

Reestimation af makroforbrugsrelationen til ADAM modelversion Okt18

Resumé:

I dette papir præsenteres reestimationen af makroforbrugsrelationen til ADAM modelversion Okt18. Der er ingen respecifikation og ingen ændring i estimationsmetode. Den estimerede koefficient for dummy-variablen, d4708, stiger lidt, men derudover ændrer reestimationen ikke meget på de estimerede parametre. Relationen rammer fortsat dårligt i den sidste del af perioden, særligt i de foreløbige år.

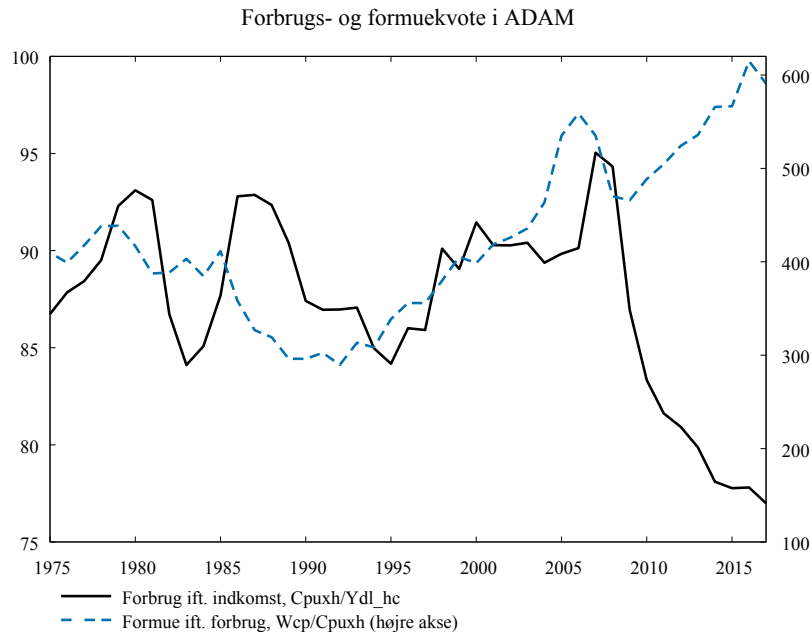
NNA181018

Nøgleord: Reestimation, makroforbrugsrelation, Okt18

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 dette papir præsenteres reestimationen af makroforbrugsrelationen til ADAM modelversion Okt18. Langsigtsrelationen for forbruget antager, at forbrugskvoten på langt sigt bestemmes af formuekvoten. På trods af, at boligpriserne og husholdningernes formue stiger igen efter krisen, har forbrugskvoten fortsat sit fald og er blevet meget lav. Forbrugsfunktionen kan kun med en skiftdummy forklare den svage forbrugsstigning siden finanskrisen. Forbrugs- og formuekvoten sammenholdes i figuren nedenfor:



Figur 1: Forbrugs- og formuekvote i ADAM

Som det fremgår af figuren, er tendensen til at formuekvoten trækker forbrugskvoten forsvundet efter finanskrisen. Efter 2008 fortsætter forbrugskvoten med at falde, mens boligprisen og formuen rettes op igen. Mulige forbedringer af forbrugsfunktionen blev diskuteret i BGS16916 og DKN13418, men er endnu ikke implementeret. Afsnit 2 præsenterer estimationsresultaterne og afsnit 3 konkluderer.

2 Estimationsresultater

Makroforbrugsrelationen er givet ved (1) for langsigtsrelationen og (2) for den samlede relation:

$$\log\left(\frac{Cpuxhw}{pcpuxh}\right) = a1 \cdot \log\left(\frac{Ydl_hc}{pcpuxh}\right) + a2 \cdot \log\left(\frac{Wcp}{pcpuxh}\right) + a3 \cdot d4708 + a4 \quad (1)$$

$$d\log\left(\frac{Cpuxh}{pcpuxh}\right) = aa1 \cdot d\log\left(\frac{Ydk_hc}{pcpuxh}\right) + aa2 \cdot \text{diff}(d4708) \quad (2)$$

$$+aa3 \cdot \log\left(\frac{Cpuxh(-1)}{Cpuxhw(-1)}\right)$$

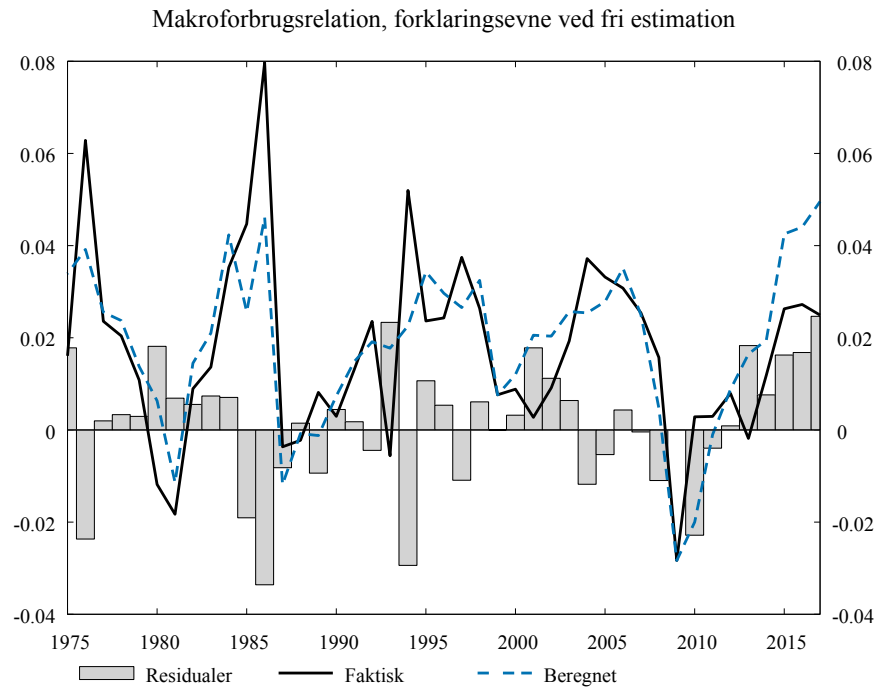
Hvor Ydl_{hc} og Ydk_h er den forbrugsbestemmende indkomst på henholdsvis langt og kort sigt, Wcp er den forbrugsbestemmende formue, $Cpuxhw$ er ligevægtsniveauet for privat forbrug minus bolig, $Cpuxh$ er det faktiske private forbrug minus bolig, $pcpuxh$ er prisen på $Cpuxh$ og $d4708$ er en dummy, som er 1 i perioden 1947-2008, og nul derefter. På kort sigt er makroforbruget bestemt af ændringer i den kortsigtede indkomst, mens der sker en langsigtet tilpasning mod det ønskede forbrugsniveau.

Makroforbrugsrelationen beskrevet ved (1) og (2) estimeres først uden restriktioner. Estimationsresultaterne for den urestrikerede forbrugsfunktion fremgår af tabellen nedenfor. Der sammenlignes med estimationen til modelversion Okt16. Der er overordnet set ikke stor forskel i størrelsen på de estimerede koefficienter. Koefficienten $a1$, der repræsenterer indkomstelasticiteten, estimeres dog til 0,93 mod 0,86 i Okt16. Samtidig er koefficienten, $a2$, der repræsenterer formueelasticiteten, faldet lidt. Koefficienten til dummyen, $d4708$, er steget fra 0,08 til 0,13.

Tabel 1: Estimationsresultater for makroforbrugsrelationen, Okt16 og Okt18

Parameter	Okt16		Okt18	
	Koefficient	Std. Afvigelse	Koefficient	Std. Afvigelse
aa1 $dlog\left(\frac{ydk_{hc}}{pcpuxh}\right)$	0,3745	0,0986	0,344772	0,100255
aa2 $diff(d4708)$	0,0429	0,0152	0,052052	0,016224
aa3 $log\left(\frac{cpuxh[-1]}{cpuxhw[-1]}\right)$	-0,4574	0,0844	-0,413766	0,081615
a1 $log\left(\frac{ydl_{hc}[-1]}{pcpuxh[-1]}\right)$	0,8630	0,0417	0,927292	0,051533
a2 $log\left(\frac{wcp[-1]}{pcpuxh[-1]}\right)$	0,1189	0,0267	0,092220	0,033109
a3 $d4708$	0,0804	0,0174	0,132948	0,023161
Loglikelihood	113,019		117,613	
R ² / SE for regression	0,0141		0,617890/0,014079	
Periode	1975-2013		1975-2014	

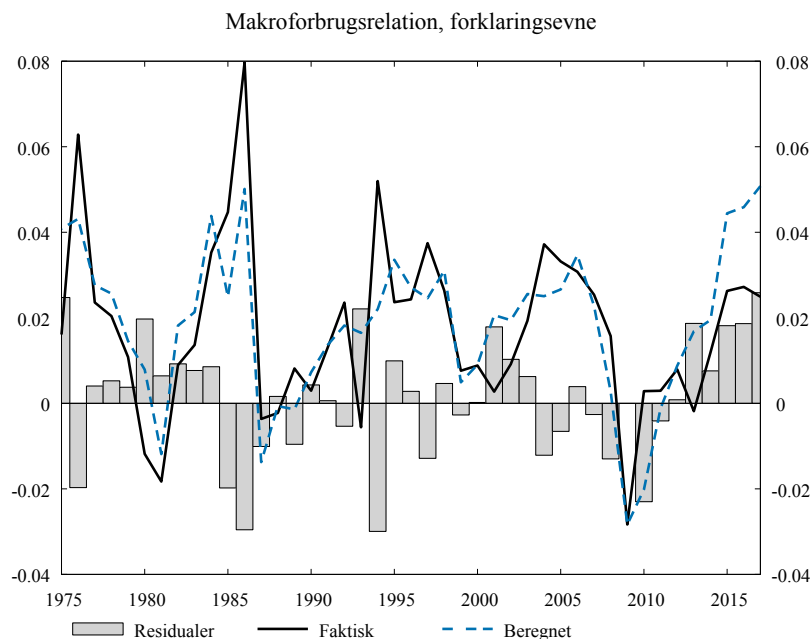
Som det fremgår, har forbrugsrelationen trods dummyvariablen svært ved at forklare forbrugsudviklingen i den sidste del af perioden:



Figur 2: Forklaringsevne ved fri estimation

Makroforbrugsrelationen estimeres også med restriktioner til brug for ADAM. Førsteårs indkomstelasticitet, $aa1$, restringeres til 0,4. Førsteårs elasticiteten er afgørende for de finanspolitiske multiplikatorer, og forsøgene med andre modelspecifikationer tyder på en lidt højere kortsigtet indkomstelasticitet end den hidtil estimerede. Det er rationalet for at øge første års indkomstelasticitet til 0,4. Der indføres desuden en restriktion på langsigtens indkomst- og formueelasticiteter, som sættes til henholdsvis 0,90 og 0,10, så de summerer til 1. Sumrestriktionen sikrer, at 1 pct. forøgelse af indkomst og formue øger forbruget med 1 pct. Restriktionen af indkomstelasticiteten til 0,90 betyder, at forbruget på langt sigt stiger med 0,90 pct. hvis indkomsten stiger med 1 pct., og med 0,10 pct. hvis formuen stiger med 1 pct. Ved den frie estimation er summen af de to elasticiteter større end 1.

Som tidligere nævnt, er skiftdummyen (d4708) nødvendig for at forbrugsrelationen kan ramme i 2009, hvor finanskrisen slog igennem på økonomien og den særlige pensionsopsparing blev udbetalt. Ligeledes ville der have været større problemer efter 2009 uden dummyen. Der er dog stadig udfordringer med at ramme, særligt efter 2013 og i de foreløbige år, som det fremgår af Figur 3 nedenfor:



Figur 3: Forklaringssevne ved restrikeret estimation ($aa1=0,4$, $a1=0,9$ og $a2=0,1$)

Resultaterne for den restringerede estimation fremgår af tabellen nedenfor. Når der sammenlignes med koefficienterne ved den seneste reestimation til modelversion Okt16, fremgår det at $aa2$ er lidt større og $aa3$ er lidt mindre. Koefficienten til dummyen, $d4708$, er steget fra 0,084 til 0,125. I den seneste reestimation til modelversion Okt16, sås også en betydelig stigning i koefficienten til dummyen, når der blev sammenlignet med reestimationen til modelversion Okt15, så dummyen får større og større betydning. Derudover minder de to estimationer meget om hinanden.

Tabel 2: Estimationsresultater for makroforbrugsrelationen med restriktioner, Okt16 og Okt18

Parameter	Okt16		Okt18	
	Koefficient	Std. Afvigelse	Koefficient	Std. Afvigelse
$aa1$ $dlog\left(\frac{ydk_hc}{pcpuxh}\right)$	0,4	-	0,4	-
$aa2$ diff(4708)	0,0440	0,0145	0,052615	0,014047
$aa3$ $log\left(\frac{cpuxh[-1]}{cpuxhw[-1]}\right)$	-0,4587	0,0831	-0,421060	0,077847
$a1$ $log\left(\frac{ydl_hc[-1]}{pcpuxh[-1]}\right)$	0,9	-	0,9	-
$a2$ $log\left(\frac{wcp[-1]}{pcpuxh[-1]}\right)$	0,1	-	0,1	-
$a3$ $d4708$	0,0837	0,0136	0,124650	0,016330
Loglikelihood	113,018		117,139	
R ² / SE for regression	0,0139		0,610132 / 0,013640	
Periode	1975-2013		1975-2014	

Alle de estimerede parametre er signifikante, som det fremgår af tabellen ovenfor. Durbin-Watson testen kan ikke afvise, at der ikke findes autokorrelation i fejllede. Ligeledes viser et LM-test af 1. ordens autokorrelation at nulhypotesen om ingen førsteordens autokorrelation ikke kan afvises. Det indikerer at residualerne fra den forrige periode ikke har signifikant betydning for den afhængige variabel. Se bilag.

3 Konklusion

Makroforbruget er reestimeret til modelversion ADAM Okt18 og estimationsperioden udvidet til at indeholde 2014. Der er ingen ændringer i estimationsmetode i forhold til den seneste reestimation. Parametrene $a1$ og $a2$ er fortsat restringeret til 0,90 og 0,10. Koefficienten til dummyen $d4708$ estimeres lidt større (0,125 i forhold til 0,084 i seneste reestimation), så tendensen til at dummens koefficient vokser med estimationsperioden fortsætter. Overordnet medfører reestimationen til Okt18 dog ikke store ændringer i makroforbrugsrelationen, som fortsat rammer dårligt i den sidste del af perioden.

4 Litteraturliste

Sønnichsen, Britt Gyde (2016): ”Undersøgelse af forbrugsfunktion, især om aldersvariabel, realrente og vægtet formue”. Danmarks Statistik, arbejdspapir. BGS16916.

Sønnichsen, Britt Gyde (2016): ”Reestimation af makroforbrugsrelationen til Okt16”. Danmarks Statistik, arbejdspapir. BGS16d16

Knudsen, Dan (2018): ”Hvordan forbedres forbrugsfunktionens fit?”. Danmarks Statistik, arbejdspapir. DKN13418

Bilag

Standard Errors computed from heteroscedastic-consistent matrix
(Robust-White)

Parameter	Estimate	Standard Error	t-statistic	P-value
AA2	.052615	.014047	3.74572	[.000]
AA3	-.421060	.077847	-5.40884	[.000]
A1	.124650	.016330	7.63338	[.000]
A2	-.334344	.014490	-23.0737	[.000]

Standard Errors computed from quadratic form of analytic first
derivatives (Gauss)

Equation: SDLCPUXH
Dependent variable: DLCPUXH

Mean of dep. var. = .016782
Std. dev. of dep. var. = .020951
Sum of squared residuals = .669785E-02
Variance of residuals = .186051E-03
Std. error of regression = .013640
R-squared = .610132
Adjusted R-squared = .577643
LM het. test = 6.53887 [.011]
Durbin-Watson = 1.94348 [.236,.639]

Current sample: 1975 to 2014

LM test på 1. ordens autokorrelation:

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
DD4708	.053317	.013599	3.92067	[.000]
LANG	-.405861	.072904	-5.56703	[.000]
C	-.134654	.026356	-5.10907	[.000]
@RES(-1)	-.028304	.166383	-.170116	[.866]