

Reestimation af makroforbrugsrelationen

Resumé:

I dette papir præsenteres reestimationen af makroforbrugsrelationen til modelversion ADAM Oktober 2015. Det er første gang, at relationen estimeres efter hovedrevisionen af nationalregnskabet 2014. Der indføres en periodedummy for at kontrollere for de lave vækstrater i forbruget efter 2008.

LRH06o15

Nøgleord: Forbrug, reestimation, Okt15

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.

Introduktion

Ændringer i makroforbruget til ADAM Oktober 2015 (Okt15) estimeres ved (1) og er på kort sigt bestemt af ændringer i den kortsigtede indkomst, Ydk_h , mens der sker en langsigtet tilpasning mod det ønskede forbrugsniveau, $Cpuxhw$, som i (2) bestemmes af langsigtet indkomst og formue. I den langsigtede disponible indkomst, Ydl_{hc} , medregnes selskabernes overskud, da den på lang sigt forventes at tilfalde husholdningerne. Derimod indgår selskabernes overskud ikke i det kortsigtede indkomstbegræb, Ydk_h .

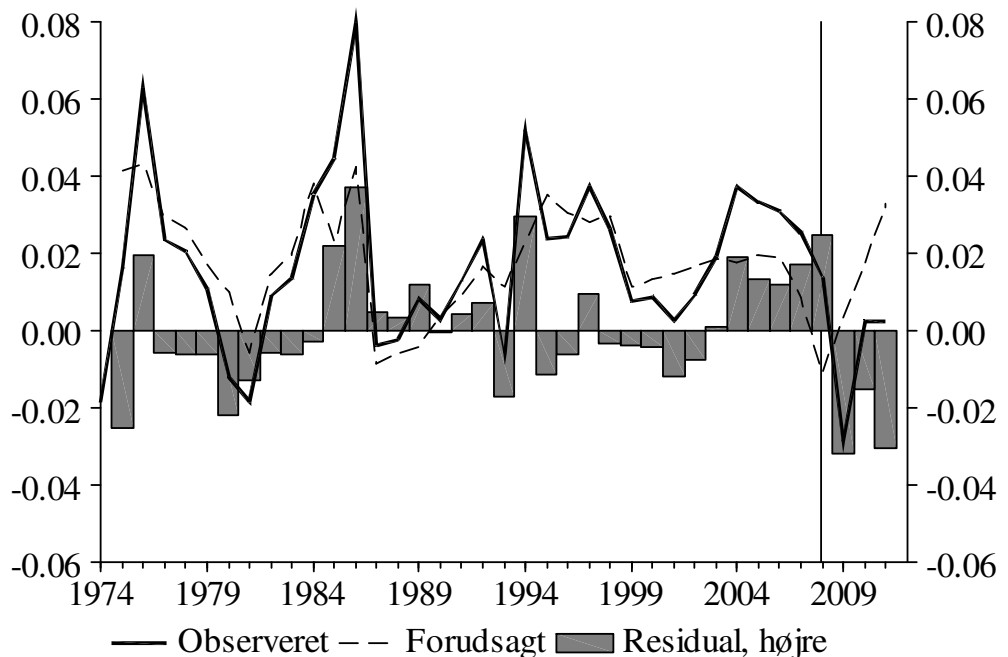
$$(1) \quad D\log\left(\frac{Cpuxh}{pcpuxh}\right) = aa1 \cdot D\log\left(\frac{Ydk_h}{pcpuxh}\right) + aa2 \cdot \log\left(\frac{Cpuxh(-1)}{Cpuxhw(-1)}\right) + aa3$$

$$(2) \quad \log\left(\frac{Cpuxhw}{pcpuxh}\right) = a1 \cdot \log\left(\frac{Ydl_{hc}}{pcpuxh}\right) + a2 \cdot \log\left(\frac{Wcp}{pcpuxh}\right) + a3$$

Estimation

Parametrene i makroforbrugrelationen som beskrevet ved (1) og (2) estimeres først uden nogen restriktioner. Residualerne i figur 1 viser, at modellen har vanskeligt ved at forklare den svage forbrugsudvikling efter 2008.

Figur 1 – Residualplot for den urestrikerede model uden periodedummy, procentvise ændringer. Residualer i pct.-points (højre akse).



Skiftet i forbrugsudviklingen modelleres ved at indføre en periodedummy, der opdeler tidsserien i henholdsvis før og efter 2009. Resultatet af denne estimation er præsenteret i boks 1.

Boks 1

```

Ordinary Least Squares
ANNUAL data for 37 periods from 1975 to 2011
Date: 29 JAN 2016

dlog(fcpuxh)

= 0.32059 * dlog(ydk_h/pcpuxh) - 0.42759 * log(fcpuxh.1)
   (3.61698)                      (5.43996)

+ 0.36165 * log(ydl_hc.1/pcpuxh.1)
   (5.33453)

+ 0.04861 * log(wcp.1/pcpuxh.1) + 0.03779 * d_09 + 0.10089
   (2.94442)                      (3.73692)          (0.55193)

Sum Sq      0.0065   Std Err   0.0145   LHS Mean   0.0176
R Sq        0.6118   R Bar Sq  0.5492   F 5, 31    9.7706
D.W.( 1)    1.7668   D.W.( 2)  1.4450

AR Lagrange Multiplier Test

Durbin M-statistic: 0.2288   coeff = 0.0412

LM Test Chi( 1 ): 2.0470   p-value = .153

Jarque-Bera Normality of Residuals Test

Chi(2): 1.5492   p-value: .461

```

Anm.: d_09 er en periodedummy, som tager værdien 1 fra 1975 til 2008 og er derefter 0.

Elasticiteten til indkomsten i kortsigtdynamikken estimeres til 0.321 med en standardfejl på $\frac{0.32059}{3.61698} \approx 0.088635$. Elasticiteten til indkomsten i langsigtsligningen (2) findes implicit fra de estimerede parametre ved $a1 = \frac{0.36165}{0.42759} \approx 0,85$, mens elasticiteten til formuen beregnes til $a2 \approx 0,11$.

Ligesom i tidligere modelversioner restrikeres elasticiteten i kortsigtdynamikken til 0,4. Denne antagelse ligger inden for 95 pct.-konfidensintervallet af den frit estimerede parameter, jf. boks 1. Elasticiteten til indkomsten i (2) restrikeres til 0,9, mens formueelasticiteten fastsættes til 0,1. Det gør, at de to elasticiteter summerer til 1, og antagelserne ligger tæt på de frie estimater fra boks 1. Resultaterne fra den restrikerede model kan ses i boks 2.

Boks 2

```

Restricted Ordinary Least Squares
ANNUAL data for 37 periods from 1975 to 2011
Date: 29 JAN 2016

dlog(fcpuxh)

= 0.40000 * dlog(ydk_h/pcpuxh) - 0.36996 * log(fcpuxh.1)
  ( NC) (4.89040)

+ 0.33297 * log(ydl_hc.1/pcpuxh.1)
  (4.89040)

+ 0.03700 * log(wcp.1/pcpuxh.1) + 0.05443 * diff(d_09)
  (4.89040) (3.68029)

+ 0.03562 * d_09[-1] - 0.10756
  (3.13158) (4.49845)

Sum Sq 0.0068 Std Err 0.0143 LHS Mean 0.0176
R Sq 0.5947 R Bar Sq 0.5579 F 3, 33 16.1436
D.W.( 1) 1.7388 D.W.( 2) 1.3837

AR Lagrange Multiplier Test

Durbin M-statistic: 0.8292 coeff = 0.1528

LM Test Chi( 1 ): 4.5774 p-value = .032

Jarque-Bera Normality of Residuals Test

Chi(2): 1.9939 p-value: .369

```

Anm.: d_09 er en periodedummy, som tager værdien 1 fra 1975 til 2008 og er derefter 0.

Boks 2 viser, at forbruget tilpasser sig med 37 pct. mod ligevægt i hver periode. Det er en lidt langsommere tilpasning end i modelversion ADAM Oktober 2014 (Okt14), hvor tilpasningsparameteren blev estimeret til -0.52. Ligningens øvrige parametre – bortset fra dem foran periodedummy og konstatled – er bundet efter samme princip som i *Okt14*-modelversionen, jf. førnævnte restriktioner. Ved at udlede indkomstelasticiteten på langt sigt kan det ses, at den er restrikeret til $a1 = \frac{0.33297}{0.36996} = 0.9$, mens formueelasticiteten er $a2 = 0.1$.

En sammenligning af resultaterne fra den restrikerede (boks 1) og den urestrikerede (boks 2) model viser, at restriktionerne får modellens forklaringsgrad - *R sq* - til at falde fra 61 pct. til 59 pct. *R sq* vil typisk falde, når man indfører restriktioner, og et F-test kan vise, om faldet i forklaringsgrad er stort nok til, at restriktionerne bør afvises. F-teststørrelsen for de tre restriktioner bliver i dette tilfælde 0.46, hvilket er insignifikant i en F(3,31)-fordeling med et signifikansniveau på 5 pct. Forklaringsgraden falder altså ikke tilstrækkeligt til, at F-testet afviser de indførte restriktioner.

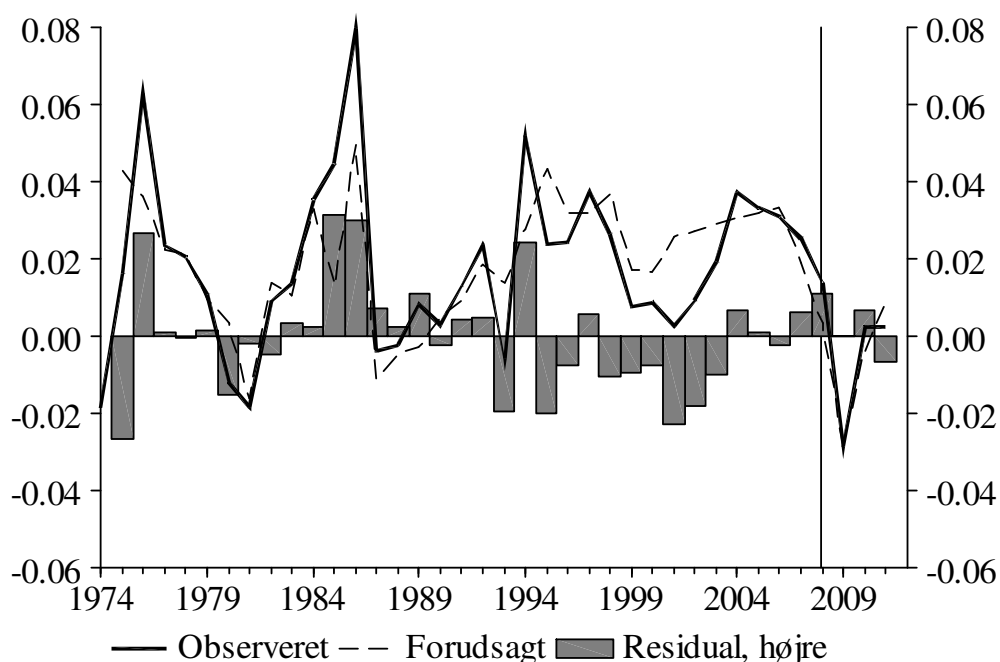
Durbin M-statistikken kan ikke afvise, at der ikke findes autokorrelation i fejlleddet, mens JB-statistikken ikke kan afvise, at regressionens fejledd er normalfordelt. Til gengæld indikerer LM-statistikken umiddelbart, at der er et problem med autokorrelation i fejleddene. Det skyldes imidlertid, at LM-testet ikke tager højde for modellens restriktioner. Således indgår modellens uafhængige variable, indkomst og formue, i urestrikeret form i Breusch-Godfrey testets hjælperegression. Et mere retvisende LM-test er derfor foretaget ved at bruge modellens prædikterede værdi i stedet for de urestrikerede regressorer:

$$\hat{u}_t = \hat{y}_t + \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t$$

, hvor \hat{y} og \hat{u} er henholdsvis den prædikterede værdi og fejledd fra regressionen i boks 2. LM-teststørrelsen fra denne regression bliver 0.33, hvilket er insignifikant i en Chi(1)-fordeling. Det betyder, at nulhypotesen om ingen førsteordens autokorrelation ikke kan afvises. Der kan ligeledes testes for autokorrelation ved at tilføje de laggede residualer \hat{u}_{t-1} i den restrikerede model fra boks 2. T-teststørrelsen for de laggede residualer bliver 0.50, hvilket er insignifikant på et 95 pct. konfidensniveau. Residualerne fra den forrige periode har altså ikke signifikant betydning på den afhængige variabel, $dlog(fcpuxh)$, og nulhypotesen om ingen autokorrelation af 1. orden kan ikke afvises.

Residualplottet for estimationen i boks 2 kan ses i figur 2. Det kan i øvrigt ses i boks 2, at modellens forklaringsgrad – *R sq* - er 59 pct.

Figur 2 – Residualplot for den restrikerede model inkl. periodedummy



Konklusion

Makroforbrugsrelationen er reestimeret til brug for modelversion Okt15, jf. boks 2. Ligesom i tidligere modelversioner er elasticiteterne til indkomst og formue restrikeret på kort og lang sigt, og restriktionerne kan ikke afvises på baggrund af regressionsanalysen. Der er indført en periodedummy for at kontrollere for skiftet i forbrugsudviklingen efter 2008. Det bemærkes i øvrigt, at modellen generelt prædikterer for høje vækstrater i årene efter 1994. Der arbejdes på at ændre formuleringen af makroforbrugsrelationen for bedre at kunne forklare denne udvikling.