

Reestimation af boligligningerne til Okt16

Resumé:

Boligmodellen reestimeres på det nyreviderede nationalregnskab, NR16. De reviderede tal for boligkapitalmængden skaber problemer for boligkapitalmængderelationen, og der indføres to dummies for at hjælpe relationen på vej.

Der udføres eksperimenter på den reestimerede boligmodel for at undersøge de nye parameterestimeres betydning for modellens egenskaber. Det viser sig, at boligprisen reagerer mere og hurtigere på stød til forbrug og rente end i den tidligere boligmodel. Boligkapitalmængden reagerer nogenlunde som før. I den samlede model har de nyestimerede parametre i boligligningerne kun nævneværdig betydning for boligvariable og forbrugsbestemmende formue. Resten af økonomien reagerer som ved brug af tidligere boligmodel.

BGS09117

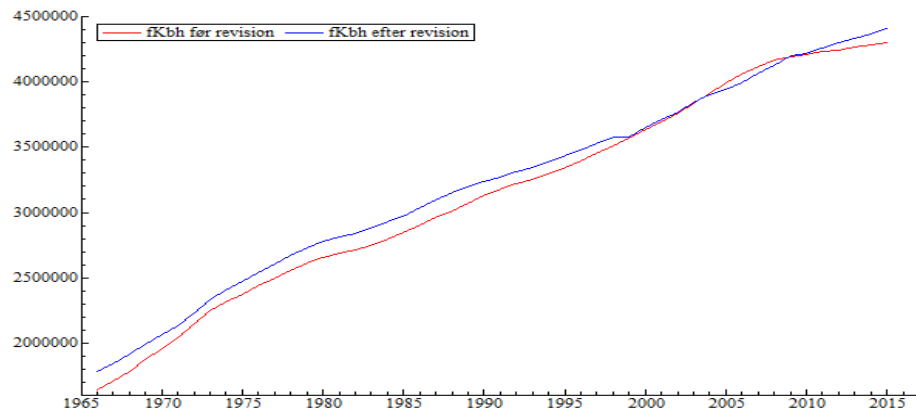
Nøgleord: Reestimation, boligmodel, Okt16

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

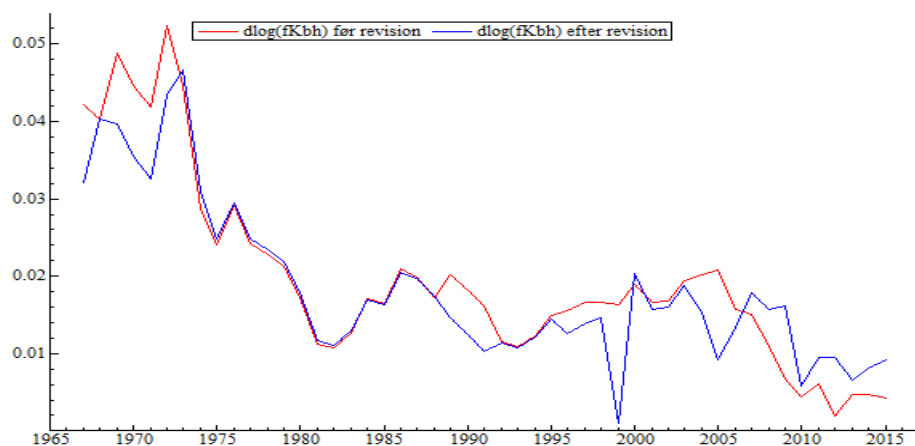
I november 2016 udkom nationalregnskabet i en revideret udgave, NR2016. I forbindelse med reestimationen af ADAMs boligligninger, har revisionen især fået betydning for boligkapitalmængden, $fKbh$, som er ændret helt tilbage til 1966. Der er sket et niveauskifte i perioden 1966-1999, hvor de nyrevidere tal ligger over de gamle i hele perioden, jf. Figur 1. I 1999 går væksten i stå i de nye tal, og de nye og gamle data følges ad indtil 2005, hvor der igen er et ophold i væksten i de nye tal. Mod slutningen af samplet vokser de nyreviderede tal mere end de gamle.

Figur 1: Boligkapitalmængden før og efter NR-revision



I boligkapitalrelationen benyttes den relative ændring i boligkapitalmængden, $dlog(fKbh)$, som venstresidevariabel. De to dyk i den reviderede boligkapitals vækst er meget tydelige, jf. Figur 2.

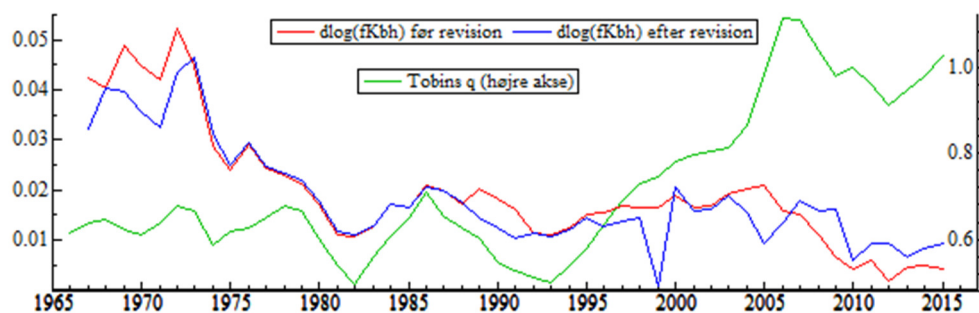
Figur 2: Den relative ændring i boligkapitalmængden før og efter NR-revision



Boligkapitalrelationen er bygget op omkring Tobins q_1 som forklarende variabel, dvs. der bygges boliger, når forholdet mellem boligpris og anskaffelsespris er højt. Med revisionen er det blevet sværere at finde sammenhængen mellem ændringen i boligkapitalmængden og Tobins q , jf. Figur

3. Især i 2005 er der problemer, idet væksten i boligkapitalmængden falder drastisk, mens Tobins q er godt på vej mod det højeste niveau for perioden.

Figur 3: Den relative ændring i boligkapitalmængden og Tobins q .



Forklaringen på de to dyk ligger i primoafgangsraten for boliger, $bfivbh$, som har nogle store værdier i netop 1999 og 2005, højst sandsynligt pga. en stor storm i hvert af disse år. Det virker mærkeligt, at en stor del af bruttostokken forsvinder ved en storm, og derefter ikke bygges op igen, så niveauet falder permanent. Fremadrettet kan der arbejdes med tallene i samarbejde med NR, således at f.eks. stormskader ikke får så stor en betydning for kapitalstokken af boliger. For nu forsøges det at komme rundt om dataproblemet på anden vis i estimationen.

I det følgende vil boligmodellen blive reestimeret, og det vil blive undersøgt om de nye data giver de forventede problemer for estimationen af specielt boligkapitalmængden. Der vil blive indført to dummies i boligkapitalrelationen, en i 1999 og en i 2005 for at se om det kan rette op på problemerne med data.

Boligprisligningen

Estimationen af boligmodellen starter med boligprisligningen. Relationen, der benyttes i Okt16, er givet ved ligning (1), hvor langsigtslige vægten for boligkapitalmængden, $fKbh_w$, indgår som fejlkorrektionsdel:

$$\log(fKbh_w) = \log\left(\frac{Cpuxh}{pcpuxh}\right) + a_1 \cdot \log\left(\frac{pcpuxh}{buibhx \cdot phk}\right) + a_2 \quad (1)$$

¹ Tobins $q = \frac{phk}{0.8 \cdot pibh + 0.2 \cdot phgk}$

$$\begin{aligned}
dlog(phk) &= aa_1 \cdot dlog\left(\frac{Cpuxh}{pcpuxh}\right) + aa_2 \cdot diff(buibhx) \\
&+ dlog(pcpuxh) + aa_3 \cdot \log\left(\frac{fKbh_{-1}}{fKbhw_{-1}}\right) + aa_4 \cdot d06 \\
&+ aa_5 \cdot \left(-dlog(phk_{-1}) + aa_1 \cdot dlog\left(\frac{Cpuxh_{-1}}{pcpuxh_{-1}}\right) + aa_2 \cdot diff(buibhx_{-1}) + dlog(pcpuxh_{-1}) + aa_3 \cdot \log\left(\frac{fKbh_{-2}}{fKbhw_{-2}}\right) + aa_4 \cdot d06_{-1}\right)
\end{aligned}$$

Cpuxh: Privat forbrug i alt minus bolig

pcpuxh: Prisen på *Cpuxh*

buibhx: *Usercostrate*

phk: Prisen på enfamiliehuse.

fkbh: Ønsket kapitalmængde af huse og bygninger

fkbh: Kapitalmængde af huse og bygninger

d06: Dummy for 2006

Tabel 1 søjle (a) viser resultatet af at estimere boligprisligningen (1) på de nyreviderede nationalregnskabsdata frem til 2013, som er det nye endelige år. I kolonne (b) findes estimationsresultatet for (1) ved benyttelse af data fra før NR-revisionen. Det ses at revisionen bl.a. har betydet, at parameterestimatet, a_1 , til forholdet mellem forbrugerprisen og prisen for at have bolig er steget fra 0.17 til 0.26. Dermed er det rykket tættere på 0.3, som parameteren tidligere har været restrikeret til. De resterende parameterestimater er faldet numerisk, mens regressionens standardfejl er steget en smule.

Tabel 1: Estimationsresultater for boligprisrelationen, urestrikeret

	(a)		(b)	
Forklaret variabel	Estimat	SE	Estimat	SE
Boligpris Dlog(phk)	Efter NR-revision		Før NR-revision	
1. a1 log(pcpuxh/buibhx*phk)	0.256351	0.039049	0.170674	0.030763
2. a2 Konstant	1.02321	0.123030	1.26691	0.097199
3. aa1 Dlog(Cpuxh/pcpuxh)	1.50847	0.258641	1.80982	0.263774
4. aa2 Diff(buibhx)	-6.57302	0.682112	-6.71362	0.682856
5. aa3 Log(fKbh ₋₁ /fKbhw ₋₁)	-1.44880	0.325960	-1.87198	0.417493
6. aa4 d06	0.068299	0.031572	0.081458	0.029783
7. aa5	-0.516579	0.164232	-0.540880	0.141653
Loglikelihood	84.3507		83.4349	
R ² \ Std.fejl. for reg. Periode	0.846921/0.033957		0.858648/0.033087	
	1973 – 2013		1973 – 2012	

Restrikeres parameteren til forholdet mellem forbrugerprisen og prisen for at have bolig, a_1 , til 0.3 som i tidligere modelversioner fås resultatet i Tabel 2. Igen findes resultatet for estimationen på de nyreviderede data i kolonne (a) og for

estimationen på de gamle tal i kolonne (b). Det bemærkes først og fremmest, at restriktionen gør at de reviderede tal præsterer bedst, idet standardfejlen for regressionen falder, når de nye tal benyttes. Parameterestimatet til udviklingen i usercostraten, aa_2 , er numerisk større efter revisionen og det samme er tilpasningshastigheden mod boligkapitalens langsigtligevægt, aa_3 . De resterende parameterestimer falder ved benyttelse af de reviderede data. Især aa_5 falder numerisk en del.

Tabel 2: Estimationsresultater for boligprisrelationen, restrikeret

	(a)		(b)	
Forklaret variabel	Estimat	SE	Estimat	SE
Boligpris Dlog(phk)	Efter NR-revision		Før NR-revision	
1. a_1 $\log(\text{pcpuxh}/\text{buibhx}*\text{phk})$	0.3	-	0.3	-
2. a_2 Konstant	0.885027	0.010222	0.853386	0.020198
3. aa_1 $\text{Dlog}(\text{Cpuxh}/\text{pcpuxh})$	1.39749	0.231050	1.43272	0.222742
4. aa_2 $\text{Diff}(\text{buibhx})$	-6.51271	0.684595	-6.24761	0.681380
5. aa_3 $\text{Log}(\text{fKbh}_i/\text{fKbh}_{i-1})$	-1.26840	0.295168	-1.05374	0.318404
6. aa_4 d06	0.070581	0.031480	0.077780	0.029517
7. aa_5	-0.537811	0.163216	-0.714854	0.139821
Loglikelihood	83.7275		80.2987	
$R^2 \setminus$ Std.fejl. for reg. Periode	0.842156/0.033981 1973 – 2013		0.834418/0.035255 1973 – 2012	

Estimeres boligprisligningen på de nyreviderede tal frem til 2012 kan man se, hvor meget af ændringen i parameterestimerne der skyldes revisionen, og hvad der skyldes udvidelsen af estimationsperioden til 2013. Resultatet af at estimere boligprisligningen på de reviderede tal frem til 2012 i stedet for 2013 findes i Tabel 3(a). Det fremgår, at den største del af forskellen på parameterestimerne før og efter datarevisionen skyldes selve revisionen. For parameteren til ændringen i forbruget, aa_1 , er det dog udvidelsen af estimationsperioden med 2013, der har størst betydning for at parameteren falder til 1.397.

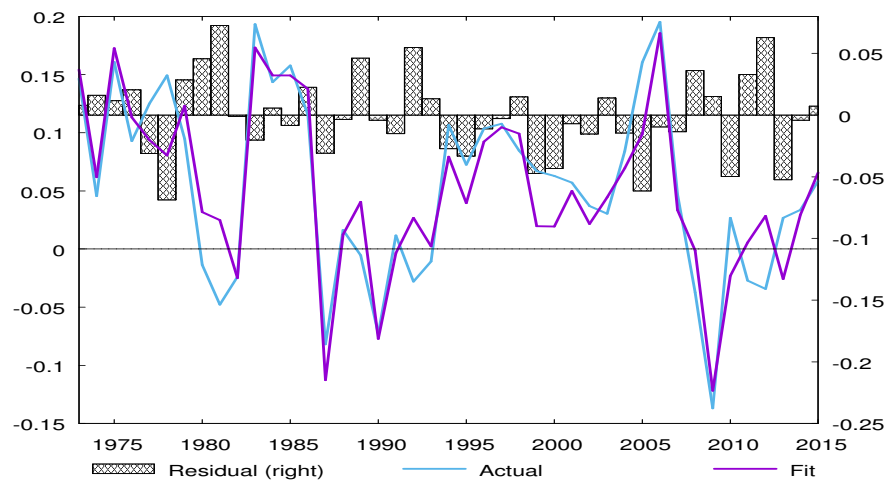
Tabel 3: Estimationsresultater for boligprisrelationen, restrikeret

	(a)		(b)	
Forklaret variabel	Estimat	SE	Estimat	SE
Boligpris Dlog(phk)	Efter NR-revision		Før NR-revision	
1. a_1 $\log(\text{pcpuxh}/\text{buibhx}*\text{phk})$	0.3	-	0.3	-
2. a_2 Konstant	0.882854	0.012167	0.853386	0.020198
3. aa_1 $\text{Dlog}(\text{Cpuxh}/\text{pcpuxh})$	1.42155	0.232467	1.43272	0.222742
4. aa_2 $\text{Diff}(\text{buibhx})$	-6.42761	0.693219	-6.24761	0.681380
5. aa_3 $\text{Log}(\text{fKbh}_i/\text{fKbh}_{i-1})$	-1.19863	0.308670	-1.05374	0.318404
6. aa_4 d06	0.071172	0.031211	0.077780	0.029517
7. aa_5	-0.574549	0.168901	-0.714854	0.139821

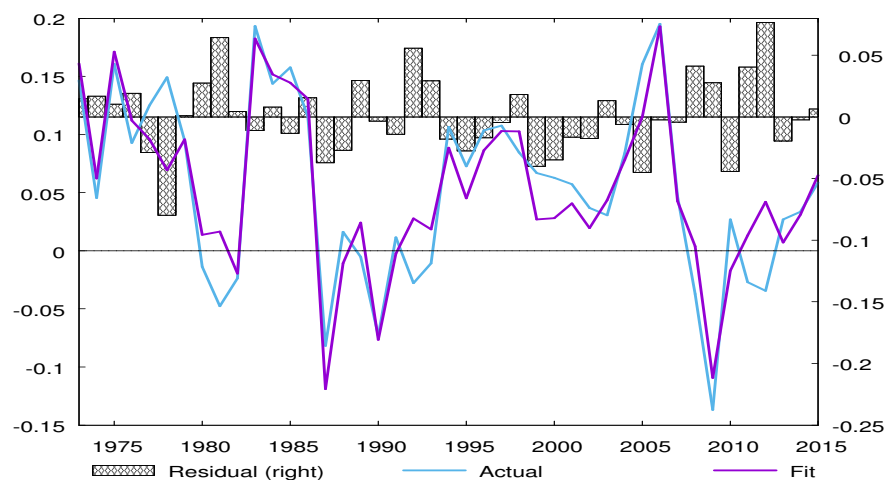
Loglikelihood	81.4602	80.2987
R ² \ Std.fejl. for reg. Periode	0.844089/0.034246 1973 – 2012	0.834418/0.035255 1973 – 2012

Fit og residualer for estimationerne med 1) nye data og estimationsperiode til og med 2013 og 2) gamle data og estimationsperiode til og med 2012 findes i henholdsvis Figur 4 og 5. Det ses, at der ikke er nogen markant forskel på de to estimationers fit. Nogle år klarer den estimerede ligning på de nye data sig lidt bedre, f.eks. i 2013, mens den estimerede ligning på de gamle data klarer sig bedre i f.eks. 2012.

Figur 4: Fit og residualer boligprisligningen, før NR-revision



Figur 5: Fit og residualer boligprisligningen, efter NR-revision



Boligkapitalrelationen

Den logistiske trend

Første trin i estimationen af boligkapitalmængdeligningen er at estimere den logistiske trend, som er med til at beskrive udviklingen i boligområdet i slutningen af 1960'erne og starten af 1970'erne. Tidligere er denne trend blevet estimeret med vendetangenten i 1969. At dømme ud fra Figur 2 er en vendetangent i 1972 mere rimelig på de nye data.

Parametrene til den logistiske trend bliver fundet ved følgende estimation med restrikeret vendetangent i 1972:

$$\text{Log}\left(\frac{fCp}{U}\right) = t_1 \cdot \text{tid} + t_2 \quad (2)$$

hvor

fCp : Privat forbrug i alt
 U : Befolkningstallet i Danmark
 tid : Trend der er lig årstallet

Koefficienterne estimeres til $t_1 = 0,022902$ og $t_2 = -40,86210$. Indsat i den logistiske trend giver dette

$$\text{trend}_{1972} = \frac{1}{1 + \left(\frac{\exp\{0,022902 \cdot \text{tid} - 40,86210\}}{\exp\{4,3\}}\right)^{-25}}$$

hvilket kan omskrives til

$$\text{trend}_{1972} = \frac{1}{1 + \exp\{-0,57255 \cdot (\text{tid} - 1972)\}}$$

Boligkapitalmængden

Boligkapitalmængdeligningen bestemmes i første omgang ved ligning (3a):

$$\begin{aligned}
Dlog(fKbh) &= b_1 \cdot Dlog\left(\frac{phk}{0.8 \cdot pibh + 0.2 \cdot phgk}\right) \\
&+ b_2 \cdot \left(\log\left(\frac{phk_{-1}}{0.8 \cdot pibh_{-1} + 0.2 \cdot phgk_{-1}}\right) - b_5\right) + b_3 \cdot \frac{nbs}{fKbh_{-1}} \\
&+ b_4 \cdot dif\left(\frac{1}{1 + \left(\frac{\exp\{0.022902 \cdot tid_{-1} - 40.86210\}}{\exp\{4,3\}}\right)^{-25}}\right) \\
&+ b_6 \cdot d6805
\end{aligned} \tag{3a}$$

phk: Prisen på enfamiliehuse.

pibh: Prisen på investeringer i boliger

phgk: Kontantsprisen på byggegrunde

nbs: Antallet af boliger under opførelse med offentlig støtte

fkbh: Kapitalmængde af huse og bygninger

tid: Trend lig årstallet

d6805: Dummy for perioden 1968-2005

Tabel 4 præsenterer estimationsresultatet ved at benytte nyreviderede tal med 2013 som endeligt år i kolonne (a) og ikke-reviderede tal med 2012 som endeligt år i kolonne (b). Det bemærkes især, at parameterestimatet til ændringen i Tobins q, b_1 , bliver meget lille og insignikant, når der estimeres på de nye tal, og standardfejlen for regressionen stiger markant. Derudover falder parameterestimatet til Tobins q, b_2 , og rykker dermed længere væk fra 0.025, som parameteren i tidligere modelversioner har været restrikeret til. Parameterestimatet til offentligt støttede boliger, b_3 , stiger og bliver en del større end de 1.5, som den hidtil har været restrikeret til.

Tabel 4: Estimation af boligkapitalmængde, urestrikeret

	(a)		(b)	
Forklaret variabel	Estimat	SE	Estimat	SE
Boligkapital Dlog(fKbh)	Efter NR-revision		Før NR-revision	
1. b1 Dlog(phk/(0.8*pibh+0.2*phgk))	0.008859	0.009624	0.020003	0.007616
2. b2 Log(phk ₋₁ /(0.8*pibh ₋₁ +0.2*phgk ₋₁))	0.013731	0.004874	0.018624	0.003833
3. b3 nbs/fkbh ₋₁	1.95894	0.255294	1.23626	0.424969
4. b4 Logistisk trend	0.098715	0.019499	0.155567	0.036396
5. b5 konstant	-0.711566	0.279840	-0.379916	0.111717
6. b6 d6805	0.004845	0.002827	0.014067	0.002273
Loglikelihood	190.074		198.236	
R ² \ Std.fejl. for reg.	0.850790/0.004165		0.932689/0.003174	
Periode	1968 – 2013		1968 – 2012	

Som Figur 2 viste, er der efter revisionen af NR kommet nogle store outliers i data i specielt 1999 og 2005. For at komme disse til livs indføres dummies for disse år. Det giver boligkapitalligningen (3b):

$$\begin{aligned}
 Dlog(fKbh) = & b_1 \cdot Dlog\left(\frac{phk}{0.8 \cdot pibh + 0.2 \cdot phgk}\right) \\
 & + b_2 \cdot \left(\log\left(\frac{phk_{-1}}{0.8 \cdot pibh_{-1} + 0.2 \cdot phgk_{-1}}\right) - b_5\right) + b_3 \cdot \frac{nbs}{fKbh_{-1}} \\
 & + b_4 \cdot dif\left(\frac{1}{1 + \left(\frac{\exp(0.022902 \cdot tid_{-1} - 40.8621)}{\exp(4.3)}\right)^{-25}}\right) \\
 & + b_6 \cdot d6805 + b_7 \cdot d99 + b_8 \cdot d05
 \end{aligned} \tag{3b}$$

Tabel 5 viser estimationsresultatet for (3b) på de nye data i kolonne (a), og til sammenligning er resultatet af estimationen af (3a) på nye data at finde i kolonne (b). Det ses, at parameteren til ændringen i Tobins q, b_1 , er steget ved indførelsen af de to dummies, og b_1 er også blevet signifikant på et 5% signifikansniveau. Standardfejlen for regressionen er desuden faldet, og de to parametre b_2 og b_3 er begge kommet tættere på de værdier, som de førhen har været restrikeret til.

Tabel 5: Estimation af boligkapitalmængde, urestrikeret, reviderede data

	(a)		(b)	
Forklaret variabel	Estimat	SE	Estimat	SE
Boligkapital Dlog(fKbh)	Med dummies		Uden dummies	
1. b1 Dlog(phk/(0.8*pibh+0.2*phgk))	0.017047	0.007640	0.008859	0.009624
2. b2 Log(phk ₋₁ /(0.8*pibh ₋₁ +0.2*phgk ₋₁))	0.021831	0.004059	0.013731	0.004874
3. b3 nbs/fkbh ₋₁	1.87261	0.194847	1.95894	0.255294
4. b4 Logistisk trend	0.094045	0.014848	0.098715	0.019499
5. b5 konstant	-0.449670	0.100397	-0.711566	0.279840
6. b6 d6805	0.009628	0.002338	0.004845	0.002827
7. b7 d99	-0.015180	0.003299		
8. b8 d05	-0.013332	0.003633		
Loglikelihood	203.879		190.074	
R ² \ Std.fejl. for reg. Periode	0.918328/0.003165		0.850790/0.004165	
	1968 – 2013		1968 – 2013	

Restrikeret estimation

Restrikeres parametrene til Tobins q og offentligt støttede boliger, b_2 og b_3 , til henholdsvis 0.025 og 1.5 fås resultatet i Tabel 6 for estimation af den oprindelige boligkapitalmængdeligning (3a) på nye og gamle tal i henholdsvis kolonne (a) og (b). Her ses samme situation som ovenfor med en klart insignifikant parameter til ændringen i Tobins q ved brug af de nye data og samtidig en stor

stigning i regressionens standardfejl. Ved et Jarque-Bera test må man med en test-værdi på 11.86 i en $\chi^2(2)$ -fordeling afvise, at residualerne er normalfordelte. Ved et White-test kan man ikke afvise at residualerne er heteroskedastiske, mens et LM-test for autokorrelation accepterer, at residualerne ikke er autokorrelerede.

Tabel 6: Estimation af boligkapitalmængde, restrikeret

Forklaret variabel	(a)		(b)	
	Estimat	SE	Estimat	SE
Boligkapital $dlog(fKbh)$	Efter NR-revision		Før NR-revision	
1. b1 $Dlog(phk/(0.8*pibh+0.2*phgk))$	0.006748	0.010355	0.021301	0.007394
2. b2 $Log(phk_{-1}/(0.8*pibh_{-1}+0.2*phgk_{-1}))$	0.025	-	0.025	-
3. b3 $nbs/fkbh_{-1}$	1.5	-	1.5	-
4. b4 Logistisk trend	0.119438	0.017217	0.134560	0.012778
5. b5 konstant	-0.404177	0.063976	-0.266264	0.048508
6. b6 d6805	0.011203	0.001825	0.016539	0.001357
Loglikelihood	185.171		196.662	
$R^2 \setminus$ Std.fejl. for reg. Periode	0.815350/0.004522 1968 – 2013		0.928210/0.003206 1968 – 2012	

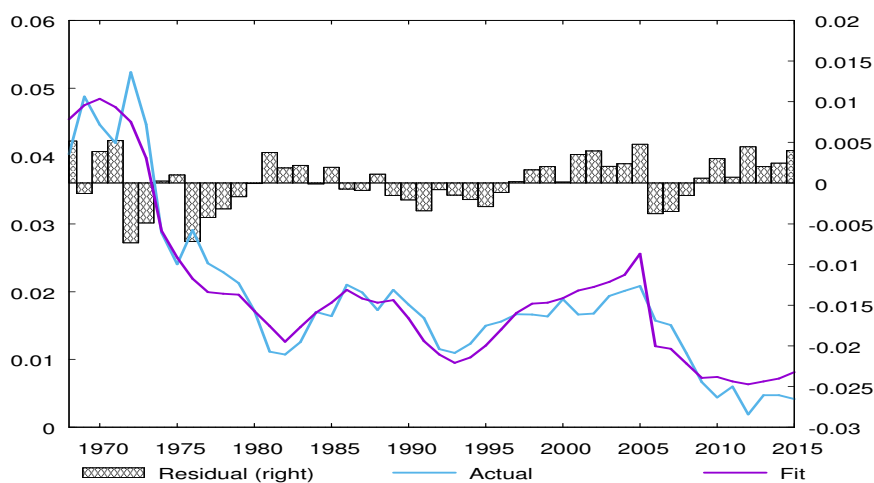
Restrikeres de to parametre i boligkapitalmængderelationen med dummies, (3b), fås resultatet i Tabel 7's kolonne (a). Til sammenligning viser kolonne (b) estimationen af (3a) på nyreviderede tal. Her ses samme billede som i Tabel 5. Parameterestimatet til ændringen i Tobins q stiger, og bliver med en t-værdi på 2.079 signifikant på et 5%-signifikansniveau, mens regressionens standardfejl falder markant. Derudover kan man ved et Jarque-Bera test nu acceptere at fejllenede er normalfordelte, mens de øvrige tests viser, at fejllenede er heteroskedastiske og uden autokorrelation.

Tabel 7: Estimation af boligkapitalmængde, restrikeret, reviderede data

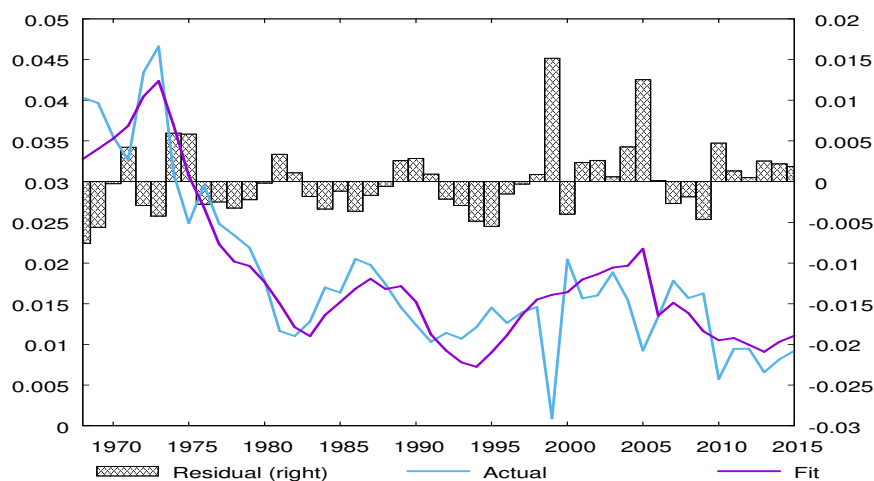
Forklaret variabel	(a)		(b)	
	Estimat	SE	Estimat	SE
Boligkapital $dlog(fKbh)$	Med dummies		Uden dummies	
1. b1 $Dlog(phk/(0.8*pibh+0.2*phgk))$	0.016129	0.007758	0.006748	0.010355
2. b2 $Log(phk_{-1}/(0.8*pibh_{-1}+0.2*phgk_{-1}))$	0.025	-	0.025	-
3. b3 $nbs/fkbh_{-1}$	1.5	-	1.5	-
4. b4 Logistisk trend	0.109949	0.012513	0.119438	0.017217
5. b5 konstant	-0.406017	0.046167	-0.404177	0.063976
6. b6 d6805	0.012110	0.001325	0.011203	0.001825
7. b7 d99	-0.016327	0.003326		
8. b8 d05	-0.014745	0.003451		
Loglikelihood	201.302		185.171	
$R^2 \setminus$ Std.fejl. for reg. Periode	0.908911/0.003262 1968 – 2013		0.815350/0.004522 1968 – 2013	

Fit og residualer for de tre restrikerede estimationer viser tydeligt, hvilke udfordringer de nyreviderede data giver. Estimeres (3a) på de ikke-reviderede tal med 2012 som endeligt år, rammer ligningen nogenlunde pænt den faktiske udvikling i boligkapitalmængden, jf. Figur 6. Benyttes i stedet de reviderede NR-tal på den oprindelig boligkapitalmængderelation (3a) demonstrerer residualerne, at relationen ikke kan ramme de store dyk i data i 1999 og 2005, jf. Figur 7. I 2005 går den estimerede lignings prædiktion ligefrem modsat af den faktiske udvikling, fordi Tobins q er højt i dette år. Indføres de to dummies forsvinder de store residualer i 1999 og 2005 naturligvis, jf. Figur 8, og over resten af samplet virker residualer og fit okay.

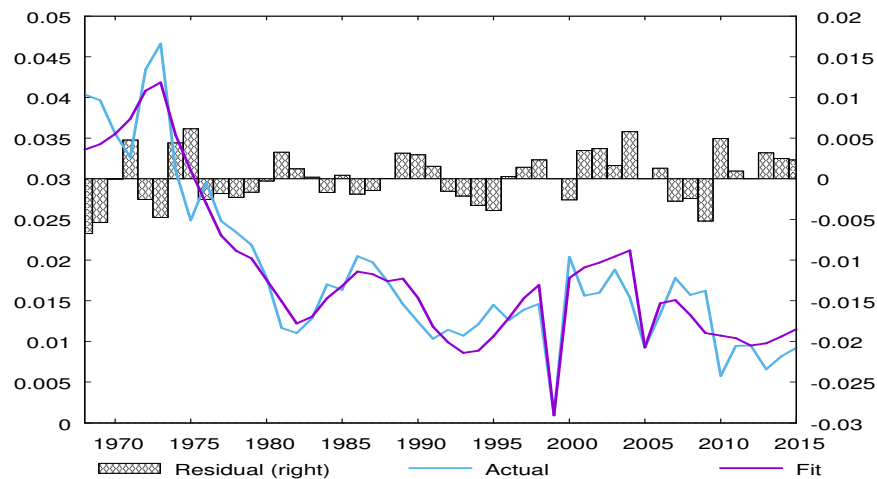
Figur 6: Fit og residualer boligkapitalmængderelationen, restrikeret, før NR-revision



Figur 7: Fit og residualer boligkapitalmængderelationen, restrikeret, efter NR-revision



Figur 8: Fit og residualer boligkapitalmængderelationen, restrikeret, efter NR-revision med dummies



Ekspirerter på boligmodellen

I det følgende undersøges de nye parameterestimerers betydning for selve boligmodellens egenskaber. Dette gøres vha. et forbrugsstød og et rentestød, jf. ADAM-bogens kapitel 3.8. Ved begge eksperimenter sammenlignes først boligmodellen estimeret på de ny-reviderede data uden og med dummies, og derefter sammenlignes modellen med dummies med boligmodellen estimeret på ikke-reviderede tal.

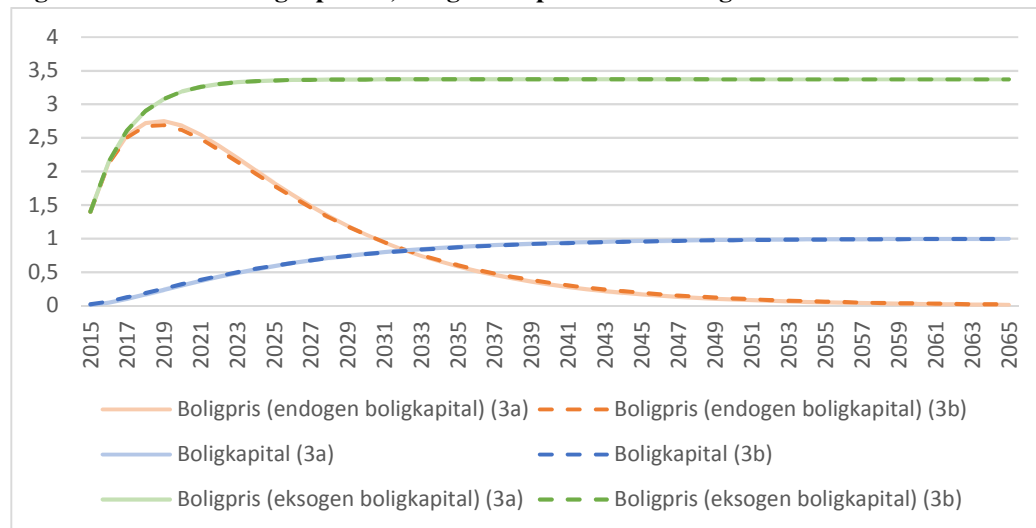
Forbrugsstød

I det første eksperiment undersøges effekten af en 1%-stigning i forbruget, *C_{puxh}*. Boligprisen vil stige, fordi efterspørgslen efter boliger stiger. Holdes boligkapitalmængden eksogen, vil boligprisen stige indtil efterspørgslen er tilbage ved udgangspunktet, fordi udbuddet af boliger ikke ændrer sig. Denne udvikling er vist med Figur 9's grønne grafer. Det bemærkes, at boligmodellen uden og boligmodellen med dummies i boligkapitalrelationen reagerer ens når boligkapitalmængden er eksogen, fordi boligprisrelationen i de to modeller er ens.

Lader man boligkapitalmængden være endogen, vil boligprisen i første omgang stige som før. Boligkapitalmængden vil også stige for at imødekomme den større efterspørgsel på boliger. Med tiden vil den højere boligkapitalmængde trække boligprisen tilbage til udgangspunktet, mens boligkapitalen på langt sigt stiger med 1%. Ved endogen boligkapitalmængde ses der en lille forskel på boligmodellen uden og boligmodellen med dummies. Pga. en lavere koefficient til ændringen i Tobins q i modellen uden dummies vil boligkapitalmængden reagere langsommere, og dermed får boligprisen "lov" til at stige mere, inden den redresseres af den stigende boligkapitalmængde. Som det ses af de blå grafer i Figur 9, er der ikke stor forskel på udviklingen i boligkapitalmængden. Det er

lidt nemmere at se en forskel i boligprisens reaktion, fordi den lille forskel, der trods alt er i boligkapitalmængdens reaktion, bliver forstærket i boligprisrelationen.

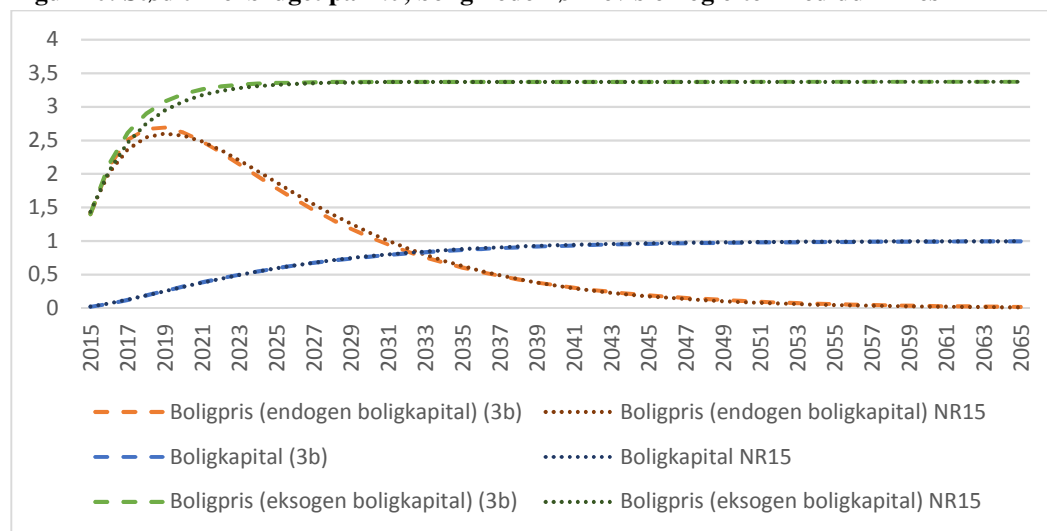
Figur 9: Stød til forbruget på 1%, boligmodel på NR16 uden og med dummies.



(3a) og (3b) indikerer hvilken boligkapitalmængderelationen, der er benyttet i modellen estimeret på reviderede data.

Sammenlignes modellen med dummies i boligkapitalrelationen, (3b), med modellen på data fra før revisionen ser man, at boligkapitalmængden reagerer nogenlunde ens i de to modeller, mens reaktionen i boligprisen er blevet hurtigere og kraftigere ved benyttelse af de reviderede data pga. de numerisk højere parametre.

Figur 10: Stød til forbruget på 1%, boligmodel før revision og efter med dummies

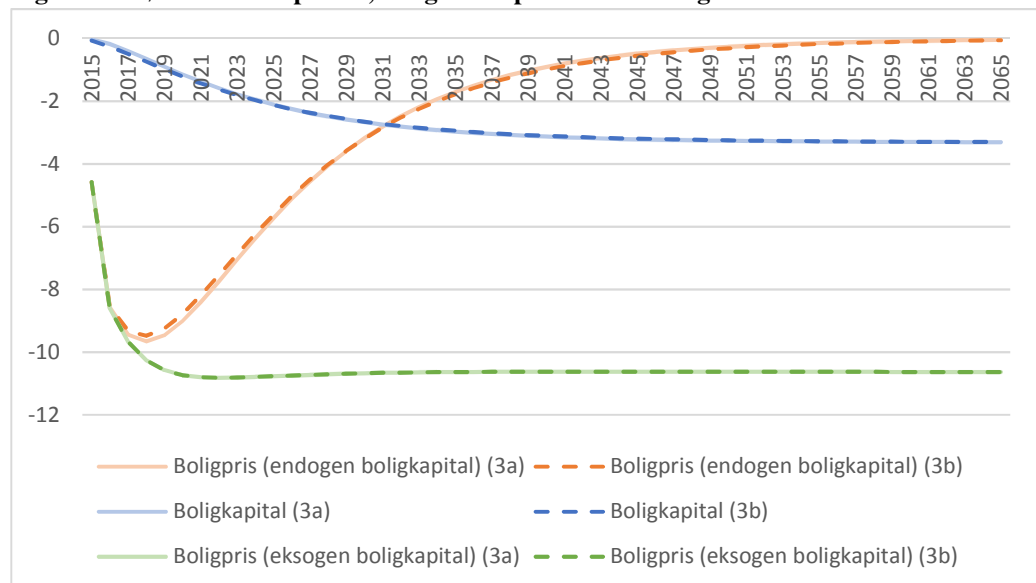


(3a) og (3b) indikerer hvilken boligkapitalmængderelation, der er benyttet i modellen estimeret på reviderede data. NR15 står for modellen der er estimeret på det gamle NR.

Rentestød

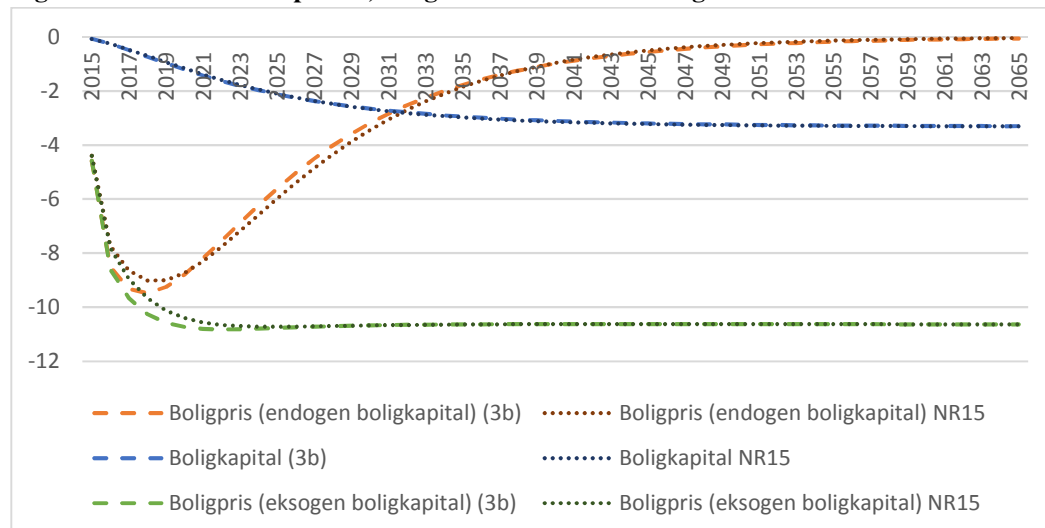
Herefter undersøges de 3 boligmodellers reaktion på en rentestigning på 1%. En stigning i renten får usercost til at stige, dvs. det bliver dyrere at have bolig. Derfor falder efterspørgslen, og med eksogen boligkapitalmængde vil boligprisen falde, indtil efterspørgslen er tilbage på det oprindelige niveau. På lang sigt bliver boligprisen dermed lavere end udgangspunktet. Som ovenfor reagerer boligprisen ens for boligmodellerne på det nyreviderede NR med og uden dummies, når boligkapitalen er eksogen, jf. de grønne grafer i Figur 11. Gøres boligkapitalen endogen vil den falde pga. den lavere efterspørgsel. Det vil trække boligprisen tilbage mod udgangspunktet, og på lang sigt er boligprisen uændret, mens boligkapitalen er faldet. Igen er der en marginal forskel i måden hvorpå boligkapitalmængden reagerer i boligmodellen uden dummies og modellen med dummies, jf. Figur 11, men man kan godt se, at sidstnævnte boligmodels kapital reagerer lidt hurtigere. Dette reducerer udslaget i boligprisen, jf. orange graf, fordi boligkapitalens reaktion trækker prisen hurtigere tilbage mod udgangspunktet.

Figur 11: Stød til renten på 1%, boligmodel på NR16 uden og med dummies



(3a) og (3b) indikerer hvilken boligkapitalmængderelationen, der er benyttet i modellen estimeret på reviderede data.

Sammenlignes modellen med boligkapitalrelation (3b) med modellen på data fra før revisionen ser man igen, at den nye boligmodels boligpris reagerer mere og hurtigere end den tidligere models boligpris, både når boligkapitalmængden er endogen og eksogen, jf. Figur 12. Boligkapitalen reagerer meget ens i de to modeller. Kigger man grundigt efter kan man se, at boligkapitalmængden i modellen på det ikke-reviderede NR er lidt hurtigere til at ramme langsigtsniveauet, men forskellen er minimal.

Figur 12: Stød til renten på 1%, boligmodel før revisionen og efter med dummies

(3a) og (3b) indikerer hvilken boligkapitalmængderelation, der er benyttet i modellen estimeret på reviderede data. NR15 står for modellen der er estimeret på det gamle NR.

Ekspirerter på ADAM

I det følgende foretages to eksperimenter på hele ADAM Okt16 med den reestimerede boligmodel med dummies i boligkapitalmængderelationen indsat. Til sammenligning gentages eksperimenterne på ADAM Okt16 med den oprindelige boligmodel, der er estimeret på ikke-reviderede tal. Sammenligningen vil vise, hvilken betydning de nye parameterestimer i boligmodellen har for samspillet i den samlede model.

Stød til det offentlige varekøb

Der laves først et positivt permanent stød til det offentlige varekøb på 1%. Dette sætter gang i økonomien, fordi efterspørgslen på varer stiger. Indsættelsen af den nye boligmodel i ADAM Okt16 har primært betydning for reaktionen af ADAMs boligvariable, mens de øvrige variable reagerer nogenlunde som før, jf. Figur 13 og 14.

Som i delmodeleksperimenterne vil boligprisen stige ved et positivt stød til økonomien, som følge af en højere efterspørgsel. Med den nye boligmodel indsat i Okt16 reagerer boligprisen i første omgang både mere og hurtigere end tidligere. Det samme gør boliginvesteringerne, fordi boligkapitalen trækkes lidt hurtigere op med den nye boligmodel pga. det større udsving i boligprisen. Der er forskel på den estimerede parameter til ændringen i Tobins q i boligkapitalrelationen i de to boligmodeller, som burde gøre boligkapitalen i den nye boligmodel mere træg end den gamle, men forskellen i denne parameter er så lille, at boligprisens udvikling får større betydning. Forskellen på de to boligmodeller ses tydeligere på boliginvesteringerne end på boligkapitalen, jf.

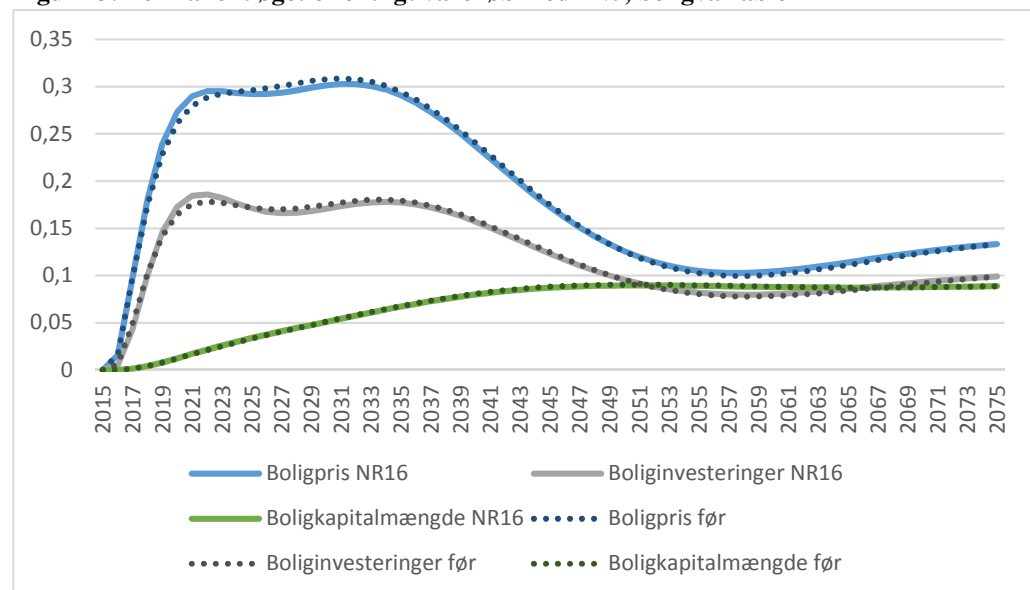
Figur 13, da en lille ændring i boligkapitalen kræver en relativt stor ændring i boliginvesteringerne.

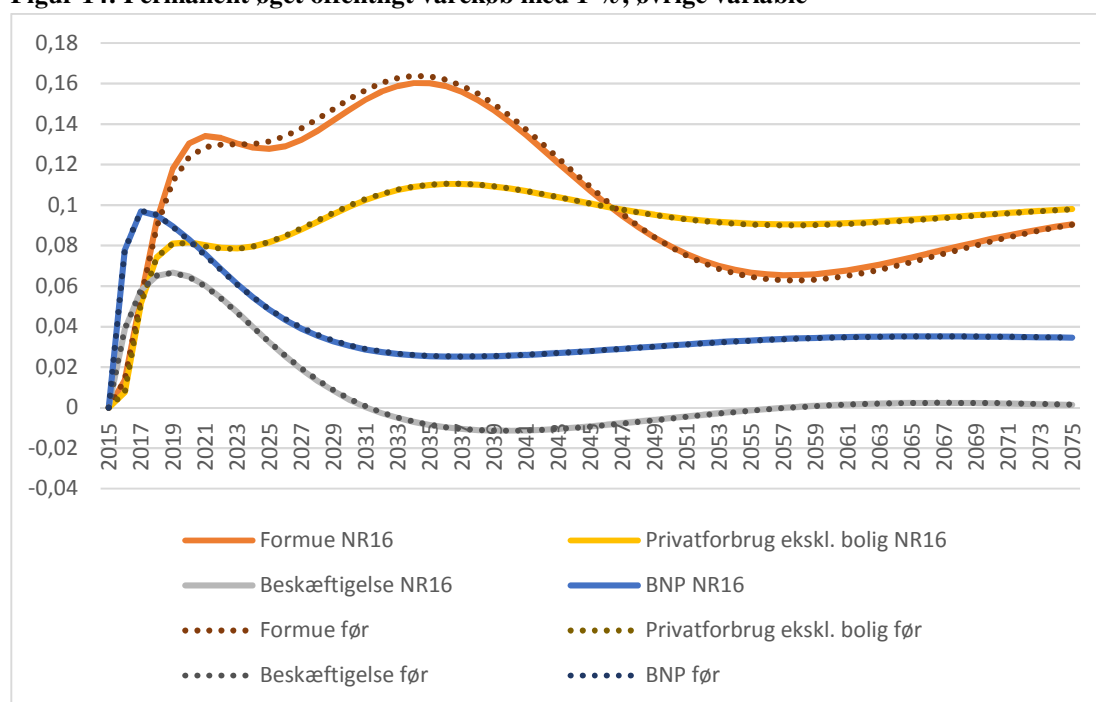
Den forbrugsbestemmende formue påvirkes af den højere boligpris igennem boligformuen, som bliver større når boligerne bliver mere værd. Privatforbruget påvirkes, som navnet antyder, af den forbrugsbestemmende formue, men der er ikke nogen nævneværdig forskel på privatforbrugets reaktion i Okt16 og Okt16 med ny boligmodel, jf. Figur 14. Dertil er formueelasticiteten i forbrugsfunktionen for lille. Det betyder, at resten af økonomien, f.eks. beskæftigelse og BNP, heller ikke påvirkes stort af den ændrede boligmodel, jf. Figur 14.

I det andet opsving, som ligger omkring 20 år fremme, der følger af at privatforbruget er steget, ligger boligpris, boliginvesteringer og forbrugsbestemmende formue i Okt16 med ny boligmodel under Okt16's tilsvarende variable. Dette skyldes en lavere parameter i boligprisrelationen til ændringen i forbruget.

På langt sigt er der stort set ikke forskel på Okt16 med gammel og ny boligmodel, men pga. den numerisk større tilpasningsparameter i den reestimerede boligprisrelation kommer Okt16 med ny boligmodel frem til langsigtsniveauet en anelse før Okt16 med gammel boligmodel.

Figur 13: Permanent øget offentligt varekøb med 1 %, boligvariable



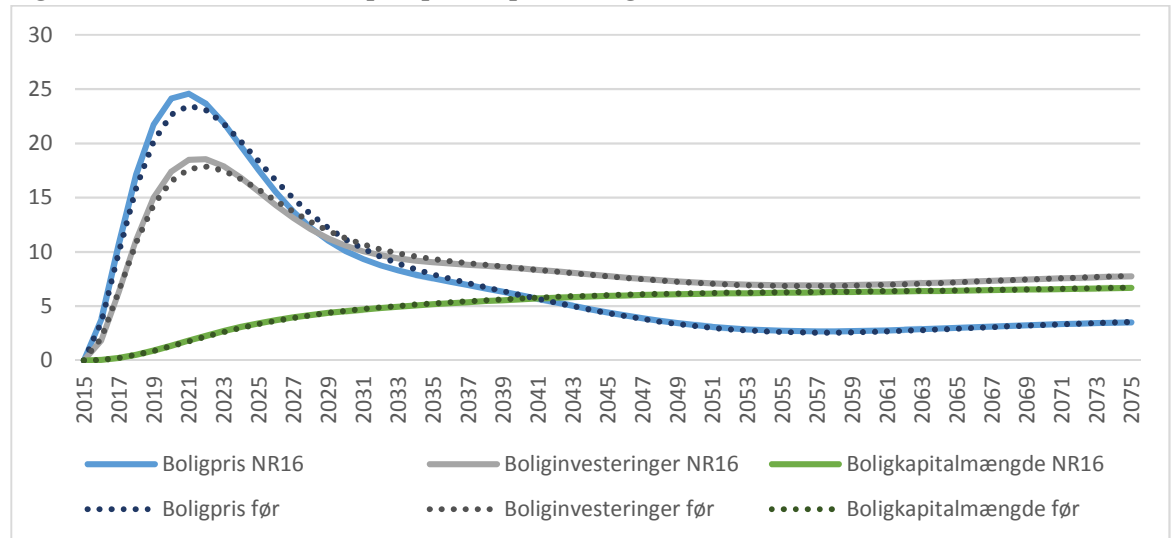
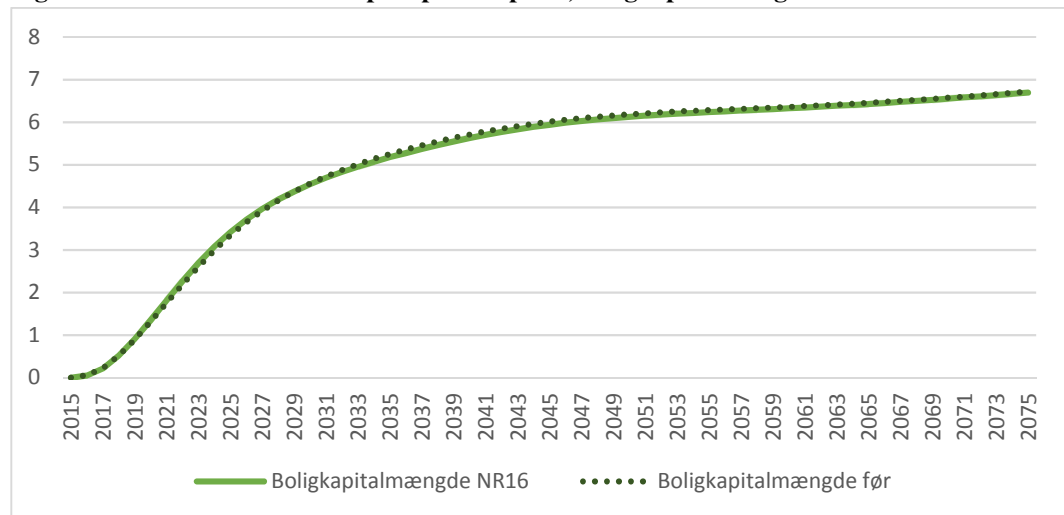
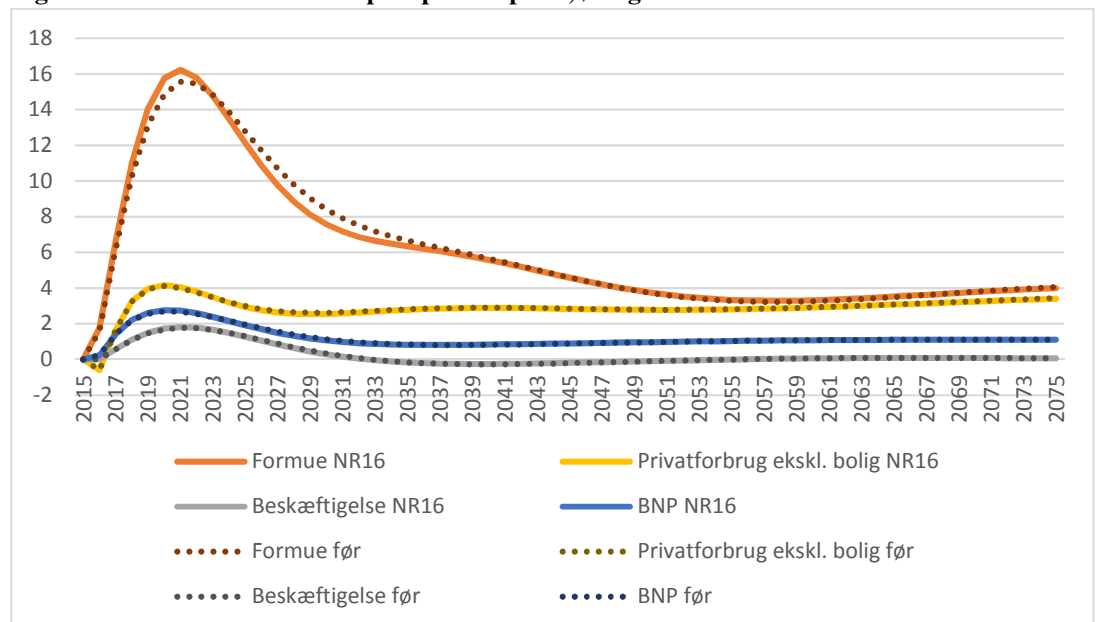
Figur 14: Permanent øget offentligt varekøb med 1 %, øvrige variable

Stød til renten

Det andet eksperiment på ADAM er et rentestød, hvor renten sænkes fra ca. 3.5% til 2.5%. Rentefaldet får kapitalomkostningerne til at falde, og dette vil få investeringer og boligpriser til at stige. Som før stiger boligpris og boliginvesteringer mere og hurtigere ved den nye boligmodel end den gamle pga. de numerisk større tilpasningsparametre i den nye boligprisrelation, jf. Figur 15. Det er ikke nemt at se en forskel i boligkapitalmængden, men zoomes der ind på denne, vil man kunne se, at boligkapitalmængden også reagerer lidt mere og hurtigere i Okt16 med den nye boligmodel inkluderet, jf. Figur 16.

Stigningen i boligprisen rammer den forbrugsbestemmende formue igennem boligformuen, og formuestigningen får forbruget til at stige, jf. Figur 17. Reaktionen i forbruget sker med en forsinkelse på et år, fordi renten ikke indgår direkte i forbrugsfunktionen. Heller ikke ved dette stød er der stor forskel på forbrugsreaktionen, når boligmodellen i ADAM skiftes ud, fordi formuens elasticitet i forbrugsrelationen er lille. Derfor reagerer beskæftigelsen og BNP nogenlunde ens i de to versioner af modellen, jf. Figur 17.

På langt sigt ligger de fleste variable over grundforløbets niveau, fordi kapitalen er blevet permanent billigere, mens lønnen er steget som reaktion på den initiale stigning i beskæftigelsen. Der investeres derfor også mere på langt sigt end der ville være blevet uden rentenedsættelsen. Den højere løn presser desuden beskæftigelsen tilbage til udgangspunkt. Som ovenfor ses det, at alle variable ender på samme langsigtsniveau uanset hvilken boligmodel, der benyttes i Okt16.

Figur 15: Permanent rentefald på 1 procentpoint, boligvariable**Figur 16: Permanent rentefald på 1 procentpoint, boligkapitalmængden****Figur 17: Permanent rentefald på 1 procentpoint, øvrige variable**

Konklusion

Boligmodellen er blevet reestimeret på det nyreviderede nationalregnskab, NR16. De nye data skaber lidt problemer for boligkapitalmængderelationen, fordi to store dyk i den nye boligkapitals vækst ikke kan forklares af den nuværende relation. Som nødløsning indføres en dummy for hvert dyk, dvs. en dummy for 1999 og en for 2005.

Med de to dummies, får ændringen i Tobins q en signifikant parameter, der næsten er på niveau med tidligere. De store residualer i 1999 og 2005 forsvinder med de to dummies, og de resterende residualer ser også pæne ud.

Revisionen har desuden betydet, at nogle af parametrene i boligprisligningen er blevet numerisk større. Betydningen af dette ses ved forsøg på boligdelmodellen, hvor der stødes til henholdsvis offentlig forbrug og rente. Det ses at boligprisen reagerer mere og hurtigere med den nye reestimerede boligprisrelation. Indførelsen af de to dummies i boligkapitalrelationen reducerer boligprisens udsving en smule, for en højere parameter til ændringen i Tobins q får kapitalen til at reagere hurtigere på ændringer i boligprisen, og reaktionen i udbuddet af boligkapital modererer boligprisens udsving.

Eksperimenterne på ADAM Okt16 med hhv. gammel og ny boligmodel tyder på, at de ny-estimerede parametre primært får betydning for boligvariablenes reaktion på stød. Dermed har ændringen i parametrene også en vis betydning for boligformuen og dermed den forbrugsbestemmende formue, men elasticiteten til formuen er relativt lille i forbrugsfunktionen, så den ændrede boligmodel har ikke særlig stor betydning for den resterende del af økonomien.