

Et kig på løn-, forbrug-, boligpris- og boligmængde relationernes historiske forklaringssevne

Resumé:

I dette papir gennemgås løn-, forbrug-, boligpris- og boligmængde relationernes forklaringssevne med vægt på de seneste år. Der hvor forbrugs- og boligmængderelationerne har vanskeligt ved at forklare den historiske udvikling kommenteres på afvigelserne.

Papiret skal ligeledes ses som en dokumentation af reestimationen af løn og forbrugs relationen, da disse ikke er blevet dokumenteret tidligere.

RBJ

Nøgleord: Historisk forklaringssevne, lønrelationen, forbrugsrelationen, boligprisrelationen, boligmængderelation. Reestimation

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 forbindelse med at modellen er blevet reestimeret til den nye modelversion ADAM-okt12 ses i dette papir på hvordan fire af de vigtigste ligninger i modellen: løn-, forbrug-, boligpris- og bolig-mængderelationerne, er i stand til at forklare den historiske udvikling.

2. Lønrelationen

Først ses på lønrelationens evne til at forklare de historiske data. Med de nyestimerede koefficienter er lønrelationen til ADAM-okt12 givet ved

$$\begin{aligned} bulw &= 0,6919*byde + 0,1000*byd - 0,3486 \\ &\quad (0,0537) \quad (-) \quad (0,0302) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Dlog(lna) &= 0,2959*ddloglna + 0,3000*Dlog(pcpn^{**}.5*pyfbx^{**}.5) \\ &\quad (0,0901) \quad (-) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &- 0,2481*Dif(bul) + 0,0207 * d8587 \\ &\quad (0,1320) \quad (0,0050) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &- 0,5500*(bul(-1)-bulw(-1)) \\ &\quad (-) \end{aligned}$$

hvor tallene i parenteser her og i resten af papiret er estimaternes standard fejl. Det bør her bemærkes, at det er den traditionelle ledighedsgrad, *bul* (hørende til ADAM-dec09) der benyttes. Der har i den senere tid været gjort en række forsøg med forskellige udgaver af *bul* i lønrelationen, se blandt andet SEY10912.

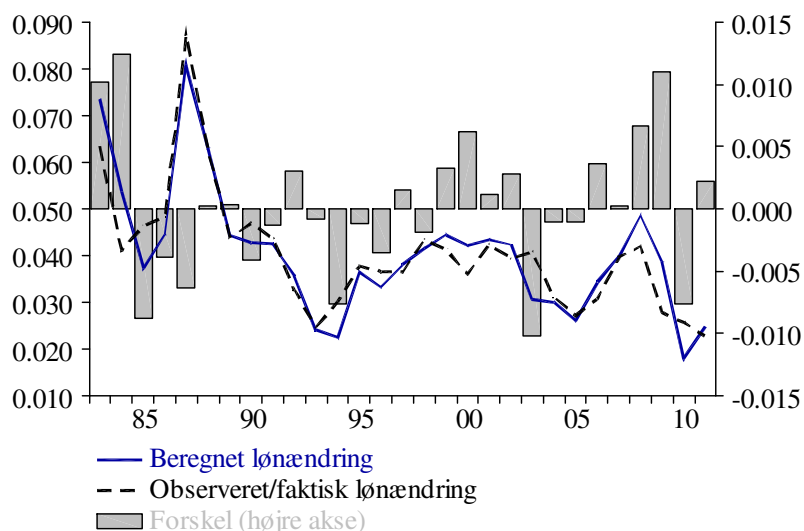
Tabel 1 viser udvalgte beskrivende størrelser på den udført estimation.

Tabel 1: Lønestimationens test-statistikker

Periode	R^2	Stand. afv. på regressionen	Loglikelihood	$\chi^2(3)$
1983 - 2008	0,8449	0,0059	99,459	5,3194

Det viste χ^2 -test tester på om relationens residualer i dataperiodens sidste tre år (2009 til 2011) kan antages at have samme fordeling som estimationsperiodens residualer. Signifikansniveauet for dette test på 5 % niveau er 7,815. Dvs. vi kan for lønrelationen ikke forkaste, at residualerne i perioden 2009 til 2011 har samme fordeling som i estimationsperioden.

Til at beskrive lønrelationens historiske forklaringssevne over hele estimationsperioden opstilles figur 1, hvori den historiske lønændring og lønrelationens beregnede lønændring er tegnet op mod hinanden fra 1983 til 2011.

Figur 1: Ændring i lønnen

Fra figur 1 fås et generelt indtryk af, at modellens lønrelation har en pæn forklaringsevne over hele estimationsperioden. Ligeledes er der ingen systematik i residualerne, hverken hvad angår fortegn eller størrelse.

3. Forbrugsrelationen

Forbrugsrelationen med de koefficienter, som er blevet estimeret til ADAM-okt12 er givet ved

$$\begin{aligned} \text{Log}(C_{puxhw}) = & 0,9000 * \text{Log}(Ydl_hc/pcpuxh) + 0,1000 * \text{Log}(Wcp/pcpuxh) \\ & (-) \qquad \qquad \qquad (-) \\ & -0,1701 + \text{Log}(pcpuxh) \\ & (0,0076) \end{aligned}$$

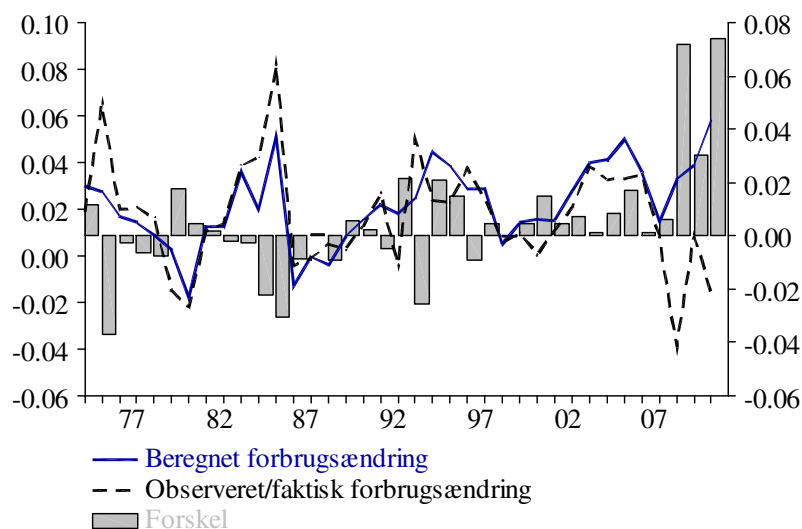
$$\begin{aligned} d\text{log}(fC_{puxh}) = & 0,4 * D\text{log}(Ydk_h/pcpuxh) - 0,4130 * \text{Log}(C_{puxh}(-1)/C_{puxhw}(-1)) \\ & (-) \qquad \qquad \qquad (0,0715) \end{aligned}$$

Tabel 2 angiver nogle beskrivende størrelser for estimationen af forbrugsrelationen.

Tabel 2: Forbrugsestimationens test-statistikker

Periode	R^2	Stand. afv. på regressionen	Loglikelihood	$\chi^2(3)$
1975 – 2008	0,5105	0,0139	98,1391	59,6223

Her forkastes hypotesen om at relationens residualer har samme fordeling i perioden 2009-2011 sammenlignet med residualerne fra estimationsperioden 1975-2008. Dette kan også ses fra figur 2 hvor forbrugsrelationens historiske forklaringsevne er afbildet.

Figur 2: Ændring i forbruget i faste priser

Fra figur 2 fremgår det, at relationen har store afvigelser de senere år. Specielt har årene 2009 og 2011 store residualer.

Én forklaring på de relativt store afvigelser kunne være, at estimationens parameterbindinger er for restriktive. Derfor laves en estimation helt uden parameterbindinger. Estimationsresultaterne fra denne estimation er gengivet i tabel 3.

Tabel 3: Estimation af forbrugsrelationen uden restriktioner

Variabel	ADAM-navn	Koefficient	Std. afv
<i>Disponibel indkomst (lang sigt)</i>	$\text{Log}(Ydl_hc/pcpuxh)$	0,9145	0,0388
<i>Formue</i>	$\text{Log}(Wcp/pcpuxh)$	0,0855	0,0388
<i>Konstant</i>		-0,1512	0,0494
<i>Disponibel indkomst (kort sigt)</i>	$\text{Dlog}(Ydk_h/pcpuxh)$	0,3767	0,1007
<i>Fejlkorrektion</i>	$\text{Log}(Cpuxh(-1)/Cpuxhw(-1))$	-0,4161	0,0747

Fra tabel 3 fremgår det, at ingen af parameterbindingerne kan forkastes og ingen af bindingerne ændrer specielt ved estimaterne. Ingen af bindingerne overskrider én standardafvigelse. Vi kan derved ikke umiddelbart forklare relationens afvigelser med parameterbindingerne.

Residualet i 2009 kan empirisk forklares ved, at det fra første juni 2009 blev muligt at hæve sin SP opsparing. I sidste halvår af 2009 blev der udbetalt 42 mia. kroner til danskerne. Dette får ADAMs kortsigtede disponible indkomst til at stige ekstraordinært i 2009. Men som det fremgår af figur 2 kan den ekstra indkomst ikke ses på forbruget. Dvs. at SP-udbetalingen formentligt ikke påvirkede forbruget på samme måde som en 'normal indkomst' gør det.

En anden faktor, der kan have spillet ind i 2009 er forbrugertilliden. En dårlig konjunktursituation kan gøre, at mange er nervøse for at

miste deres job. Derfor holder de tilbage med forbruget og sparer derved mere op end normalen. Dette kan også forklare det manglende forbrug ift. indkomsten.

På grund af den ekstra indkomst forudsiger modellen, at forbruget (i faste priser) stiger med 3,3 % i 2009, mens den faktiske ændring var et fald i forbruget på 3,9 %, som det både ses af figur 2 og tabel 4.

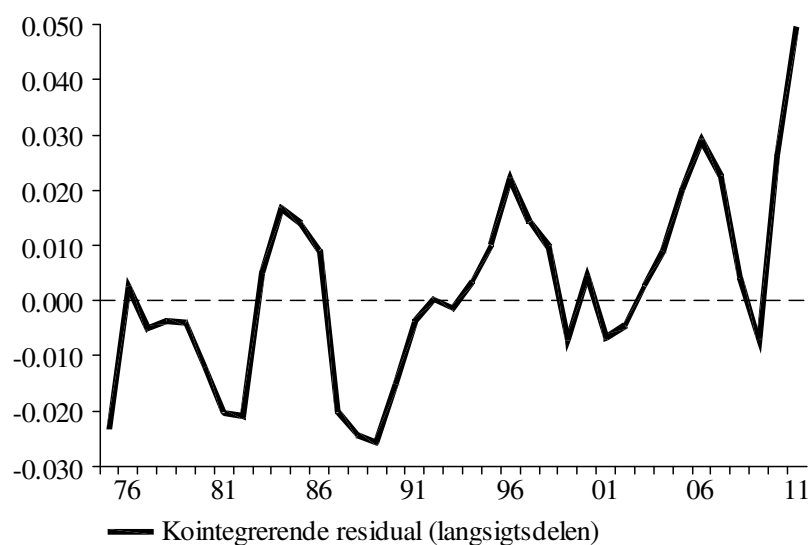
Tabel 4: Forklaringsbidrag på ændring i *fcpuxh*

År	Faktisk værdi	Beregnet værdi	Kortsigtsdel	Langsigtsdel (lagget)
2008	0,0087	0,0147	0,010805	0,003905
2009	-0,0392	0,0329	0,039590	-0,006717
2010	0,0084	0,0388	0,013442	0,025254
2011	-0,0158	0,0583	0,010720	0,047574

For at analysere hvorfor relationen er så langt fra at ramme den faktiske værdi i 2011 startes med at se på tabel 4, hvor forklaringsbidragene fra forbrugsrelationens kortsigtsdel hhv. langsigtsdel er vist i de to sidste koloner. Hertil skal det bemærkes, at estimationskonstanten er blevet opdelt, således at gennemsnittet af langsigtsdelen er lig nul over estimationsperioden. Derudover er det den laggede langsigtsdel, der fremgår af tabel 4, da det er denne, der indgår i forbrugsrelationen. Dvs. det er indkomsten og formuen fra 2010, der indgår i langsigtsdelen for 2011.

Fra tabel 4 fremgår det, at langsigtsdelen, som er relationens laggede kointegrerende residual, har en stor positiv værdi i 2011. For at få en bedre idé omkring udviklingen i den kointegrerende residual er denne også tegnet i figur 3.

Figur 3: Den kointegrerende residual, lagget



Fra figur 3 fremgår det, at den store positive værdi i 2011 er den største værdi over hele estimationsperioden og de foreløbige år. Når

den kointegrerende residual korrigerer forbrugsrelationen opad skyldes det, at det ønskede forbrug er højere end det aktuelle. For at analysere hvorfor dette er tilfældet, ses på de variabler, der bestemmer det ønskede forbrug. De styrende variabler for det ønskede forbrug er indkomst og formue. Deres udvikling ses i tabel 5.

Tabel 5: Forklaringsbidrag på størrelsen af den kointegrerende residual

År	Log(fcpuxh.1)	Log(Ydpl1.1/pcpuxh.1)	Log(Wcp.1/pcpuxh.1)
2008	13,3650	13,4142	14,9994
2009	13,3737	13,4094	14,8720
2010	13,3346	13,4533	14,8602
2011	13,3429	13,5193	14,8917

Fra tabel 5 fremgår det, at den laggede reale indkomst stiger lige så stille over tabellens fire år mens den laggede reale formue falder indtil 2010, hvorefter den stiger lidt i 2011. Det er stigningen i disse to variable, der får den kointegrerende residual til at korrigere opad i 2011.

Konklusionen i dette afsnit bliver, at kortsigtsdelen i 2009 løber skævt, hvilket sandsynligvis skyldes den ekstraordinære høje disponible indkomst fra SP-udbetalingen, der ikke sætter sig i forbruget på samme vis som 'almindelig' indkomst.

I 2011 er det langsigtsdelen, der løber skævt, hvilket vi ikke umiddelbart kan finde en konkret grund til. En mulig løsning på langsigtsproblematikken kunne være, at benytte en anden opgørelse af formue eller indkomst. Der er allerede gjort forsøg med at udskifte de nuværende formue- og indkomstserier med husholdningernes formue og indkomst. Det er dog ikke sikkert, at det vil give en meget mindre beregnet forbrugsstigning i 2011. Konkret udvikler husholdningernes formue sig ikke svagere end den nuværende (langsigt) formueserie, men husholdningernes indkomst udvikler sig svagere i de seneste år end den langsigtede indkomst, der bruges p.t.

En anden mulighed kunne være at tilføje yderligere en variabel til langsigtsdelen, der repræsenterer den generelle usikkerhed, som hersker om økonomien i dag. Dette er dog ikke ligetil.

4. Boligprisrelationen

Den nyestimerede boligprisrelationen er opstillet herunder. Boligrelationen har fået fjernet den logistiske trend og usercostraten på boligkapital er blevet omformuleret til ADAM-okt12.

$$fKbhw = \text{Exp}(\text{Log}(Cpuxh/pcpuxh) + 0,300 * \text{Log}(pcpuxh/(buibhx*phk)))$$

$$+ 0,8727$$

$$(0,0323)$$

$$D\text{log}(phk/pcpuxh) = 1,3097 * D\text{log}(Cpuxh/pcpuxh) - 6,1495 * D\text{if}(buibhx)$$

$$(0,2136) \qquad (0,6918)$$

$$-1,0594 * \text{Log}(fKbh(-1)/fKbhw(-1)) + 0,0802 * d06$$

(0,3187) (0,0290)

$$-0,8024 * ar(1)$$

(0,1190)

Estimationen af boligprisrelationen (og boligmængderelationen) er dokumenteret i RBJ29212. Tabel 6 fremviser en række af de beskrivende størrelser fra estimationen af boligprisrelationen.

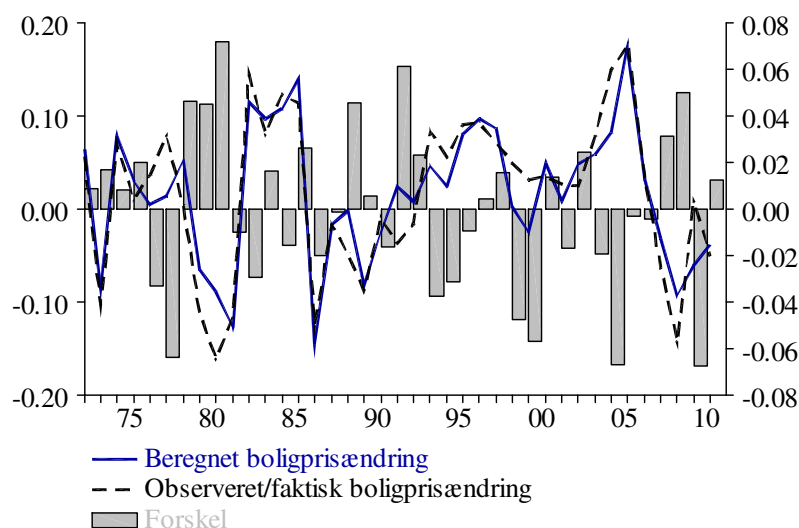
Tabel 6: Boligprisestimationens test-statistikker

Periode	R^2	Stand. afv. på regressionen	Loglikelihood	$\chi^2(3)$
1973 – 2008	0,7995	0,0365	71,4011	5,4260

Tabel 6 viser, at vi ikke kan afvise, at afvigelserne mellem relationen og de faktiske værdier i perioden 2009-2011 har samme fordeling som i estimationsperioden, da $5,4260 < 7,815$ hvor $7,815$ er χ^2 -testets signifikansniveauet på 5 %.

Samme test laves visuelt ved at tegne relationens forudsigelser op mod de faktiske ændringer i boligpriserne. Dette er gjort i figur 5.

Figur 5: Ændring i den reale boligpris ($d\log(phk/pcpuxh)$)



Fra figur 5 fremgår det, at boligprisrelationen har nogenlunde samme fit over hele den analyserede periode.

5. Boligmængderelationen

Efter at boligmængderelationen er blevet reestimeret til den nye modelversion gælder følgende sammenhæng

$$\begin{aligned}
 D\log(fKbh) = & 0,02007 * D\log\left(\frac{phk}{0.8 * pibh + 0.2 * phgk}\right) \\
 & (0,020070) \\
 & + 0,02500 * \left(\log\left(\frac{phk(-1)}{0.8 * pibh(-1) + 0.2 * phgk(-1)}\right) + 0,400240\right) \\
 & (-) \qquad \qquad \qquad (-) \\
 & + 1,50000 * \frac{nbs}{fKbh(-1)} \\
 & (-) \\
 & + 0,16013 * Dif\left(\frac{1}{1 + \left(\frac{Exp(0.018026 * tid(-1) - 31.19293)}{Exp(4.3)}\right)^{-25}}\right) \\
 & (0,020341) \\
 & + 0,01096 \\
 & (0,000834)
 \end{aligned}$$

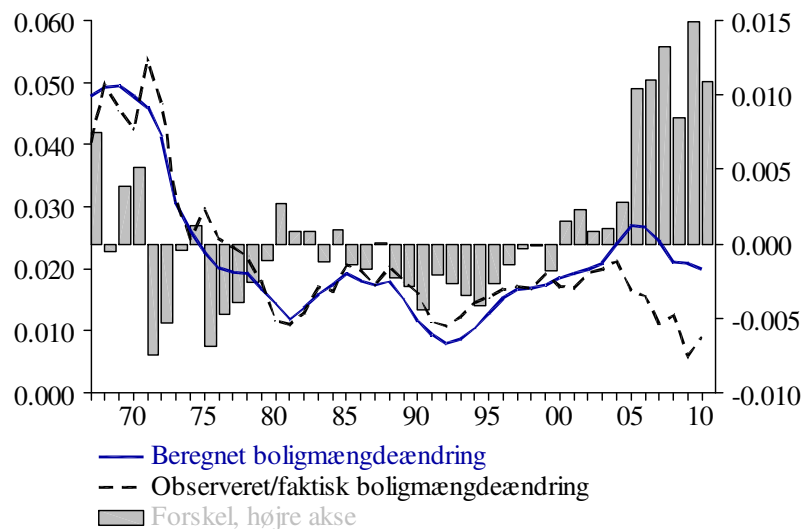
Tabel 7 viser en række af de beskrivende størrelser fra estimationen af boligmængderelationen.

Tabel 7: Boligmængdeestimationens test-statistikker

Periode	R^2	Stand. afv. på regressionen	Loglikelihood	$\chi^2(3)$
1968 - 2008	0,8537	0,0046	164,152	19,6583

Her siger χ^2 -testet, at afvigelserne i perioden 2009-2011 ikke kommer fra samme fordeling som afvigelserne i estimationsperioden. Dette ses også af figur 6, som sammenligner den faktiske boligmængdeændring og den beregnede boligmængdeændring.

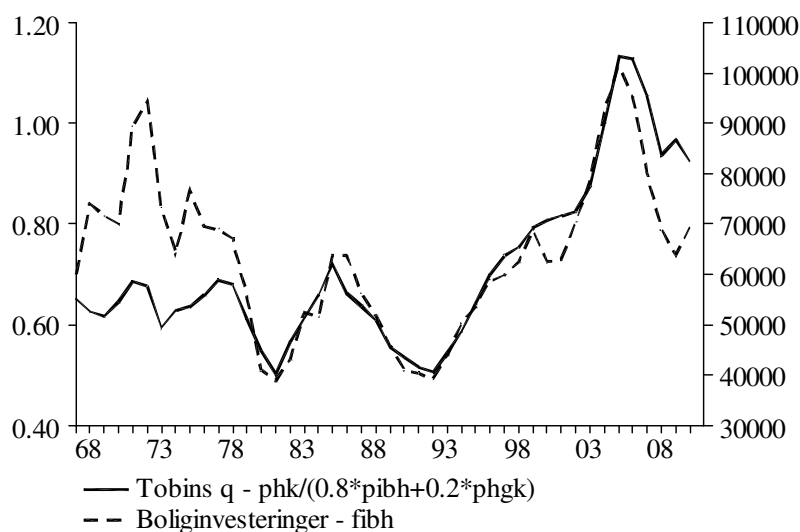
Figur 6: Ændring i boligmængden i faste priser ($d\log(fkbh)$)



At relationen for boligmengden har store residualer sidst i estimationsperioden er en kendt sag. Det tilskrives blandt andet, at der er måleproblemer i Tobins Q. Dette er blandt andet beskrevet i RBJ29212 og i ADAM dokumentationens afsnit 3,7 s.57-58.

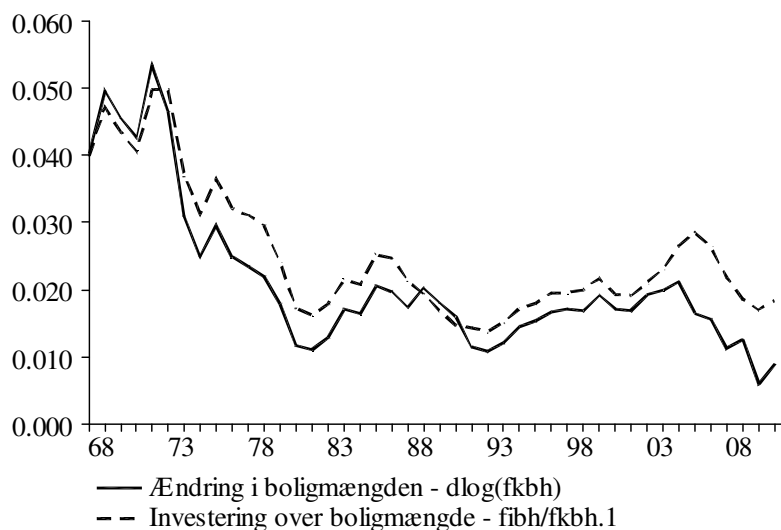
Hvis man derimod ser på den historiske udvikling i investeringerne i faste priser, hvilket svarer til ændringen i boligmengden, $\Delta fkbh$, og sammenligner med Tobins Q, ses en fin samvariation siden ultimo 1970'erne ifølge figur 7.

Figur 7: Tobins Q og boliginvesteringer i faste priser



På trods af den fine historiske sammenhæng fungerer denne sammenhæng ikke i modellen. Dette kan forklares ved at se på hvordan en fremskrivning af modellen laves. Hvis vi antager at boligmengden vokser med en given procentsats i et steady state forløb, så skal investeringerne vokse tilsvarende igennem fremskrivningen, da en større boligmenge kræver flere investeringer for at holde en konstant procentvis vækst og hvis investeringerne er proportionale med Tobins Q, skal Tobins Q også vokse over fremskrivningen. Den eneste måde dette kan lade sig gøre på er ved at priserne i tæller og nævner kører fra hinanden. Dette harmonerer på ingen måde med et steady state forløb. Dette er grunden til, at vi modellerer $dlog(fkbh)$ i modellen i stedet for $\Delta fkbh$, så Tobins Q bestemmer den relative stigning i kapitalapparatet. Med denne model kræver en bestemt vækst i kapitalapparatet og investering et Tobins Q af en bestemt størrelse.

Slutteligt kan det bemærkes, at der nogle mærkværdigheder ved tidsserien for boligmengden. Dette er illustreret i figur 8.

Figur 8: Ændring i boligmængden og i investeringerne

Den procentvise ændring i boligmængden bliver ekstraordinær lav i forhold til i $fibh/fkbh(-1)$ slutningen af dataperioden. Dette kan enten forklares ved, at der er en større andel af investeringerne, der går til at vedligeholde nedslidte boliger eller måske mere sandsynligt, at der er problemer med data. Hvis udviklingen i boligmængden kommer til at følge udviklingen i investeringerne mere tæt i slutningen af dataperioden kan dette mindske forskellene mellem boligmængderelationens beregnede og den faktiske boligmængde.

6. Sammenfatning

Gennem papiret er den historiske forklaringssevne fra ADAM-modellens fire relationer for: løn, forbrug, boligpris og boligmængde blevet analyseret. Det blev fundet, at løn- og boligprisrelationen havde en pæn forklaringssevne over hele den analyserede periode. Derimod havde forbrugs- og boligmængderelationen nogle store residualer i slutningen af perioden.

Residualerne for forbrugsrelationen er ikke set før. I 2009 forklares residualet med den ekstraordinære udbetaling af SP-midlerne, som ikke forplanter sig til forbrug på samme vis som 'almindelig' indkomst. Residualet i 2011 forklares ved en overkorrigering fra relationens kointegrerende residual.

Residualerne i boligmængderelationen er set før. Residualerne forklares ved, at Tobins Q sammenhængen er afvigende sidst i estimationsperioden, måske fordi det anvendte grundprisindeks, $phkg$, i Tobins Q nævneren undervurderer grundprisudviklingen.