

Reestimation af makroforbrugsrelationen til Okt16

Resumé:

I dette papir dokumenteres reestimationen af makroforbrugsrelationen til modelversion ADAM Oktober 2016, Okt16. Der estimeres på det nyligt reviderede nationalregnskab NR2016 fra november 2016, hvor 2013 er blevet sidste endelige år, og ift. modelversion Okt15 er indkomstbegreberne i relationen ændret, jf. BGS16516.

Det undersøges desuden, hvad en ny formulering af boligformuen, jf. NMH02715, betyder for parameterestimerne i makroforbrugsrelationen.

BGS16d16

Nøgleord: Reestimation, makroforbrug, 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

Fejlkorrektionsmodellen for privatforbruget til modelversion Okt16 er magen til relationen i Okt15 og givet ved ligning (1) for langsigtsrelationen og (2) for den samlede relationen:

$$\text{Log} \left(\frac{Cpuxhw}{pcpuxh} \right) = a1 \cdot \text{Log} \left(\frac{Ydl_{hc}}{pcpuxh} \right) + a2 \cdot \text{Log} \left(\frac{Wcp}{pcpuxh} \right) + a3 \cdot d4708 + a4 \quad (1)$$

$$\text{Dlog} \left(\frac{Cpuxh}{pcpuxh} \right) = aa1 \cdot \text{Dlog} \left(\frac{Ydk_h}{pcpuxh} \right) + aa2 \cdot \text{Diff}(d4708) + aa3 \cdot \text{Log} \left(\frac{Cpuxh(-1)}{Cpuxhw(-1)} \right) \quad (2)$$

Ydl_hc: Forbrugsbestemmende indkomst, langt sigt

Ydk_h: Forbrugsbestemmende indkomst, kort sigt

Wcp: Forbrugsbestemmende formue

Cpuxhw: Ligevægtsniveau for privat forbrug minus bolig

Cpuxh: Privat forbrug i alt minus bolig

pcpuxh: Prisen på Cpuxh

d4708: Dummy for perioden 1947-2008

I november 2016 udkom nationalregnskabet i en revideret udgave, NR2016. I det følgende estimeres makroforbrugsfunktionen på de nyreviderede nationalregnskabstal, og det undersøges, hvilken betydning denne revision har på forbrugsrelationens parameterestimer og fit. Der sammenlignes med en estimation på data fra før revisionen af NR.

I modelgruppepapiret NMH02715 fremsættes et forslag til en ny formulering af boligformuen, som er en del af den forbrugsbestemmende formue, *Wcp*. Det undersøges i det følgende, hvilken betydning den nye formulering af boligformuen har for parameterestimerne til makroforbrugsrelationen.

Til modelversion Okt16 er der ændret i definitionen af de forbrugsbestemmende indkomster. I tidligere modelversioner blev både de obligatoriske og de frivillige pensionsopsparinger trukket ud af indkomsterne. På den måde blev begge former for pensionsopsparing behandlet som en slags skat på indkomsten.

I den nye definition af de forbrugsbestemmende indkomster bliver frivillige pensionsopsparinger ikke længere trukket ud af indkomsten. Således vil kun den obligatoriske pensionsopsparing blive opfattet som en skat, mens den frivillige pensionsopsparing svarer til en fri opsparing. I papiret BGS16516 dokumenteres effekterne af denne ændring.

Estimation

Langsigtsrelationen

Første trin i estimationen af fejlkorrektionsmodellen for makroforbruget er at estimere langsigtsligningen (1). Tabel 1 viser resultaterne af estimationer på data fra før NR-revisionen og på data efter NR-revisionen med gammel og ny formulering af boligformuen. Det bemærkes, at der ikke er specielt stor forskel på ”før”- og ”efter”-estimationerne. Den største forskel ses i parameterestimatet til dummyen, der bliver større, når de nye data benyttes.

Tabel 1: Estimation af langsigtsligningen, urestrikeret.

FORKLARET VARIABLE:	Efter NR-revision 2016:	Efter NR-revision 2016: (Ny boligformue)	Før NR-revision 2016:
	ESTIMAT (STANDARD ERROR)	ESTIMAT (STANDARD ERROR)	ESTIMAT (STANDARD ERROR)
<i>log(Cpuxh/pcpuxh)</i>			
<i>Constant</i>	0.0781 (0.3627)	-0.1144 (0.3566)	-0.0757 (0.3528)
<i>Log(Ydl_hc/pcpuxh)</i>	0.8412 (0.0452)	0.8630 (0.0417)	0.8559 (0.0414)
<i>Log(Wcp/pcpuxh)</i>	0.1260 (0.0279)	0.1189 (0.0267)	0.1241 (0.0273)
<i>d4708</i>	0.0770 (0.0172)	0.0804 (0.0174)	0.0613 (0.0182)
Estimationsperiode:	1974-2013	1974-2013	1974-2012
SE of regr.:	0.0288	0.0289	0.0289
log-likelihood:	87.2489	87.082	84.9752

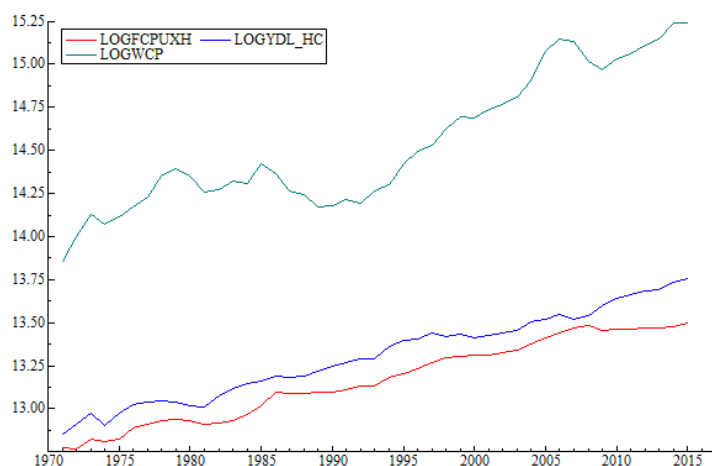
Da vi har med en langsigtsligning at gøre, hvor både den afhængige og de forklarende variable ikke er stationære, jf. Figur 1, bør man teste om der er kointegration mellem de tre variable, f.eks. ved et Augmented Dickey-Fuller test. Her testes om residualerne fra estimationen er stationære. Den kritiske værdi for en ligning med 3 forklarende variable på et 5% signifikansniveau i en Dickey Fuller fordeling er -4.10. Som Tabel 2 viser, findes der ikke kointegration i langsigtsligningen hverken før eller efter revisionen. Faktisk er det blevet sværere at finde kointegration efter revisionen. Benyttes den nye boligformue bliver det dog lidt mindre svært at finde kointegration.

Den manglende kointegration betyder i realiteten, at den opstillede langsigtsligning ikke er anvendelig som langsigtsligning. Der vendes tilbage til denne problemstilling senere i papiret.

Tabel 2: Kointegrationstest, urestrikeret estimation

TESTS	Efter NR- revision 2016:	Efter NR-revision 2016 (Ny boligformue):	Før NR-revision 2016:
ADF-test med 1 lag	t-værdi: -3.69	t-værdi: -3.87	t-værdi: -3.99

Den kritiske værdi i en DF-fordeling med 3 forklarende variable i estimationen er på et 5%-signifikansniveau $t = -4.10$.

Figur 1: Udviklingen i forbrug, indkomst og formue, 1971-2015, efter NR-revisionRestrikeret estimation

Tidligere har elasticiteterne til indkomst og formue været restrikeret til 0.9 og 0.1, således at de summerer til 1, og langsigtsligningen bliver homotetisk. Indføres restriktionerne på 0.9 og 0.1 på henholdsvis indkomst- og formueelasticiteten, fås estimationsresultatet i Tabel 3. Forskellen mellem estimationen på data før og efter NR-revisionen er primært, at parameterestimatet til dummy'en *d4708* er blevet højere. Med restriktionen af elasticiteten til formuen har indførelsen af den nye boligformue ikke længere nogen signifikant betydning, og parameterestimerne er nogenlunde ens ved estimationerne på de reviderede data med ny og gammel boligformue.

Tabel 3: Langsigtsligningen, restrikeret estimation.

FORKLARET VARIABEL:	Efter NR-revision 2016:	Efter NR-revision 2016:	Før NR-revision 2016:
	ESTIMAT	(Ny boligformue) ESTIMAT	ESTIMAT
	(STANDARD ERROR)	(STANDARD ERROR)	(STANDARD ERROR)
<i>log(Cpuxh/pcpuxh)</i>			
<i>Constant</i>	-0.3333 (0.0128)	-0.3347 (0.0127)	-0.3155 (0.0143)
<i>Log(Ydl_hc/pcpuxh)</i>	0.9 (-)	0.9 (-)	0.9 (-)
<i>Log(Wcp/pcpuxh)</i>	0.1 (-)	0.1 (-)	0.1 (-)
<i>d4708</i>	0.0845 (0.0137)	0.0837 (0.0136)	0.0643 (0.0151)
Estimationsperiode:	1974-2013	1974-2013	1974-2012
SE of regr.:	0.0287	0.0285	0.0286
log-likelihood:	86.2977	86.6486	84.349

Et Augmented Dickey-Fuller test viser, ikke overraskende, at heller ikke den restrikerede estimation giver stationære residualer, så nulhypotesen om ingen kointegration må accepteres, jf. Tabel 4.

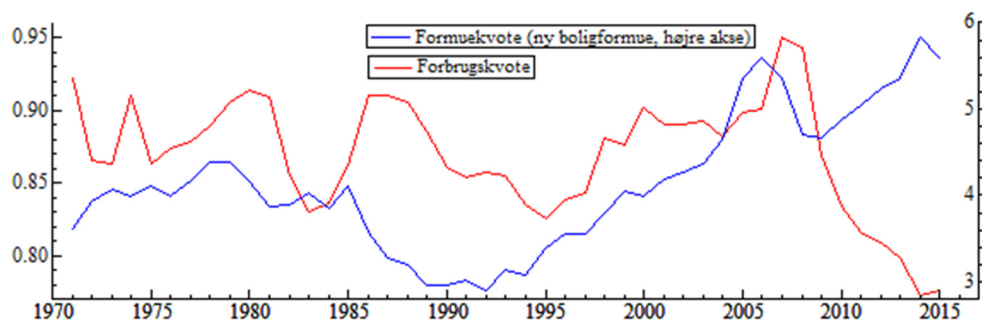
Tabel 4: Kointegrationstest, restriktet estimeration

TESTS	Efter NR-revision 2016:	Efter NR-revision 2016 (Ny boligformue):	Før NR-revision 2016:
ADF-test med 1 lag	t-værdi: -3.60	t-værdi: -3.80	t-værdi: -3.89

Den kritiske værdi i en DF-fordeling med 3 forklarende variable i estimationen er på et 5%-signifikansniveau $t = -4.10$.

Den manglende sammenhæng mellem forbrugs- og formuekvoten er ikke en ny problemstilling i ADAM's makroforbrugsrelation. Modelgruppepapirerne RBJ15513 og BGS16916 adresserer problemet med, at formuekvoten stikker af fra forbrugskvoten i den sidste del af samplet, jf. Figur 2, og begge papirer har forslag til, hvorledes sammenhængen mellem kvoterne kan etableres.

Ændringerne er imidlertid endnu ikke indarbejdet i makroforbrugsrelationen, så indtil videre må det accepteres, at der ikke er kointegration i langsigtsligningen.

Figur 2: Forbrugs- og formuekvoten, data efter NR-revision

Fejlkorrrektionsligningen

Næste trin i fejlkorrrektionsmodellen er at estimere fejlkorrrektionsligningen (2) med residualerne fra langsigtsligningen som fejlkorrrektionsvariablen $\text{Log}(C_{puxh}/C_{puxhw})$. Den manglende kointegration i langsigtsligningen ødelægger også balancen i fejlkorrrektionsligningen, hvor langsigtsrelationens residualer er den eneste ikke-stationære variabel.

Resultatet af at estimere fejlkorrrektionsligningen ses i Tabel 5. Forskellen mellem estimationsresultaterne er igen minimale.

De tre test i nedenstående tabel viser, at der ikke er autokorrelation i residualerne ved alle tre estimationer, og at residualerne er normalfordelte og heteroskedastiske.

Tabel 5: Estimation af kortsigtsgligningen, urestrikeret

FORKLARET VARIABLE:	Efter NR- revision 2016:	Efter NR-revision 2016 (Ny boligformue):	Før NR-revision 2016:
<i>Dlog(Cpuxh/pcpuxh)</i>	ESTIMAT (STANDARD ERROR, HACSE)	ESTIMAT (STANDARD ERROR, HACSE)	ESTIMAT (STANDARD ERROR)
<i>Constant</i>	0.0109 (0.0029)	0.0112 (0.0029)	0.0113 (0.0028)
<i>Dlog(Ydk_h/pcpuxh)</i>	0.3958 (0.0995)	0.3745 (0.0986)	0.3890 (0.0943)
<i>dd4708</i>	0.0446 (0.0153)	0.0429 (0.0152)	0.0426 (0.0148)
<i>Log(Cpuxh(-1) /Cpuxhw(-1))</i>	-0.4513 (0.0844)	-0.4574 (0.0844)	-0.4724 (0.0821)
Estimationsperiode:	1975-2013	1975-2013	1975-2012
SE of regr.:	0.0141	0.0140	0.0134
log-likelihood:	113.019	113.262	111.961

TESTS	Efter NR-revision 2016	Efter NR-revision 2016 (Ny boligformue):	Før NR-revision 2016
AR 1-2 test <i>LM</i>	F(2,33) = 0.20056 [0.8193]	F(2,33) = 0.1825 [0.8340]	F(2,32) = 0.083806 [0.9198]
Normality test <i>Jarque-Bera</i>	Chi ² (2) = 0.98289 [0.6117]	Chi ² (2) = 1.0463 [0.5927]	Chi ² (2) = 1.9806 [0.3715]
Hetero test <i>White</i>	F(4,33) = 1.2835 [0.2964]	F(4,33) = 1.4288 [0.2463]	F(4,32) = 1.9237 [0.1305]

I den firkantede parentes [...] findes testets p-værdi.

Restrikeret estimation

I tidligere modelversioner har førsteårseffekten til indkomsten været estimeret forholdsvist lavt og blev derfor restrikeret til 0.4, da det ikke er ønskværdigt for modellens egenskaber at have en for lav koefficient til denne variabel. I nuværende estimation ligger det frie estimat meget tæt på 0.4, så restriktionen kan virke overflødig, men fastholdes dog alligevel.

Resultatet af estimationerne, hvor førsteårseffekten restrikeres ses i Tabel 7. Som i Tabel 5 har revisionen betydet, at tilpasningstiden mod langsigten er faldet en smule, mens standardfejlen på regressionen er steget.

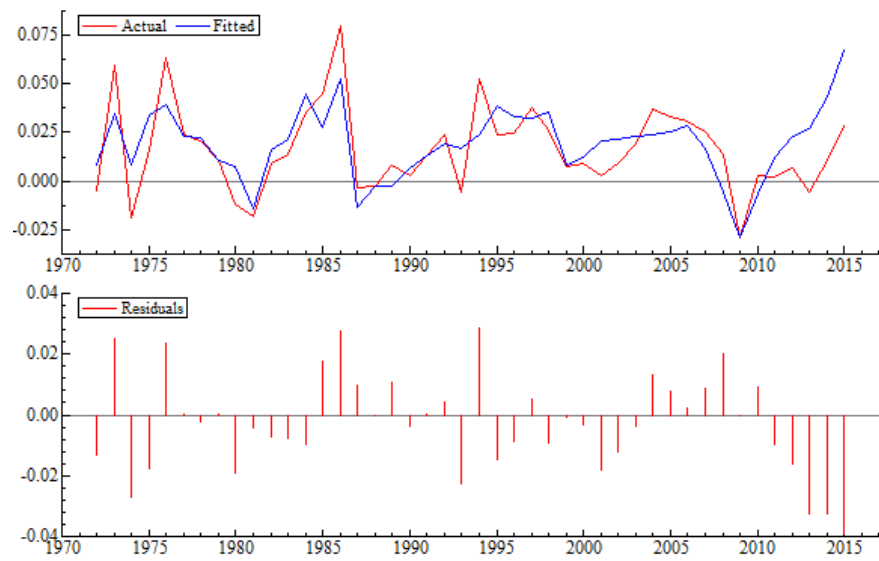
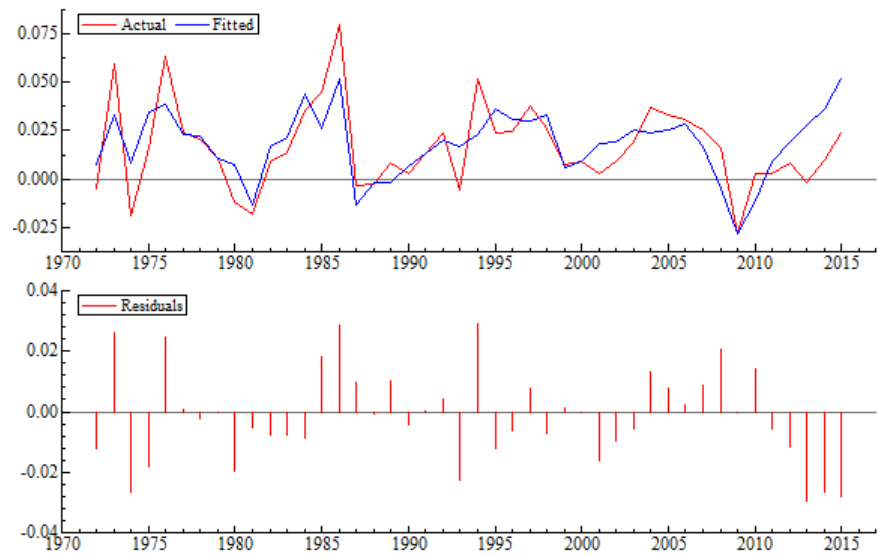
Tabel 7: Estimation af kortsigtsgligningen, restrikeret

FORKLARET VARIABLE:	Efter NR-revision 2016:	Efter NR-revision 2016 (Ny boligformue):	Før NR-revision 2016:
<i>Dlog(Cpuxh/pcpuxh)</i>	ESTIMAT (STANDARD ERROR)	ESTIMAT (STANDARD ERROR)	ESTIMAT (STANDARD ERROR)
<i>Constant</i>	0.0108 (0.0023)	0.0108 (0.0022)	0.0111 (0.0022)
<i>Dlog(Ydk_h/pcpuxh)</i>	0.4 (-)	0.4 (-)	0.4 (-)
<i>dd4708</i>	0.0448 (0.0145)	0.0440 (0.0145)	0.0431 (0.0140)
<i>Log(Cpuxh(-1) /Cpuxhw(-1))</i>	-0.4517 (0.0828)	-0.4587 (0.0831)	-0.4730 (0.0807)
Estimationsperiode:	1975-2013	1975-2013	1975-2012
SE of regr.:	0.0139	0.0138	0.0132
log-likelihood:	113.018	113.225	111.954

TESTS	Efter NR-revision 2016	Efter NR-revision 2016 (Ny boligformue):	Før NR-revision 2016
AR 1-2 test <i>LM</i>	F(2,34) = 0.19166 [0.8265]	F(2,34) = 0.19010 [0.8277]	F(2,33) = 0.089374 [0.9147]
Normality test <i>Jarque-Bera</i>	Chi ² (2) = 0.92185 [0.6307]	Chi ² (2) = 0.68398 [0.7104]	Chi ² (2) = 1.7455 [0.4178]
Hetero test <i>White</i>	F(5,33) = 1.1251 [0.3664]	F(5,33) = 1.2646 [0.3024]	F(5,32) = 1.6954 [0.1642]

I den firkantede parentes [...] findes testets p-værdi.

En sammenligning af fit og residualer for estimationen på data før og efter revisionen med den nye boligformue viser, at der i den historiske periode ikke er specielt stor forskel på de to relationer, jf. Figur 3 og 4. Fra 2012 er det imidlertid estimationen på de nye data, som klarer sig bedst. Især i årene 2013-2015 rammer den estimerede ligning på de nye data markant bedre den faktiske udvikling i forbruget end estimationen på de gamle data gør.

Figur 3: Fit og residualer før NR-revision**Figur 4: Fit og residualer efter NR-revision med ny boligformue**

Konklusion

Makroforbrugsrelationen er hermed reestimeret for første gang siden revisionen af nationalregnskabet i november 2016. Estimationsperioden er udvidet til at indeholde 2013, og betydningen af en ny formulering af boligformuen, jf. NMH02715, er undersøgt.

Revisionen af NR har ikke fået specielt stor betydning for parameterestimerterne. Regressionens standardfejl stiger en smule ved benyttelse af de reviderede NR-tal. Fit og residualer frem til 2015 viser at estimationen på de nye tal præsterer bedre i de seneste år 2012-2015.

Med restriktionerne er der ikke nogen nævneværdig forskel på at benytte gammel eller ny boligformue.

Under estimationen er det endnu engang blevet klart, at langsigsrelationen i makroforbrugsfunktionen ikke kointegrerer, og i teorien er forudsætningerne for en fejlkorrektionsligning derfor ikke opfyldt. Det er ikke et nyt problem, og der er tidligere fremsat forslag til forbedringer til forbrugsrelationen, som dog endnu ikke er blevet implementeret.

Litteraturliste

Jensen, Ralph Bøge og Knudsen, Dan:

- "*Forslag til forbrugsrelation med vægtet formue*", Modelgruppen, Danmarks Statistik (RBJ15513)

Sønnichsen, Britt Gyde:

- "*Forslag til ændringer i forbrugsligningen*", Modelgruppen, Danmarks Statistik (BGS16516)

Hansen, Nikolaj Mose:

- "*Ny kilde til boligformuen*", Modelgruppen, Danmarks Statistik (NMH02715)