

Reestimation af makroforbrugsrelationen

Resumé:

Dette arbejdsrapport viser reestimationen af makroforbrugsrelationen til juni 14, hvor der er ændringer i data i den kortsigtede disponible indkomst for husholdningerne, Y_{dk_h} . Der er desuden lavet estimation på perioden 1975-2012, hvor data for årene 2010-2012 er foreløbige.

Nøgleord: forbrug

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 opstilles der udregninger, der ligger bag makroforbrugsrelationens parameterværdier, som ligger i Jun14. Samplet med endelige data er stadig 1975-2009, da der ikke er udkommet nyt endeligt data. De relevante ændringer fra jul13 til jun14 vedrører i den kortsigtede disponible indkomst for husholdningerne, *Ydk_h*. Ændringens størrelse kan ses i tabel 1.

Årsagen til ændringen findes i omformuleringen af *Ydk_h*, hvor der introduceres en endogen variabel for husholdningernes andel af bruttorestindkomsten i boligerhvervet, *byrhh*. I modelversion Jul13 indgik denne som konstant sat til 0,724. Dette er nærmere beskrevet i NBR02914.

Tabel 1: Ændringer i *Ydk_h* mellem jul13 og jun14.

	Ydk_h i jul13	Ydk_h i jun14	Forskel	Procent
1975	117.638	117.967	330	0,28
1976	132.177	132.454	277	0,21
1977	147.441	147.593	152	0,10
1978	161.003	161.037	34	0,02
1979	176.474	176.429	-46	-0,03
1980	196.541	196.655	114	0,06
1981	214.356	214.574	218	0,10
1982	247.584	248.019	435	0,18
1983	257.892	258.484	592	0,23
1984	279.333	280.328	995	0,36
1985	282.447	283.525	1.078	0,38
1986	307.311	308.686	1.375	0,45
1987	317.272	318.391	1.119	0,35
1988	336.691	338.379	1.688	0,50
1989	358.939	360.908	1.970	0,55
1990	372.301	374.245	1.943	0,52
1991	388.754	390.472	1.717	0,44
1992	403.955	405.860	1.904	0,47
1993	412.459	416.043	3.584	0,87
1994	435.533	439.251	3.718	0,85
1995	465.163	468.896	3.733	0,80
1996	479.761	483.412	3.651	0,76
1997	490.319	493.979	3.660	0,75
1998	511.549	515.213	3.664	0,72
1999	516.412	518.815	2.404	0,47
2000	526.423	528.826	2.403	0,46
2001	556.293	558.845	2.551	0,46
2002	571.849	574.486	2.637	0,46
2003	593.497	596.059	2.562	0,43
2004	623.932	626.595	2.662	0,43
2005	642.360	645.150	2.791	0,43
2006	667.762	670.846	3.084	0,46
2007	675.785	679.620	3.835	0,57
2008	708.467	710.795	2.328	0,33
2009	759.552	763.490	3.938	0,52

2. Markoforbrugsrelationen i ADAM

Relationen for makroforbruget består af to dele. En kortsigtsdel og en langsigtsdel der tilsammen beskriver udviklingen i det private forbrug eksklusiv boligydelse.

$$(1) \quad \text{Log}\left(\frac{C_{puxhw}}{pc_{puxh}}\right) = a_1 \cdot \text{Log}\left(\frac{Y_{dl_{hc}}}{pc_{puxh}}\right) + (1 - a_1) \cdot \text{Log}\left(\frac{W_{cp}}{pc_{puxh}}\right) + a_2$$

C_{puxhw} : Ønskede samlede forbrug ekskl. boligydelse
 pc_{puxh} : Prisindeks for forbrug ekskl. boligydelse
 $Y_{dl_{hc}}$: Disponibel indkomst, lang sigt
 W_{cp} : Den private formue

Langsigtsrelationen i ligning (1) beskriver forbruget på baggrund af den disponible indkomst og formue. a_1 er indkomstelasticiteten, mens $(1-a_1)$ er formueelasticiteten.

$$(2) \quad \text{Dlog}\left(\frac{C_{puxh}}{pc_{puxh}}\right) = aa_1 \cdot \text{Dlog}\left(\frac{Y_{dk_h}}{pc_{puxh}}\right) + aa_2 \cdot \text{Log}\left(\frac{C_{puxh(-1)}}{C_{puxhw(-1)}}\right) + aa_3$$

C_{puxh} : Samlet forbrug ekskl. boligydelse
 Y_{dk_h} : Disponibel indkomst, kort sigt

Kortsigtsdynamikken i ligning (2) omfatter udelukkende den reale indkomstændring. Her kan koefficienten, aa_1 , tolkes som den marginale indkomstelasticitet.

3. Estimation af makroforbrugsrelationen

Ved fri estimation opnås følgende koefficienter:

$$\begin{aligned} \text{Dlog}(f_{cpuxh}) = & 0,3025 * \text{dlog}(y_{dk_h}/pc_{puxh}) - 0,6063 * \text{log}(f_{cpuxh}(-1)) + \\ & \mathbf{(0,1009)} \qquad \qquad \qquad \mathbf{(0,0972)} \\ & 0,5067 * \text{log}(y_{dl_hc}(-1)/pc_{puxh}(-1)) + \\ & \mathbf{(0,0818)} \\ & 0,0633 * \text{log}(w_{cp,1}/pc_{puxh}(-1)) + 0,3644 \\ & \mathbf{(0,0209)} \qquad \qquad \qquad \mathbf{(0,1917)} \end{aligned}$$

Den frie estimation giver en forklaringsgrad på knap 60 pct. (standard afvigelsen er 0,0153). Det fremgår, at indkomstelasticiteten er 0,836 (= 0,5067/0,6063), og formueelasticiteten er 0,104.

Ved indførelse af en restriktion, således at indkomst- og formueelasticiteten summer til én, vil følgende koefficienter opnås:

$$\text{Dlog}(f_{Cpuxh}) = 0,2879 * \text{Dlog}(Y_{dk_h}/pc_{puxh}) - \mathbf{(0,1074)}$$

$$0,4737*(\log(Cpuxh(-1))-\log(Wcp(-1)/pcpuxh(-1))) -$$

(0,0859)

$$0,0374*(\log(Cpuxh(-1))-\log((Ydl_hc(-1))/pcpuxh(-1)))$$

(0,0188)

$$-0,0722$$

(0,0281)

Som følge af den homotetiske restriktion falder forklaringsgraden til 52,5 pct.(standard afvigelsen er 0,0164). Det fremgår, at formueelasticiteten er 0,073(=0,0374/(0,4737+0,0374)), mens indkomstelasticiteten er 0,927.

I den endelige forbrugsrelation restriktres formue- og indkomstelasticiteten til henholdsvis 0,1 og 0,9 og den marginale indkomstelasticitet til 0,4.

Tabel 2: Output for reestimation af makroforbrugsligningen, 1975-2009

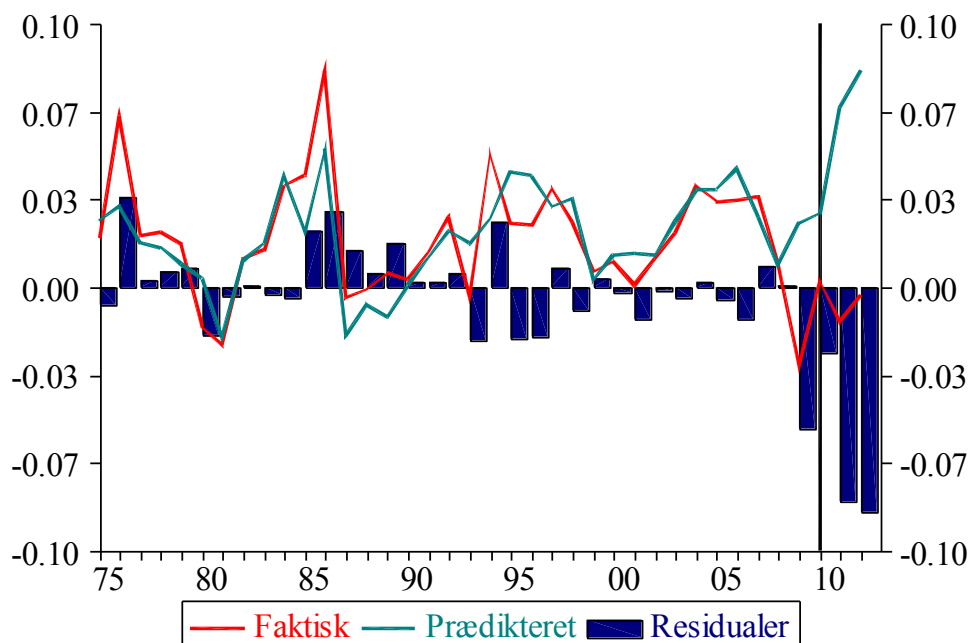
	Restrikeret estimation	
	Koefficient	Std. afv.
dlog(ydk_h/pcpuxh)	0,4000	-
log(fcpuxh.1)	-0,5249	0,0922
log(ydl_hc.1/pcpuxh.1)	0,9000	-
log(wcp.1/pcpuxh.1)	0,1000	-
Konstant	-0,0944	-0,0185
R2 / std.afv.	0,5005 / 0,0163	
Periode	1975 - 2009	
DF	-4,23786	
LM (p-værdi)	0,8460 (0,358)	

I *Tabel 2* ses det, at forklaringsgraden for den således restrikerede estimation er på 50 pct.

Den kortsigtede indkomstelasticitet, *aal*, er som sagt restrikeret til 0,4. Det er højere end det frit estimerede 0,3, og denne restriktion er på kanten til, at kunne afvises. De langsigtede indkomst- og formueelasticiteter er desuden restrikeret til henholdsvis 0,9 og 0,1, og det fremgår af F-testens testværdi på 2,38, som kan sammenholdes med en kritisk F(3,30) værdi 2,92 på et 5 pct. signifikansniveau, at vi accepterer nul-hypotesen, om at de tre restriktioner ikke forværrer modellen.

I *Tabel 2* viser den beskedne Lagrange Multiplier teststatistik(LM) at der ikke er 1. ordens autokorrelationen. Desuden tyder Dickey Fuller teststatistikken(DF) for langsigtsrelationen på, at der er kointegration mellem forbrug, indkomst og formue i det undersøgte sample.

Figur 1: Plot for faktisk og prædikeret forbrug samt residualer fra reestimering af makroforbrugsrelationen, 1975-2009



Som det fremgår af *Figur 1*, har relationen sin største afvigelse i det seneste år af reestimationsperioden, 2009. Det store residual for 2009 kan forklares ved, at det fra 1. juni 2009 blev muligt at få udbetalt sin SP-opsparing¹. I andet halvår af 2009 benyttede 2,9 mio. danskere sig af muligheden. Det samlede hævede beløb var på 44 mia. kr. Efter afgifter gav dette en udbetaling på 27 mia. kr. til danskerne². Det får ADAMs kortsigtede disponible indkomst til at stige ekstraordinært i 2009, men som det fremgår af *Figur 1*, så kan effekten af den øgede disponible indkomst ikke ses på forbruget. Det tyder på, at udbetalingen af SP-opsparingen ikke havde samme effekt på forbruget, som mere almindelige stigninger i indkomsten har.

Residualerne i årene 2010-2012 viser, at disse år er svære at beskrive med den nuværende forbrugsrelation.

4. Estimation af makroforbrugsrelation med foreløbig data for 2010-12

De store residualer til slut er selvfølgelig u hensigtsmæssige, og vi vil nu se lidt nærmere på en estimation, hvor data for de foreløbige år 2010-2012 er inkluderet.

Den frie estimation giver følgende koefficienter:

¹ Kilde: <http://www.skm.dk/skattetal/analyser-og-rapporter/notater/2009/marts/mulighed-for-udbetaling-af-den-saerlige-pensionsopsparing/>

² Kilde: Hævede pensioner og SP-udbetalinger 2009, Nyt fra Danmarks Statistik nr. 472, 26. oktober 2010 – http://www.dst.dk/pukora/epub/Nyt/2010/NR472_1.pdf

$$\begin{aligned}
D\log(\text{fcpxh}) = & 0,3056 * d\log(\text{ydk_h/pcpxh}) - 0,3111 * \log(\text{fcpxh}(-1)) + \\
& \mathbf{(0,1319)} \qquad \qquad \qquad \mathbf{(0,1014)} \\
& 0,2504 * \log(\text{ydl_hc}(-1)/\text{pcpxh}(-1)) + \\
& \mathbf{(0,0841)} \\
& 0,0215 * \log(\text{wcp,1/pcpxh}(-1)) + 0,4737 \\
& \mathbf{(0,0251)} \qquad \qquad \qquad \mathbf{(0,2453)}
\end{aligned}$$

Den frie estimation har en forklaringsgrad på godt 30 pct. (standard afvigelsen er 0,0201). Hvilket er markant lavere end den frie estimation for perioden 1975-2009.

Det fremgår, at forbrugets indkomstelasticitet er 0,805, og formueelasticiteten er 0,069, og de 0,069 er mindre end en standardafvigelse fra nul jf. formuens koefficient.

Med den homotetiske restriktion på de langsigtede formue- og indkomstelasticiteter, får man følgende koefficienter:

$$\begin{aligned}
D\log(\text{fCpxh}) = & 0,2907 * D\log(\text{Ydk_h/pcpxh}) - \\
& \mathbf{(0,1369)} \\
& 0,2122 * (\log(\text{Cpxh}(-1)) - \log(\text{Wcp}(-1)/\text{pcpxh}(-1))) - \\
& \mathbf{(0,0849)} \\
& 0,0081 * (\log(\text{Cpxh}(-1)) - \log((\text{Ydl_hc}(-1))/\text{pcpxh}(-1))) \\
& \mathbf{(0,0206)} \\
& + 0,0046 \\
& \mathbf{(0,0297)}
\end{aligned}$$

Med restriktionen falder forklaringsgraden til knap 23 pct. (standard afvigelsen er 0,0208). Det fremgår at formueelasticiteten er 0,037, hvilket er lavt sammenholdt med samplet til 2009, mens indkomstelasticiteten er 0,963.

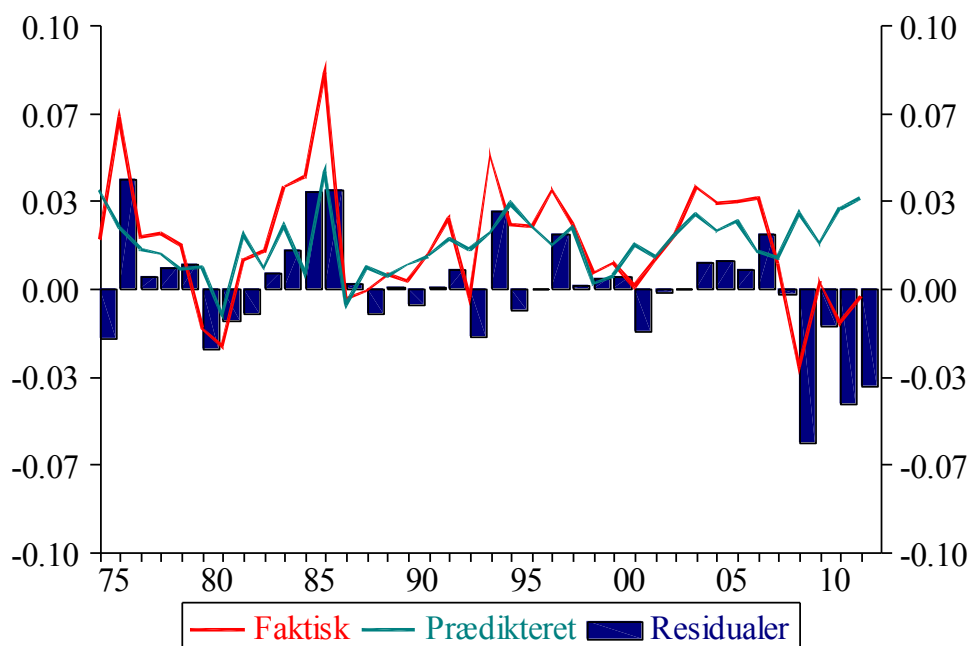
Tabel 3: Output for reestimation af makroforbrugsligningen, 1975-2012

	Restrikeret estimation	
	Koefficient	Std. afv.
dlog(ydk_h/pcpxh)	0,4000	-
log(fcpxh.1)	-0,1974	0,0852
log(ydl_hc.1/pcpxh.1)	0,9000	-
log(wcp.1/pcpxh.1)	0,1000	-
Konstant	0,0321	0,0179
R2 / std.afv.	0,1716 / 0,0210	
Periode	1975 - 2012	
DF	-2,8214	
LM (p-værdi)	3,4097 (0,065)	

Det ses at den estimerede koefficient for den marginale indkomstelasticitet er under ADAM-relationens 0,4. Men det bemærkes at afstanden er under en standard afvigelse, hvorfor restriktionen ikke kan afvises.

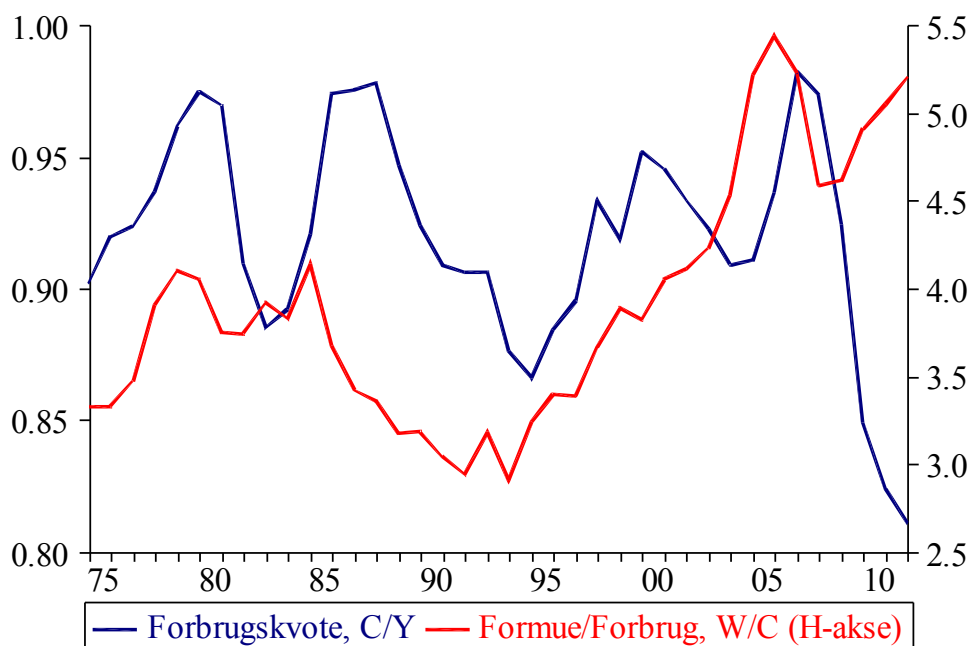
F-testets testværdi på 2,11 accepteres på et 5 pct. signifikansniveau nulhypotesen omkring at de tre restriktioner ikke forværrer modellen. Det bemærkes også at Dickey-Fuller testet giver en numerisk lav værdi. Dette tyder på, at der ikke er kointegration mellem forbrug, indkomst og formue, når de sidste år inddrages. LM-statistikken viser ikke autokorrelation, når man bruger et 5 pct. signifikansniveau, men det bemærkes at med en p-værdi på 0,065, kan autokorrelation ikke klart afvises.

Figur 2: Plot for faktisk og prædikeret forbrug samt residualer fra reestimering af makroforbrugsrelationen, 1975-2012



Figur 2 viser, at der fortsat er et stort residual i 2009 som følge af SP-udbetalingen. Til gengæld kan man se, at estimationen i højere grad fanger årene 2010-2012.

Det bemærkes i *Tablet 3* at forklaringsgraden er nede på blot 17 pct. Årsagen har to ben. For det første medtages årene 2010-12, hvor der er meget store residualer, og det reducerer forklaringsgraden. For det andet ses det i *Figur 2* sammenholdt med *Figur 1*, at den nye estimation forværrer residualerne i perioden 1975-2009.

Figur 3: Forbrugs- og formuekvoten, 1975-2012

Det er i høj grad langsigtssrelationen, der har besvær med at opfange årene 2010-12. Det bekræftes i *Figur 3*, hvor der ses en negativ korrelation mellem forbrugs- og formuekvoten i den sidste del af perioden, hvor der er et markant fald i forbrugskvoten. Det kan hænge sammen med den stigende usikkerhed efter finanskrisen.

Der er allerede blevet arbejdet med SP-problemet i 2009 og med den langsigtede forbrugsrelations problemer i de seneste år. I arbejdspapiret *RBJ15513* opstilles bud på ny formulering af formue- og indkomstbegreberne samt ny formulering af makroforbrugsrelationen.

For at forbedre kortsigtssdelen, undlades SP-udbetalingerne i den forbrugsbestemmende indkomst i årene 2009 og 2010.

Desuden omformuleres de forklarende variabler for indkomst og formue således at de i stedet for at dække hele den private sektor udelukkende omfatter husholdningerne. Derudover vægtes bolig- og aktieformuerne med hhv. 0,75 og 0,25, mens den obligatoriske pensionsformue vægtes med 0, hvorved det kun er pensionsformue i private ordninger, der er forbrugsbestemmende.

Slutteligt indsættes et Cochrane-Orcutt ar(1)-led, og man får et bedre bud på en ny makroforbrugsrelation (estimeret på de endelige 1975-2009 data). Dette giver også et forbedret fit i årene 2009-2011 (2012 er ikke medtaget i papiret).

5. Indførelse af dummy i 2009-2012

Ved indførelse af en dummy, der er lig én i perioden 2009-2012, vil forklaringsgraden blive forbedret til knap 62 pct. Som det ses i *Figur 4*, vil det dog samtidig skabe et relativt stort positivt residual i 2010. Dummyen angiver med den negative koefficient et løft i opsparringstilbøjeligheden.

Tabel 4: Reestimation af makroforbrugsligningen med dummy, 1975-2012

	Restrikeret estimation	
	Koefficient	Std. afv.
dlog(ydk_h/pcpuxh)	0,4000	-
log(fcpuxh.1)	-0,3990	0,0668
log(ydl_hc.1/pcpuxh.1)	0,9000	-
log(wcp.1/pcpuxh.1)	0,1000	-
d0912	-0,0553	0,0087
Konstant	-0,0944	-0,0185
R2 / std.afv.	0,6166 / 0,0145	
Periode	1975 - 2012	
DF	-2,8214	
LM (p-værdi)	0,7224 (0,395)	

Det ses samtidig i *Tabel 4*, at med en dummy vil autokorrelation blive afvist med LM-teststatistikken.

Figur 4: Plot for faktisk og prædikeret forbrug samt residualer fra reestimering af makroforbrugsrelationen med dummy, 1975-2012