 and the price elasticity is -0.4.*

---

## 1. Indledning

Boligmarkedet og byggeriet udviser betydelige fluktuationer og følges normalt med stor interesse – formentlig større end boliginvesteringernes volumen (4 pct. af indenlandsk efterspørgsel i 1988) kan berettige. Det har imidlertid vist sig vanskeligt at modellere boligpris og boliginvesteringer jf. f.eks. Heinesen (1988) og Christiansen (1989a og b) for en grundig diskussion. Bl.a. har der været problemer med at forklare forventningsdannelsens indflydelse på kontantpriserne, og boliginvesteringerne synes ikke at kunne beskrives fuldt ud ved hjælp af forholdet mellem kontantpris og byggeomkostninger.

I det følgende redegøres for kontantpris- og boliginvesteringsrelationer på kvartalsdata. Kontantpriserne gøres til funktion af obligationsrente, skatteregler, generelt prisniveau (målt ved timeløn), realindkomst (målt ved privatforbrug) og boligstock i en relation, der kan opfattes som boligefterspørgselen normeret på kontantprisen. Ideen er, at jo højere efterspørgselen er i forhold til stocken, jo større bliver prisen på boliger. Ifølge data og estimationer reagerer kontantprisen hurtigt på nominelle renteændringer, langsommere på bevægelser i boligstock og realindkomst, mens det synes svært at estimere indflydelsen fra forventet kontantprisændring (nominel rente er tilsyneladende vigtigere end realrente). Da den anvendte fejlkorrigeringsform har kontantprisændringen på venstre side, kan denne imidlertid ved simpel algebra elimineres fra højre side under antagelse af, at den modelberegnete prisændring repræsenterer den forventede.

---

Kolleger i Nationalbankens forskningsgruppe takkes for værdifulde kommentarer. Artiklens synspunkter er ikke nødvendigvis Danmarks Nationalbanks.

# Boliginvesteringer og kontantpriser

Lone Schøtt Jensen og Dan Knudsen  
Danmarks Nationalbank

*SUMMARY: Equations for residential investments and house prices are formulated and estimated. It is argued that house prices do not adjust instantaneously and that investments are affected by the difference between the actual and wanted stock of houses besides the relation of house prices to the costs of construction. Moreover, with an error correcting model, the influence from the expected change of house prices on the level may be captured by the dynamics of the house price equation. The estimated income elasticity of the demand for housing is 1.2 and the price elasticity is -0.4.*

---

## 1. Indledning

Boligmarkedet og byggeriet udviser betydelige fluktuationer og følges normalt med stor interesse – formentlig større end boliginvesteringernes volumen (4 pct. af indenlandsk efterspørgsel i 1988) kan berettige. Det har imidlertid vist sig vanskeligt at modellere boligpris og boliginvesteringer jf. f.eks. Heinesen (1988) og Christiansen (1989a og b) for en grundig diskussion. Bl.a. har der været problemer med at forklare forventningsdannelsens indflydelse på kontantpriserne, og boliginvesteringerne synes ikke at kunne beskrives fuldt ud ved hjælp af forholdet mellem kontantpris og byggeomkostninger.

I det følgende redegøres for kontantpris- og boliginvesteringsrelationer på kvartalsdata. Kontantpriserne gøres til funktion af obligationsrente, skatteregler, generelt prisniveau (målt ved timeløn), realindkomst (målt ved privatforbrug) og boligstock i en relation, der kan opfattes som boligefterspørgselen normeret på kontantprisen. Ideen er, at jo højere efterspørgselen er i forhold til stocken, jo større bliver prisen på boliger. Ifølge data og estimationer reagerer kontantprisen hurtigt på nominelle renteændringer, langsommere på bevægelser i boligstock og realindkomst, mens det synes svært at estimere indflydelsen fra forventet kontantprisændring (nominel rente er tilsyneladende vigtigere end realrente). Da den anvendte fejlkorrigeringsform har kontantprisændringen på venstre side, kan denne imidlertid ved simpel algebra elimineres fra højre side under antagelse af, at den modelberegnete prisændring repræsenterer den forventede.

---

Kolleger i Nationalbankens forskningsgruppe takkes for værdifulde kommentarer. Artiklens synspunkter er ikke nødvendigvis Danmarks Nationalbanks.

Boliginvesteringerne er en voksende funktion af forholdet mellem kontantpris og investeringspris således, at når »overefterspørgsel« efter boliger får kontantprisen til at stige, trækkes investeringerne i vejret. I boliginvesteringsrelationen indgår også boligstock og ønsket boligstock udledt af kontantprisrelationen, hvilket udtrykker, at tilpasningen på boligmarkedet ikke blot går via prismekanismen, jf. kontantprisens langsomme respons på realøkonomiske forhold.

Efter præsentation af data følger nogle overvejelser om pris- og mængdetilpasning på boligmarkedet, hvor kontantpris- og investeringsmodellen præsenteres. Dernæst forklares behandlingen af inflationsforventninger, og de estimerede ligninger diskuteres.

## 2. Data

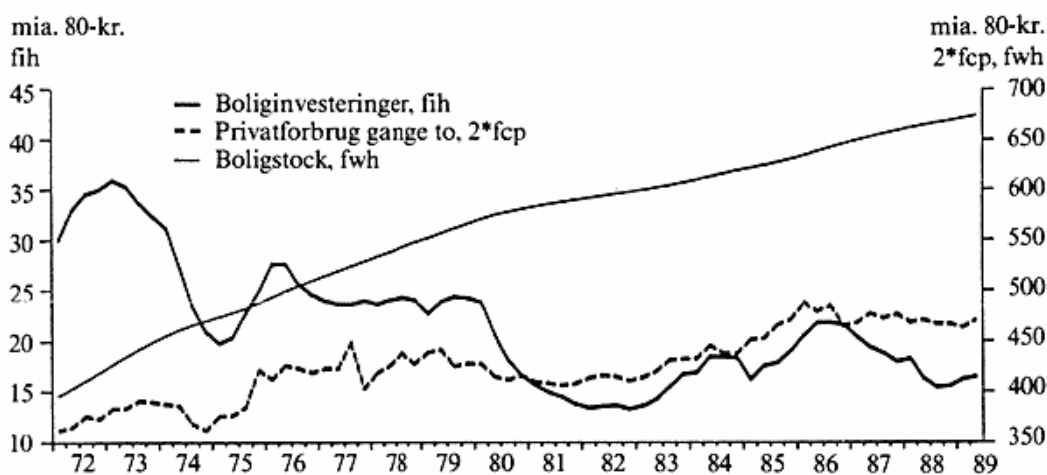
Datagrundlaget er primært sæsonkorrigerede kvartalsvise nationalregnskabstal dannet ved hjælp af forskningsgruppens Nares-program. Nares danner kvartalsvise nationalregnskabstal på årsniveau, hvis gennemsnit svarer til de officielle tal fra Danmarks Statistik, jf. Christensen (1989).

Kontantprisindekset er opstillet på baggrund af salgssum i pct. af ejendomsværdi for et enfamiliehus jf. Danmarks Statistik, der får sine oplysninger fra Statsskattedirektoratet. Desuden anvendes en serie for støttet byggeri *nbs* (interpoleret fra Danmarks Statistiks opgørelse til ADAM's databank), obligationsrenten efter skat kaldet *rente* og en serie kaldet *ssats*, der viser, hvad boligejerne betaler i ejendomsskat og skat af lejeværdi. De anvendte data er vist i figur 1 til 3, mens resultatet af integrationstest fremgår af tabel 1. Data udleveres på anfordring ved henvendelse til Nationalbankens forskningsgruppe.

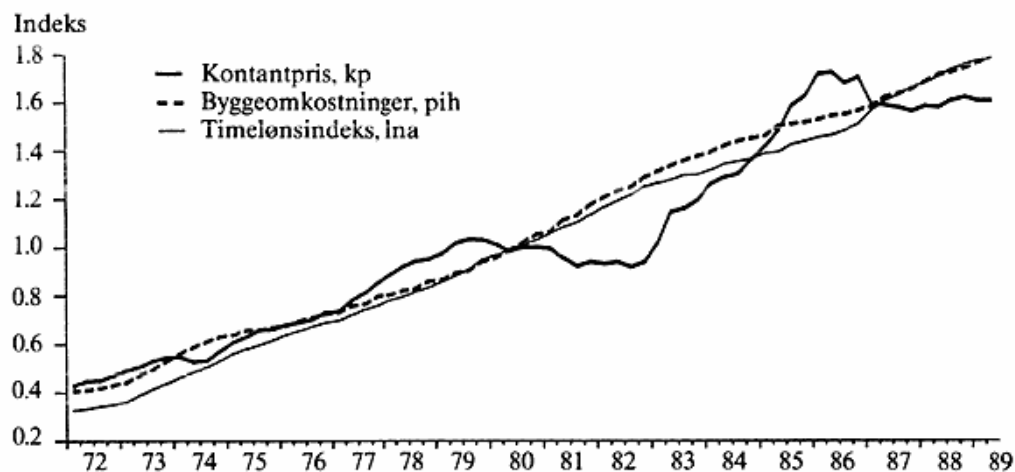
De samlede boliginvesteringer *fih* bliver med sæsonkorrigerede tal en relativ blød tidsserie – men med klare konjunktursving over estimationsperioden. Boligstocken *fwh* angiver de akkumulerede nettoinvesteringer i 1980-priser med 1980.4 som et benchmark på 581 mia. 1980-kr. Der gælder  $fwh = fwh_{-1} + fihn/4$ , idet der divideres med 4, fordi nettoinvesteringerne *fihn* er på pro anno niveau.

Boligstocken har et overordentlig jævnt forløb sammenlignet med det private forbrug *fcp*, der i regressionerne bruges som et tilnærmet mål for den permanente indkomst. Den glatte og trendmæssige tidsrækkerepresentation for boligstocken understreges af, at simple integrationstest på *DW*-statistikken viser, at *fwh* er I(2) og dermed skal differentieres to gange for at producere en stationær tidsserie. De øvrige variable synes alle integreret af første grad og skulle dermed passe sammen hvad tidsrækkefremtoning angår. Dette sikrer dog ikke, at serierne kan bindes sammen (kointegrere) til stationære serier, især da boligstocken må inddrages af hensyn til den økonomiske fortolkning.

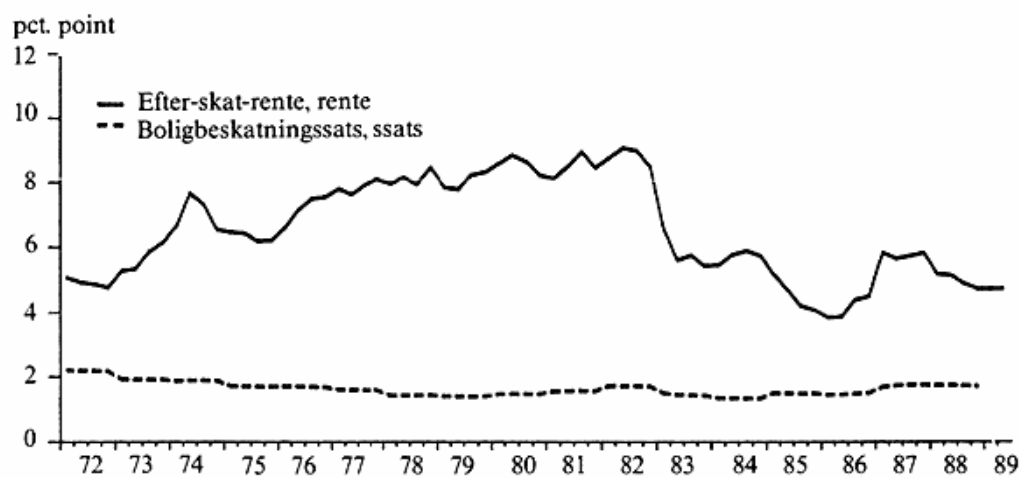
Kontantprisserien *kp* udvikler sig – ikke overraskende – med større sving end både timelønsindeks *lna* og investeringspris *pih*. Timelønnen bruges som deflator ved opgørelse af den reale kontantpris, som husholdningerne reagerer på. Valget af timelønnen er empirisk begrundet, da specifikationer med såvel nettoprisindeks som det implicite forbrugerprisindeks giver et magert udbytte (ikke vist). Fordelen ved at betragte kontant-



Figur 1. Samlede boliginvesteringer, privat forbrug og boligstock



Figur 2. Kontantpris, boliginvesteringspris og timeløn.



Figur 3. Efter-skat-rente, og boligbeskatningsssats

Tabel 1. Integrationstest.

	I(0)/I(1)	I(1)/I(2)	I(2)/I(3)	
	DW-statistikken			
log kp	.008	1.139		I(1)
log fwh	.004	.028	.510	I(2)
log fcp	.121	2.523		I(1)
log(kp/l <sub>na</sub> )	.051	.963		I(1)
log(rente + ssats + .01)	.083	1.208		I(1)
fih	.059	.633		I(1)
fihn - p80nbs nbs	.038	.670		I(1)
fwh	.004	.048	.593	I(2)
kp/pih	.094	1.044		I(1)

Note: Stikprøveperioden er 1. kv. 1971 til 4. kv. 1986. 95 pct.-grænsen for forkastelse af random walk er 0.378 for 64 observationer, jf. Sargan og Bhargava (1983). p80nbs omsætter det støttede byggeri til 80-priser.

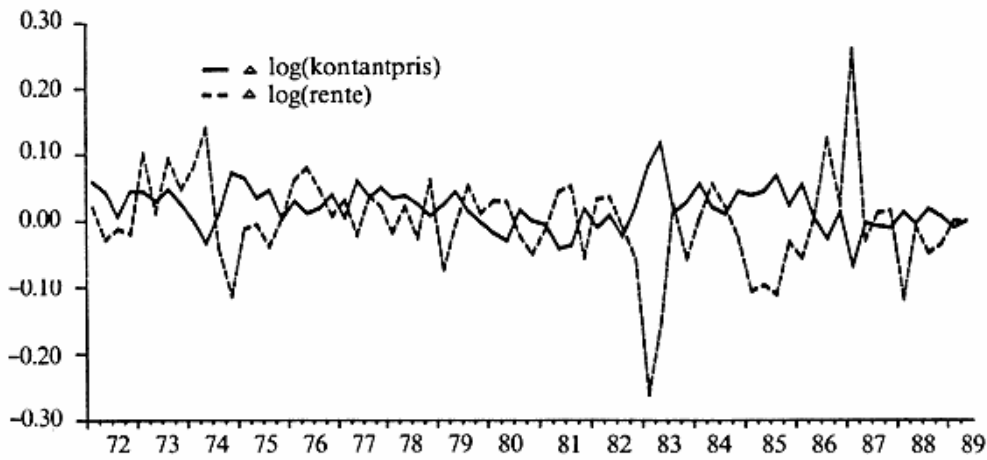
prisen i forhold til lønnen var et hovedpunkt hos Blomgren-Hansen og Knøsgaard (1978), der argumenterede for, at løn generelt var den bedste skaleringsvariabel (omsætning til tidsenheder). Der er dog ikke her også deflateret indkomst- og formuevariable med timelønnen, men estimationsresultatet tages pragmatisk som udtryk for, at prisen på fast ejendom underliggende følger lønnen, hvilket kan hænge sammen med byggeomkostningernes indflydelse. Specielt i konjunkturanalyser kan det i øvrigt næppe være afgørende, om kontantprisen sættes i forhold til nettopris eller timeløn.

Kortsigtsvariationerne i *kp* afspejler i høj grad variationer i den nominelle rente, jf. figur 4. Den reale kontantpris *kp/l<sub>na</sub>* påvirkes af forholdet mellem boligstock og privatforbrug, men det synes dog klart, at sammenhængen ikke er øjeblikkelig, da *kp/l<sub>na</sub>* og *fwh/fcp* kan variere både med og mod hinanden, jf. figur 5.

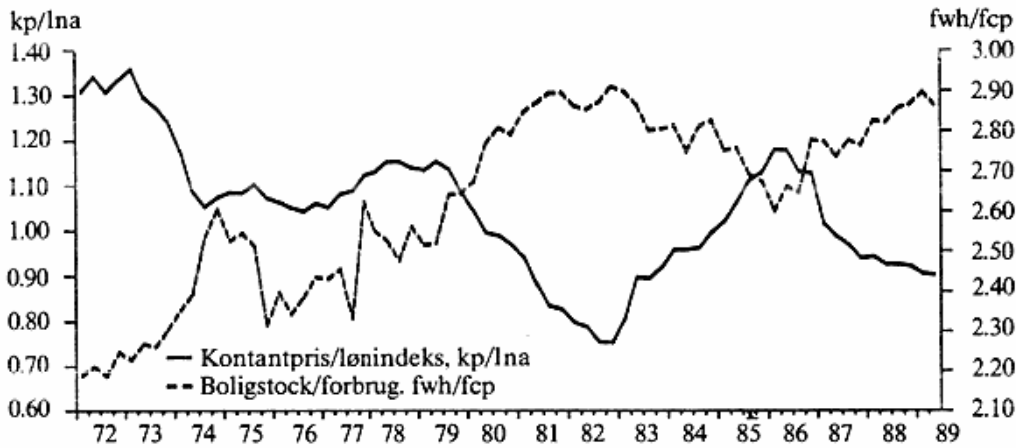
Kontantprisen i forhold til boliginvesteringsprisen antages at påvirke boliginvesteringerne, og der synes da også jf. figur 6 at være en vis positiv korrelation mellem *kp/pih* og *fih* - herunder noteres, at *kp/pih* vendte før *fih* i 1974-75. Korrelationen styrkes, når *fih* fraregnes det støttede byggeri. Der er dog plads til, at også andre faktorer end prisforholdet kan påvirke *fih*, og her kan der ved siden af dynamik peges på en ikke prisbetinget tilpasning af boligstocken til boligefterspørgselen. I den sammenhæng nævnes, at kontantprisen omfatter grundværdien, der næppe påvirker nybyggeriet på samme måde som bygningsværdien. Der bortses fra denne målefejl i det følgende.

### 3. Pris- og mængdetilpasning

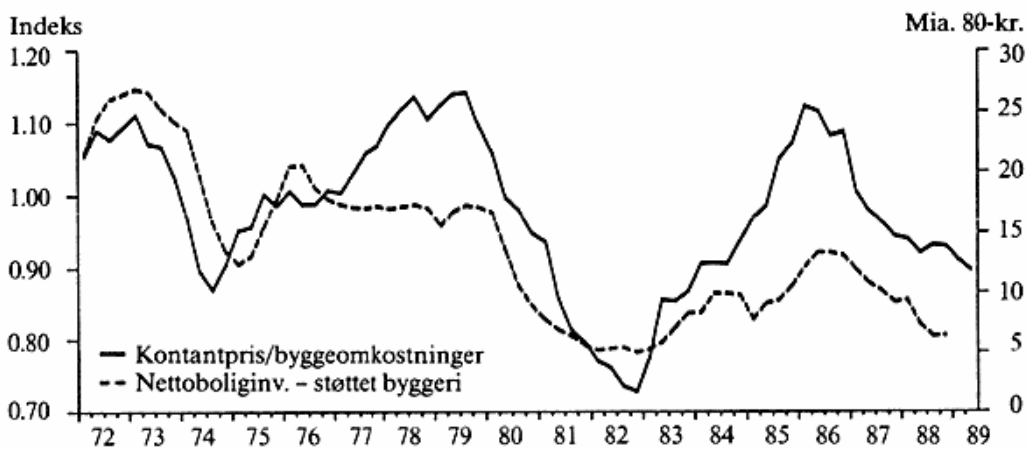
Boligefterspørgselen burde par excellence være tilgængelig for stock-flow betragtninger, hvor en simpel fremstilling baseret på pristilpasning kan være



Figur 4. Ændring i kontantpris og rente efter skat.



Figur 5. Kontantpris over lønindeks og boligstock over privat forbrug.



Figur 6. Kontantpris over investeringspris og nettoboliginvesteringer excl. støttet byggeri.

$$k = f(r, w, y, pc) \quad (1)$$

$$\Delta w = g(k/pi) \quad (2)$$

hvor

$k$  kontantpris på bolig

$r$  efter-skat-rente

$w$  boligstock

$y$  indkomst

$pc$  pris på konsum

$pi$  byggeomkostning

De to endogene variable er kontantpris og boligstock.  $f$  og  $g$  er uspecificerede funktionsudtryk, der skifter betydning i de efterfølgende ligninger. (1) er stockefterspørgselen normeret på prisen  $k$ . Stocken  $w$  antages at afhænge positivt af  $y$  og negativt af den relative pris på boligydelse. Heraf følger, at  $k$  afhænger positivt af  $y$  og  $pc$  samt negativt af  $r$  og  $w$ . (2) giver stocktilpasningen (investeringerne) som en voksende funktion af forholdet mellem kontantpris og de eksogene byggeomkostninger. Der er i modellen (mulighed for) uligevægt på boligmarkedet, og tilpasningen afhænger af størrelsen af den prismæssige uligevægt.

Man kunne nu tænke sig (1) konkretiseret til en fejlkorrektionsform med ændringer og et kointegrationsled, der med negativ koefficient  $a_2$  indebærer, at prisen falder, når vi er over efterspørgselskurven.

$$\dot{k} = a_1 \dot{r} + a_2 (w_{-1} - w\theta_{-1}), \quad a_1 < 0 \quad a_2 < 0 \quad (1^*)$$

En prik angiver logaritmisk ændring i variabelen. Kointegrationsleddet rummer ligevægts- $w$  ( $w\theta$ ) som en funktion af de øvrige variables niveau, og det ligger lige for at antage, at afstand mellem  $w$  og  $w\theta$  ikke blot påvirker  $k$ , men også  $w$ , dvs. boliginvesteringerne gives ved

$$\Delta w = g(w - w\theta) \quad (2^*)$$

Vi har nu fået to bud på investeringsrelationen: En walrasmæssig tilpasning efter prissignal som i (2) og marshalltilpasning som i (2\*). Til den økonometriske opgave kan man enkompassere (2) og (2\*) i

$$\Delta w = g(k/pi, w - w\theta), \quad (3)$$

og det kan foregribes, at estimationsresultatet peger på relevans af begge slags tilpasninger, hvad der næppe kan overraske.

Ved siden af (3) estimeres en kontantprisrelation, hvor det konkrete resultat af at bestemme den generelle (1) er en relation med hurtig tilpasning til renteændringer men langsom tilpasning i kontantprisen til boligstock- og indkomstændringer, hvilket som omtalt skulle gøre (3) meningsfuld. Den manglende efficiens på boligmarkedet diskuteres også af Christiansen (1989a og b) samt Case og Schiller (1989), der ser på amerikanske data.

#### 4. Prisforventningens rolle

Normalt gøres kapitalgodeefterspørgselen til en funktion af realrenten således, at boligefterspørgselen normeret på kontantprisen ikke gives ved (1) men ved

$$k = f(r - 4 E\dot{k}, w, y, pc), \quad (4)$$

hvor faktoren 4 bringer  $\dot{k}$  på p.a.basis som  $r$ .  $E$  er forventningsoperatoren.

Det synes imidlertid heroisk at låse sig til udtrykket  $r - 4 E\dot{k}$  da der må herske større usikkerhed/mistænksomhed omkring  $E\dot{k}$  end om  $r$ , ligesom begyndelseshuslejen, der her repræsenteres af den nominelle efter-skat-rente, formodes at begrænse boligforbruget ud fra en likviditetsbetragtning. Sidstnævnte likviditetsovervejelse hænger nok i virkeligheden meget sammen med usikkerhed og myopia, da indekslån aldrig er blevet populære hos private. (4) generaliseres derfor til en funktion uden bånd mellem  $r$  og  $E\dot{k}$ 's indflydelse. Til estimationen bruges en fejlkorrektionsform, som kan skrives

$$\dot{k} = f(k, r, E\dot{k}, w, y, pc), \quad (5)$$

idet det bemærkes, at blanketfunktionen både kan danne ændringer og lagge. Den forventede (fremtidige) prisstigning  $E\dot{k}$  kan være en funktion af mange ting, herunder  $\dot{k}$ . Antages  $E\dot{k} = a_0 + a_1 \dot{k}$  og lineariseres (5) med hensyn til  $E\dot{k}$ , fås et udtryk à la

$$\dot{k} = b_1 \dot{k} + f(k, r, w, y, pc), \quad (6)$$

som for stabilitetens skyld i hvert fald forudsætter  $b_1 < 1$ . Normeret på  $\dot{k}$  fremkommer

$$\dot{k} = f(k, r, w, y, pc) / (1 - b_1), \quad (7)$$

således at eliminering af forventningsudtrykket i (5) blot fører til andre (og større) koefficienter. Udgangspunktet for estimationen er som nævnt en fejlkorrektionsform, der



som deltaled på højresiden alene medgives  $\dot{k}$  lagget og  $\dot{r}$ . (7) kan derfor lidt mere specifikt skrives

$$\begin{aligned} \dot{k} = & (c0 + c1 \dot{k}_{-1} + c2 \dot{r} + c3 \log r_{-1} + c4 \log (k_{-1}/pc_{-1}) \\ & + c5 \log w_{-1} + c6 \log y_{-1}) / (1 - b1) \end{aligned} \quad (8)$$

Det ses, at division med  $(1 - b1)$  øger kortsigtsresponsen mod samtidig numerisk at øge koefficienten  $c4$  til  $k_{-1}$  og dermed styrke den efterfølgende tilpasning til langsigtligevægten for  $k$  bestemt ved de laggede udtryk. Da samtlige laggede udtryk skaleres med  $1 - b1$ , ændres systemets langsigtligevægt ikke, og det noteres, at  $\dot{k}_{-1}$  med positiv koefficient  $c1$  kan afspejle en realrenteffekt, hvis  $E\dot{k}$  udtrykket udvides til  $a0 + a1 \dot{k} + a2 \dot{k}_{-1}$ . Denne effekt indgår dermed i den almindelige dynamik. Det bemærkes, at estimationsresultaterne ikke har givet empirisk belæg for at arbejde med leadede værdier af  $\dot{k}$  for ad den vej at stabilisere forventningsdannelsen i modellen via iterative kørsler med modelberegne bud på den leadede  $\dot{k}$ .

I sin tid præsenterede Muth (1961) netop rationelle forventninger som begrundelse for, at et potentielt ustabilt markedstilfælde alligevel kunne eksistere. I det foreliggende tilfælde vil der dog ikke blive gået længere i den retning, end der ligger i den simple bortsubstitution af  $E\dot{k}$  mellem (5) og (8), idet (8) er stabil med de estimerede koefficienter indsat og i øvrigt ikke forekommer økonomisk urimelig. Kontantprisrelationen er ligeledes stabil i samspil med boliginvesteringsrelationen og forskningsgruppens kvartalsmodel, jf. Christensen og Knudsen (1989).

##### 5. Estimationsresultater – kontantprisrelation

Vi vælger at estimere (8) direkte, da der ikke er så stærk og entydig kointegration, at man kan ignorere muligheden for bias som følge af udeladte variable ved brug af Engle og Grangers totrins estimator.

Kvartalsdata for 60 perioder fra 1972Q1 til 1986Q4

$$\begin{aligned} d\log(kp) = & 0.28833 * d\log(kp[-1]) - 0.40026 * d\log(rente+ssats+.01) \\ & (3.14269) \quad (7.29094) \\ & -0.05003 * \log(rente[-1]+ssats[-1]+.01) - 0.10841 * \log(kp[-1]/lna[-1]) \\ & (2.44036) \quad (2.36979) \\ & -0.26960 * \log(fwh[-1]) \\ & (3.29037) \end{aligned} \quad (9)$$

$$+0.33243 * (\log(fcp[-1]) + \log(fcp[-2]) + \log(fcp[-3]) + \log(fcp[-4]))/4$$

(2.70461)

$$-0.17550$$

(0.74528)

<i>Sum Sq</i>	0.0187	<i>Std Err</i>	0.0188	<i>LHS Mean</i>	0.0240
<i>R Sq</i>	0.6594	<i>R Bar Sq</i>	0.6209	<i>F</i> 6,53	17.1050
<i>D.W.</i> (1)	2.2829	<i>D.W.</i> (4)	2.0080	<i>H</i>	-1.5937
<i>LM</i> (1)	2.6505	<i>LM</i> (4)	11.0526		
<i>LMARCH</i> (1)	2.4603	<i>LMARCH</i> (4)	7.7896		

Rentens gennemslag på kontantprisen er relativ hurtig, idet elasticiteten på kort sigt er  $-0.40$ , og på langt sigt  $-0.05003/0.10841 = -0.46$  og dermed ikke meget forskellig. Derimod reagerer kontantprisen langsommere på de reale variable.

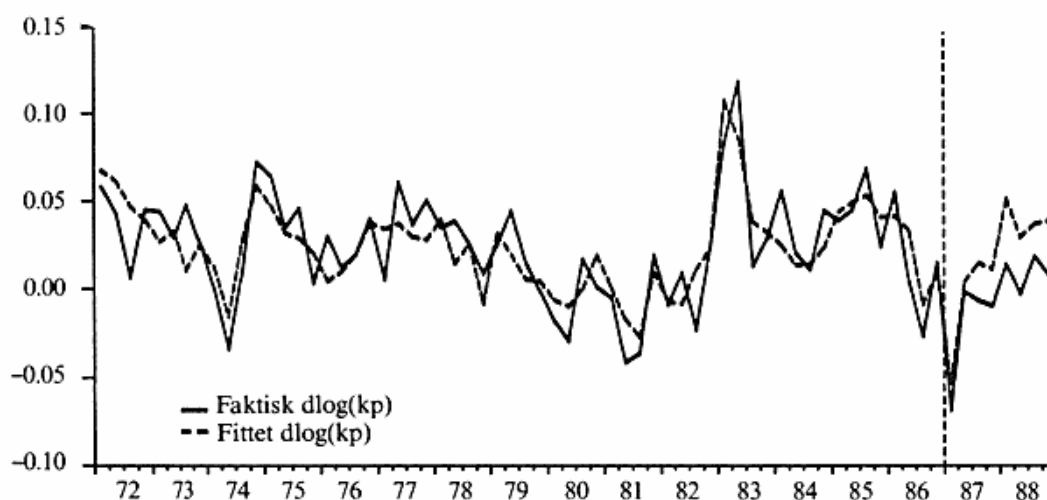
Det forbedrer relationen lidt, at privatforbruget indgår i et fire kvartalers glidende gennemsnit, måske fordi tidsrækkefremtningen herved tilnærmes  $I(2)$  variabelen *fwh* for boligstocken. Sættes deltaledene til nul, fjernes laggene og normeres på  $\log(fwh)$ , fremkommer en ligevægtsrelation for boligefterspørgselen

$$\log(fwh) = 1.2 \log(fcp) - 0.40 \log(kp/lna) - 0.19 \log(rente + ssats + .01) + \text{konstant} \quad (10)$$

hvoaf det aflæses, at indkomstelasticiteten (m.h.t. privatforbruget) er 1.2 og priselasticiteten  $-0.40$ . Elasticiteten m.h.t. rente (plus boligskat og afskrivning) ville også være  $-0.40$ , hvis husholdningerne fokuserede på ydelsen, dvs. produktet af rente og kontantpris. Renteelasticiteten er imidlertid kun halvt så stor, og den ringere indflydelse fra renten må forklares med, at boligkøberne er rationeret på obligationsmarkedet.

Ud over Durbins *h*, der skal ligge mellem  $-2$  og  $2$ , er vist *LM*-test for autokorrelation og autorregressiv heteroscedasticitet af 1. og op til 4. orden. De er  $\chi^2$  fordelte med 1 og 4 frihedsgrader. Der er tendens til, at fejlleddet i (9) er autokorreleret af højere orden, men fittet er pænt, jf. figur 7 - dog med en afvigelse for data ud over estimationsperioden, hvilket kunne hænge sammen med, at det øgede afdragsmoment i mixlånene har dæmpet kontantprisudviklingen. Der er tegn på et vist brud i nogle af koefficienterne, hvilket er illustreret ved figur 8a-f med koefficienterne og disses signifikansgrænser som funktion af slutkvartalet i en serie regressioner med fast begyndelseskvartal. Et svagt brud i forbindelse med rentefaldet i 1982 indebærer bl.a. en numerisk formindskelse af koefficienterne til den nominelle rente, hvilket rent teknisk kunne tilskrives, at 1 pct.point ændrer renten relativt mere ved et lavere renteniveau, hvorfor koefficienten falder.

Data kan således ikke helt bekræfte de simple aprioriantagelser om formen af rentens indflydelse, men dens negative indflydelse bekræftes klart.



Figur 7. Ændring i kontantprisen – faktisk og fittet, ligning (9)

### 6. Estimationsresultater – boliginvesteringsrelation

Den estimerede ligning for nettoinvesteringerne ekskl. »effekten« af støttet byggeri ser således ud

Kvartalsdata for 62 perioder fra 1971Q3 til 1986Q4

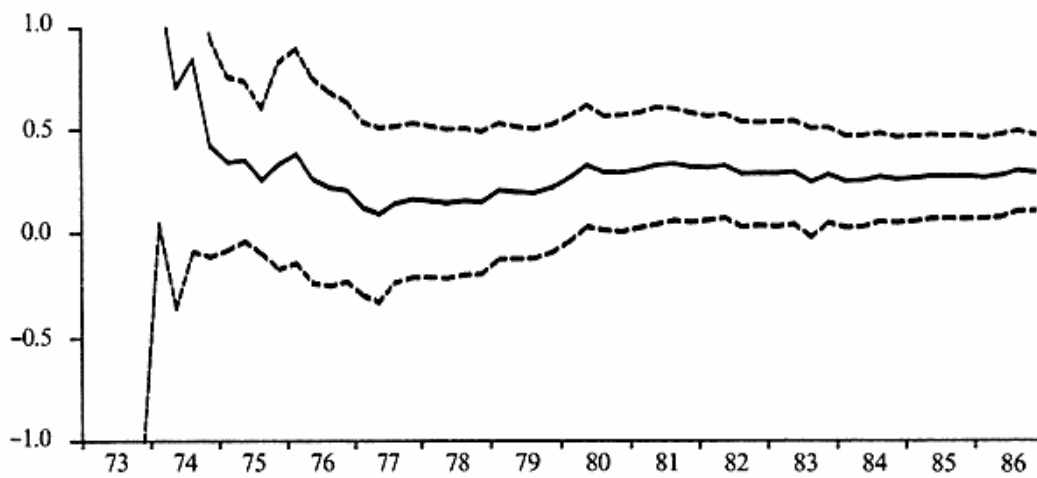
$$\begin{aligned}
 fhn-p80nbs*nbs = & 1.08038 * fhn[-1] - p80nbs*nbs[-1] & (10.5131) \\
 & -0.45193 * fhn[-2] - p80nbs*nbs[-2] - 0.03530 * fwh[-1] & (5.5783) \quad (6.11006) \\
 & +0.01577 * fwhoe[-1] + 9.8322 * kp[-1]/pih[-1] + 5.55838 & (3.53093) \quad (6.03958) \quad (2.74625)
 \end{aligned} \tag{11}$$

Endeligt estimat (*t* statistik) for ikke-lineær parameter:

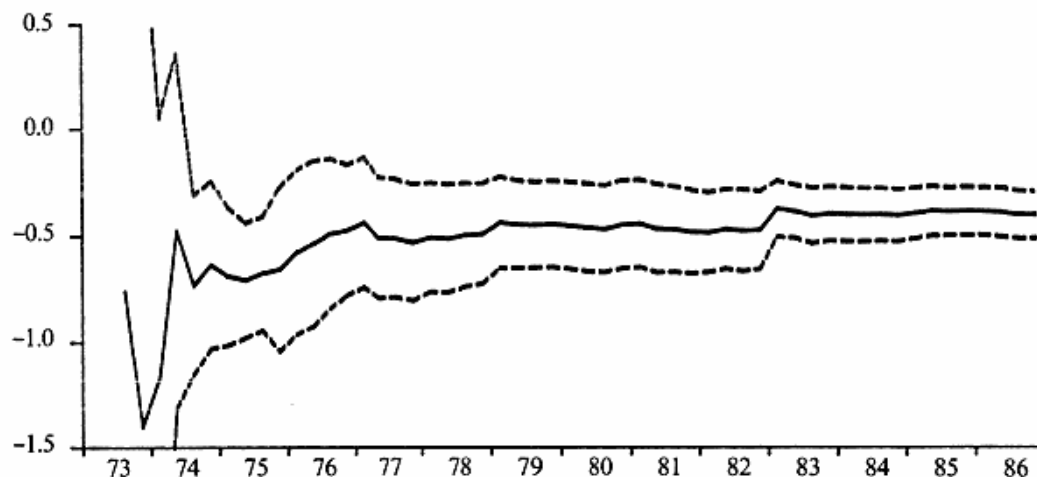
$$p80nbs \ 0.000217 \quad ( \ 2.31900)$$

<i>Sum Sq</i>	31.4795	<i>Std Err</i>	0.7565	<i>LHS Mean</i>	14.5220
<i>R Sq</i>	0.9869	<i>R Bar Sq</i>	0.9854	<i>F</i> 6,55	688.359
<i>D.W.</i> ( 1)	2.0891	<i>D.W.</i> ( 4)	1.9289		
<i>LM</i> (1)	0.4073	<i>LM</i> ( 4)	10.0143		
<i>LMARCH</i> (1)	0.4697	<i>LMARCH</i> (4)	3.8628		

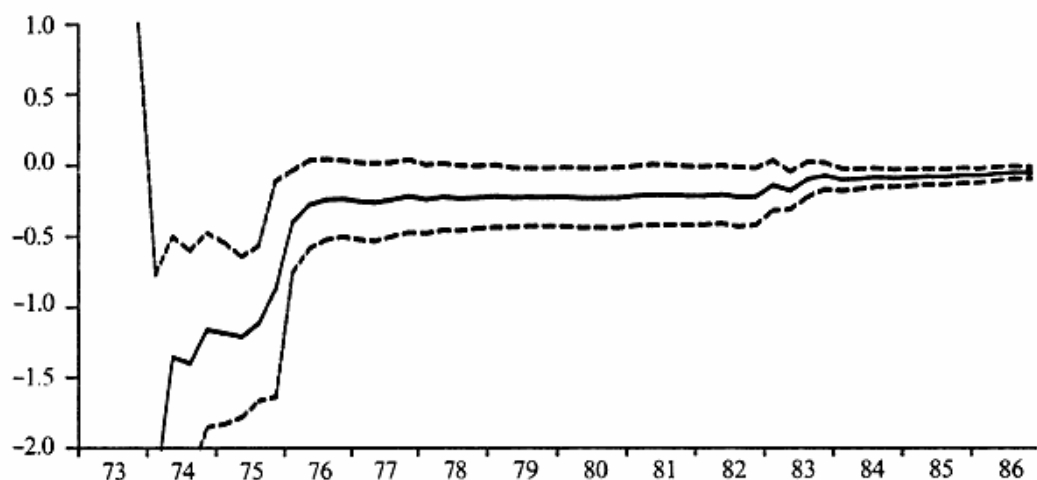
hvor den ønskede boligstock *fwhoe* følger af ligevægtsrelationen (10). 1980-prisen på støttede boliger er bestemt i relationen ved ikke lineær mindste kvadraters estimation. *P80nbs* bliver 0.000217 svarende til 217.000 kr. pr. stk. I Heinesen (1988) bestemmes prisen til 450.000, hvilket dog også angives som værende i overkanten. Man kan argumentere for en lav pris på *nbs*, idet det strengt taget ikke er 1980-prisen, som jages, men prisen ekskl. den umiddelbare »fortrængningseffekt« over for privat byggeri. Hvis privat og støttet



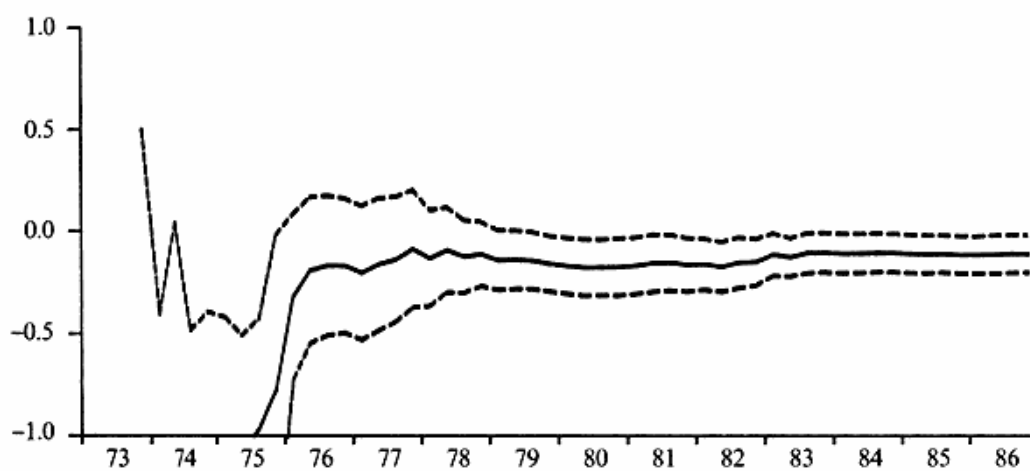
Figur 8a. Koefficient til  $d\log(kp[-1])$  i ligning (9), rullende regression,  $f(\text{slutkvartal})$ .



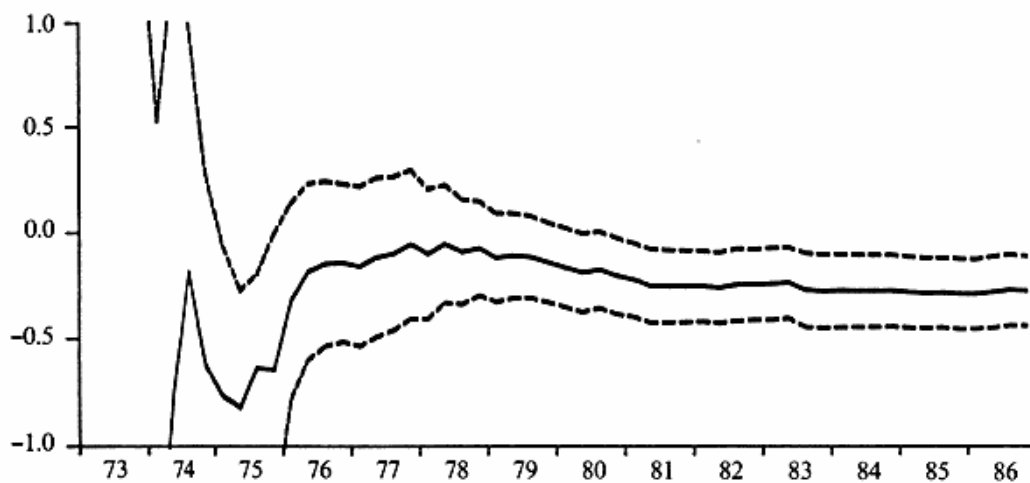
Figur 8b. Koefficient til  $d\log(\text{rente} + \text{ssats} + .01)$  i ligning (9), rullende regression,  $f(\text{slutkvartal})$ .



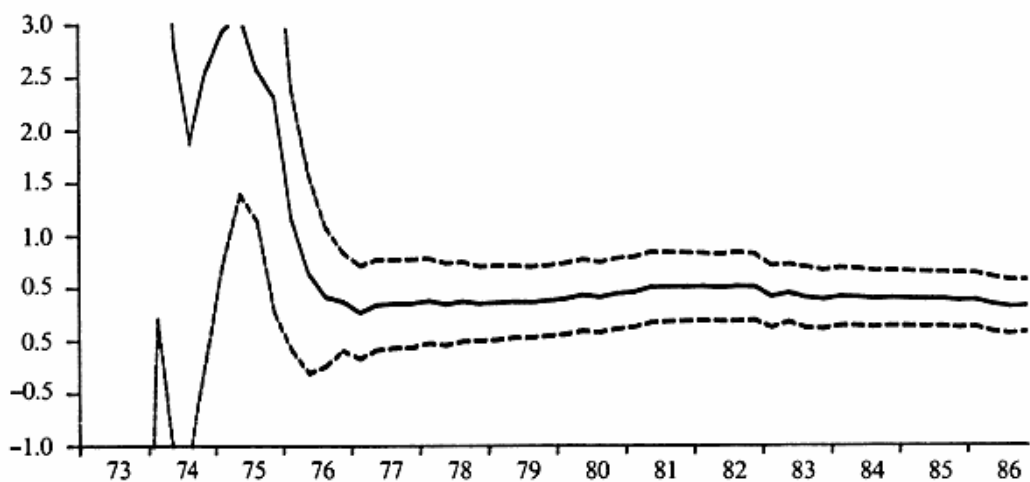
Figur 8c. Koefficient til  $\log(\text{rente}[-1] + \text{ssats}[-1] + .01)$  i ligning (9), rullende regression,  $f(\text{slutkvartal})$ .



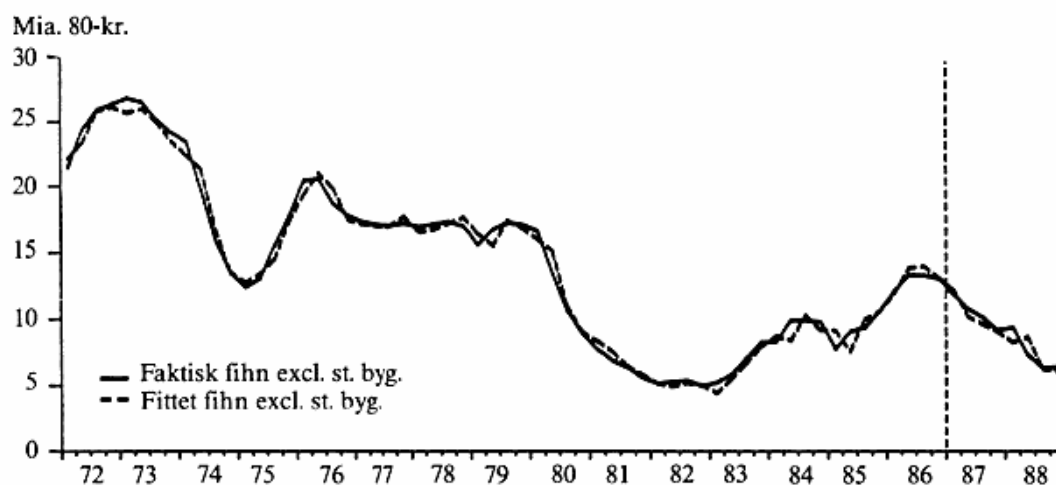
Figur 8d. Koefficient til  $\log(kp[-1]/lna[-1])$  i ligning (9), rullende regression,  $f(\text{slutkvartal})$ .



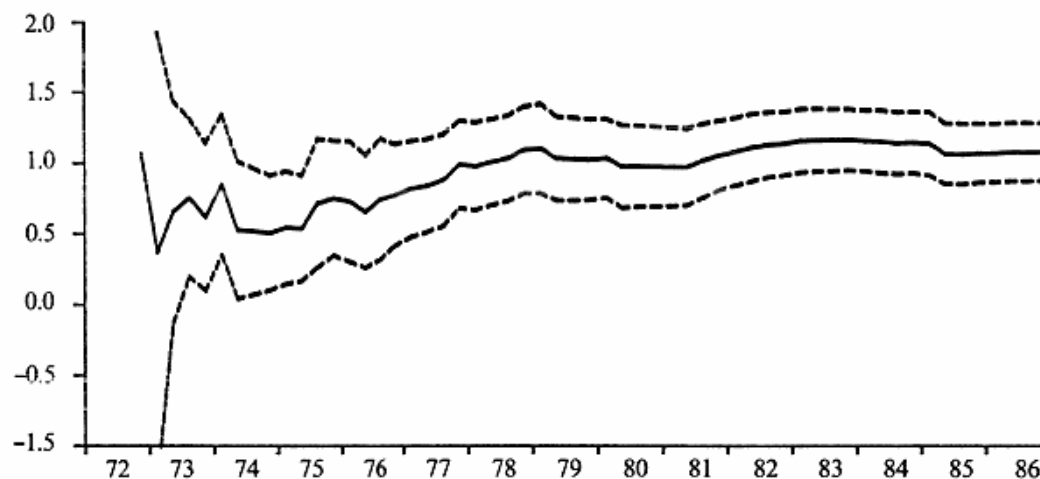
Figur 8e. Koefficient til  $\log(fwh[-1])$  i ligning (9), rullende regression,  $f(\text{slutkvartal})$ .



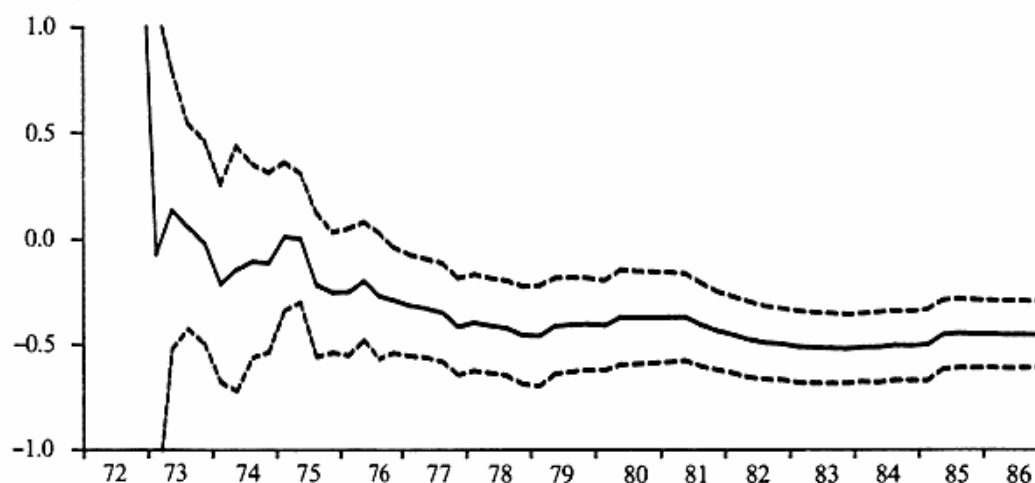
Figur 8f. Koefficient til  $\sum \log(fcp[-t])/4$ ,  $t=1,4$  i ligning (9), rullende regression,  $f(\text{slutkvartal})$ .



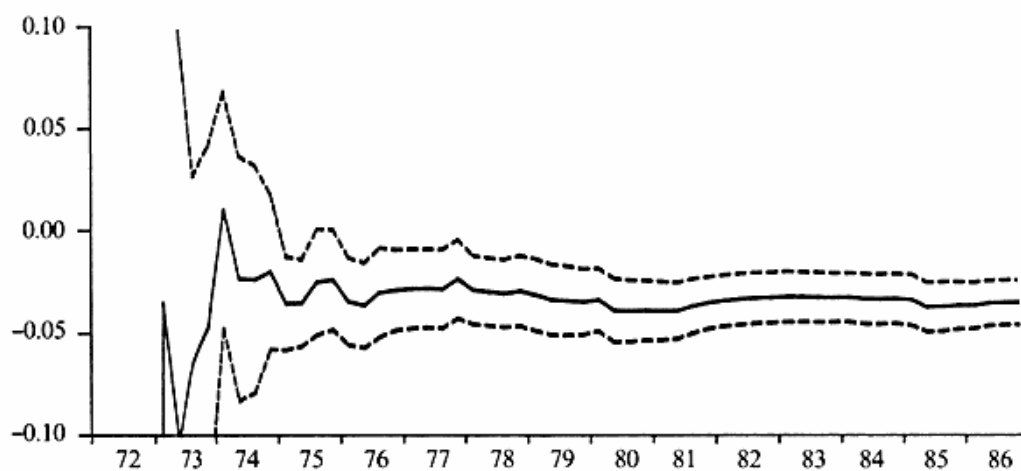
Figur 9. Boliginvesteringer – faktisk og fittet, ligning (11).



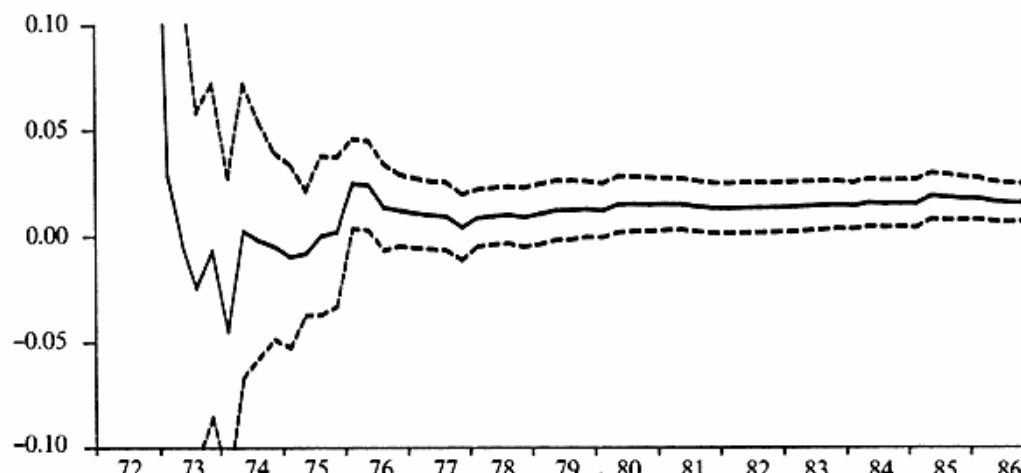
Figur 10a. Koefficient til  $fihn[-1] \cdot p80nbs \cdot nbs[-1]$  i ligning (11), rullende regression,  $f(\text{slutkvartal})$ .



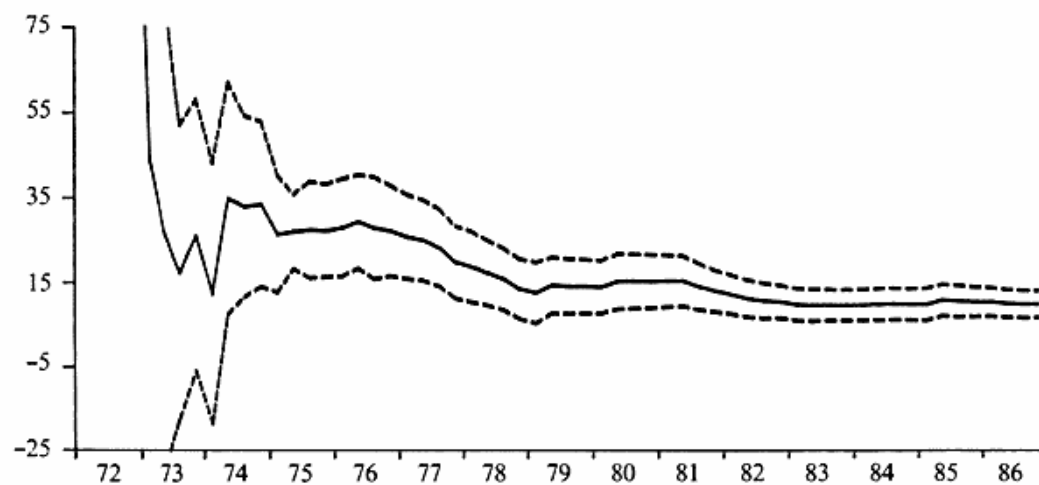
Figur 10b. Koefficient til  $fihn[-2] \cdot p80nbs \cdot nbs[-2]$  i ligning (11), rullende regression,  $f(\text{slutkvartal})$ .



Figur 10c. Koefficient til  $fwh[-1]$  i ligning (11), rullende regression,  $f$ (slutkvartal).



Figur 10d. Koefficient til  $fwhoe[-1]$  i ligning (11), rullende regression,  $f$ (slutkvartal).



Figur 10e. Koefficient til  $kp[-1]/pih[-1]$  i ligning (11), rullende regression,  $f$ (slutkvartal).

byggeri var fuldkomne substitutter på kort sigt, ville en forøgelse af det støttede byggeri indebære en tilsvarende nedgang i det private, så boliginvesteringerne var uændrede og  $p80nbs$  lig nul. På længere sigt implicerer modellen under alle omstændigheder, at private og støttede boliger er nære substitutter, idet boligstocken øges af begge dele.

Som forventet bidrager forholdet mellem kontant- og investeringspris signifikant til de private boliginvesteringer, ligesom faktisk boligstock og ønsket boligstock også påvirker relationen.

Fortolkningen af den mængdemæssige tilpasning kompliceres dog af, at de numeriske koefficienter til  $fwh_{,1}$  og  $fwhoe_{,1}$  er signifikant forskellige. Med samme numeriske koefficient ville modellen indebære en simpel rekursiv bestemmelse af langsigtligvægten, hvor byggeomkostningerne bestemmer kontantprisen, der giver ønsket (= faktisk) boligstock. De forskellige koefficienter fjerner rekursiviteten og ændrer langsigtsløsningen, idet forholdet mellem kontant- og byggepris bliver en voksende funktion af boligstocken.

Der er ikke taget højde herfor i det teoretiske oplæg, men en umiddelbar forklaring er, at vi med udtrykket for den ønskede boligstock mangler nogle relevante determinanter i boligefterspørgselen. Der kunne være en del ting i denne og andre forklaringer, men der afstås fra gennem nyestimation af kontantprisrelationen o.lign. at få en forklaring frem i lyset. Det skal da også bemærkes, at egenskaberne ved en teoretisk langsigtligvægt ikke behøver være afgørende for en konjunkturmodel.

Boliginvesteringsrelationen har en broget men signifikant dynamik i kraft af de laggede investeringsled og kan opfattes som en fejlkorrektionsfunktion for boligstocken i og med  $\Delta fwh = fihn/4$ . Til forskel fra en normal fejlkorrektionsform er venstresiden dog ikke stationær.

Boliginvesteringsrelationen er fri for brud i koefficienterne de seneste år, jf. figur 10a-e med koefficienterne som funktion af slutkvartalet i en rullende regression.

### Konklusion

De centrale elasticiteter i boligefterspørgselen m.h.t. indkomst og pris er med 1.2 og -0.40 numerisk mindre end hos Heinesen (1988), der får 2.6 og -0.72. Der ses ved denne sammenligning væk fra modelinteraktion uden om efterspørgselsrelationen.

Selv om de estimerede koefficienter virker relativt stabile, er der naturligvis knyttet usikkerhed til de præcise resultater. De bekræfter dog tydeligt, at boligmarkedet er en central del af den pengepolitiske transmissionsmekanisme, og at det på kort sigt er udviklingen i den nominelle rente, i modsætning til realrenten, der er af betydning.

### Litteratur

Blomgren-Hansen, Niels og Jan E. Knøsgaard. 1978. Boligmarkedet i den pengepolitiske transmissionsmekanisme. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* bind 116 nr. 3 p. 250-277.

Case, Karl E. og Robert J. Schiller. 1989. The Efficiency of the Market for Single-Family Homes. *American Economic Review* vol. 79 nr. 1 p. 125-137.



byggeri var fuldkomne substitutter på kort sigt, ville en forøgelse af det støttede byggeri indebære en tilsvarende nedgang i det private, så boliginvesteringerne var uændrede og  $p80nbs$  lig nul. På længere sigt implicerer modellen under alle omstændigheder, at private og støttede boliger er nære substitutter, idet boligstocken øges af begge dele.

Som forventet bidrager forholdet mellem kontant- og investeringspris signifikant til de private boliginvesteringer, ligesom faktisk boligstock og ønsket boligstock også påvirker relationen.

Fortolkningen af den mængdemæssige tilpasning kompliceres dog af, at de numeriske koefficienter til  $fwh_{,1}$  og  $fwhoe_{,1}$  er signifikant forskellige. Med samme numeriske koefficient ville modellen indebære en simpel rekursiv bestemmelse af langsigtligvægten, hvor byggeomkostningerne bestemmer kontantprisen, der giver ønsket (= faktisk) boligstock. De forskellige koefficienter fjerner rekursiviteten og ændrer langsigtsløsningen, idet forholdet mellem kontant- og byggepris bliver en voksende funktion af boligstocken.

Der er ikke taget højde herfor i det teoretiske oplæg, men en umiddelbar forklaring er, at vi med udtrykket for den ønskede boligstock mangler nogle relevante determinanter i boligefterspørgselen. Der kunne være en del ting i denne og andre forklaringer, men der afstås fra gennem nyestimation af kontantprisrelationen o.lign. at få en forklaring frem i lyset. Det skal da også bemærkes, at egenskaberne ved en teoretisk langsigtligvægt ikke behøver være afgørende for en konjunkturmodel.

Boliginvesteringsrelationen har en broget men signifikant dynamik i kraft af de laggede investeringsled og kan opfattes som en fejlkorrektionsfunktion for boligstocken i og med  $\Delta fwh = fihn/4$ . Til forskel fra en normal fejlkorrektionsform er venstresiden dog ikke stationær.

Boliginvesteringsrelationen er fri for brud i koefficienterne de seneste år, jf. figur 10a-e med koefficienterne som funktion af slutkvartalet i en rullende regression.

### Konklusion

De centrale elasticiteter i boligefterspørgselen m.h.t. indkomst og pris er med 1.2 og -0.40 numerisk mindre end hos Heinesen (1988), der får 2.6 og -0.72. Der ses ved denne sammenligning væk fra modelinteraktion uden om efterspørgselsrelationen.

Selv om de estimerede koefficienter virker relativt stabile, er der naturligvis knyttet usikkerhed til de præcise resultater. De bekræfter dog tydeligt, at boligmarkedet er en central del af den pengepolitiske transmissionsmekanisme, og at det på kort sigt er udviklingen i den nominelle rente, i modsætning til realrenten, der er af betydning.

### Litteratur

Blomgren-Hansen, Niels og Jan E. Knøsgaard. 1978. Boligmarkedet i den pengepolitiske transmissionsmekanisme. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* bind 116 nr. 3 p. 250-277.

Case, Karl E. og Robert J. Schiller. 1989. The Efficiency of the Market for Single-Family Homes. *American Economic Review* vol. 79 nr. 1 p. 125-137.

- Christensen, Anders Møller og Dan Knudsen. 1989. Mona august 1989. Upubliceret notat fra Nationalbankens Forskningsgruppe 3. oktober 1989.
- Christiansen, Hans. 1989a. En kvartalsmodel for boligbyggeriet. Stor opgave på politstudiet. Københavns Universitet økonomisk Institut. Marts 1989.
- Christiansen, Hans. 1989b. Boligmarkedet i uligevægt: En empirisk model. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* bind 127 nr. 3 p. 308-320.
- Engle, Robert F. og Sam Yoo. 1987. Forecasting and Testing in Co-integrated Systems. *Journal of Econometrics* 35:143-159.
- Heinesen, Eskild. 1988. Privat forbrug og boliginvesteringer i ADAM. Arbejdsnotat nr. 24 Danmarks Statistik.
- Knudsen, Dan. 1989. Kontantpriser og boliginvesteringer. Upubliceret notat fra Pengepolitisk Kontor Nationalbanken 17. maj 1989.
- Muth, John F. 1961. Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica* vol. 29 nr. 3 p. 315-335.
- Sargan, J.D. og Alok Bhargava. 1983. Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk. *Econometrica* vol. 51 nr. 1 p. 153-174.
- Smidt, John. 1988. Boliginvesteringsrelation og boligmodel. Upubliceret notat fra Pengepolitisk Kontor Nationalbanken 22. januar 1988.