

Reestimation af makroforbrugsrelationen til ADAM med ny formuevariabel

Resumé:

I dette papir dokumenteres estimationer af makroforbrugsrelationen til ADAM, med forskellige versioner af formue- og indkomstvariabler indsat i langsigtssrelationen. Der estimeres på det nylig reviderede nationalregnskab NR2019 fra august 2019, hvor 2015 er blevet sidste endelige år. Ny formuevariabel for husholdninger uden obligatorisk pensionsopsparing fører ikke til store ændringer i estimaterne, og den udvidede estimationsperiode ser ud til at give bedre fit uanset hvilken formuevariabel som benyttes. Forsøg på at bruge husholdningernes indkomst giver bedre fit i de sidste år af estimationsperioden, men er ikke samlet set en forbedring.

ABO011019

Nøgleord: Makroforbrug, Jun19, formuevariabel, indkomstvariabel, pensionsopsparing

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.

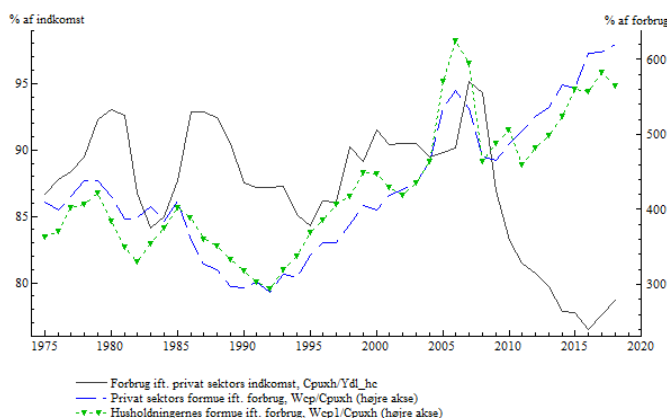
1 Indledning

I dette papir præsenteres en reestimation af makroforbrugsrelationen til ADAM, modelversion Jun19, hvor der kommer et ekstra år i estimationsperioden. Desuden estimeres forbrugsfunktionen med husholdningernes formue- og indkomstvariabler i stedet for hele den private sektors.

Langsigtsrelationen for forbruget antager, at forbrugskvoten på lang sigt bestemmes af formuekvoten. Finanskrisen i 2008 reducerede både formuekvoten og forbrugskvoten, men på bagkant af krisen er det kun formuekvoten, som vokser i værdi mens forbrugskvoten har fortsat sit fald. Tidligere har det været en tendens til at formuekvoten ser ud til at trække forbrugskvoten, men efter 2008 er tendensen forsvundet. Der skal en skiftdummy til, for at vores specifikation af forbrugsfunktionen kan forklare den svage forbrugsstigning siden finanskrisen.

Formuevariablen, Wcp , som pt. anvendes i forbrugsfunktionen i ADAM, er den private sektors finansielle nettoformue, med pensionsformuen opgjort efter skat, inklusiv markedsværdien af ejerboligerne, genanskaffelsværdien af lejeboligerne og bilbeholdningen. Indkomstvariablen som anvendes sammen med formuevariablen for at forklare forbruget, er privat disponibel indkomst (husholdninger og selskaber) *fratrullet* obligatorisk pensionsopsparing. Obligatorisk pensionsopsparing kan dermed betragtes som en skat – noget der tilsiger at den tilhørende pensionsformue heller ikke bør inkluderes i formuevariablen. I DKN13418 introduceres derfor en ny formuevariabel for husholdningerne, $Wcp1$, som svarer til den oprindelige formuevariabel uden selskabernes nettofordring, uden den skatterensede værdi af den obligatoriske pensionsformue og uden værdien af lejeboligerne. Figuren nedenfor viser forbrugskvoten sammen med de to formuekvoter:

Figur 1: Forbrugs- og formuekvote, ny formuevariabel

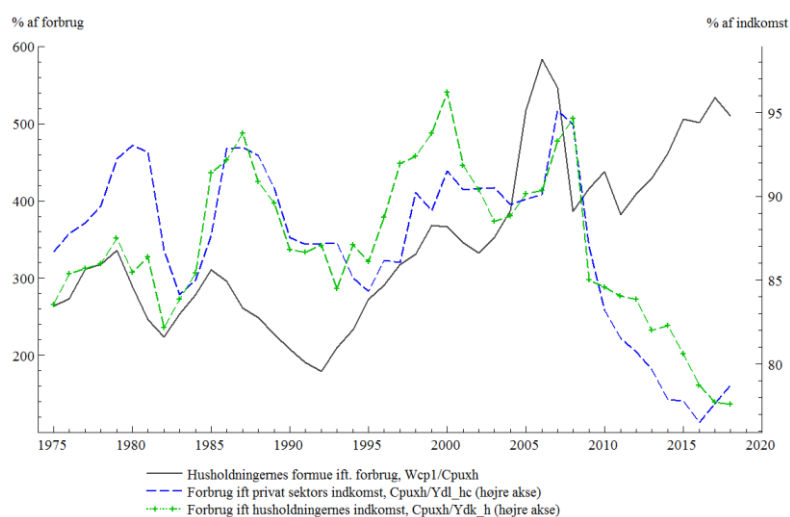


Som vist i figur 1, så er der mindre opdrift i formuekvoten som bruger den nye formuevariablen, $Wcp1$. Dette kommer af, at den obligatoriske pensionsformue

er fjernet. Som kommenteret i DKN13418, kan man nemmere se sammenhængen mellem forbrugs- og formuekvoten med den nye formuevariabel – hvor toppene i den nye formuekvote efterfølges af toppe i forbrugskvoten. Både i figur 1 og figur 2 (under) ser man, at forbrugskvoten begynder at stige i 2017. Endelige data strækker sig imidlertid kun til 2015, så observationerne derefter kan revideres flere gange før de bliver endelige. Måske signalerer tallene for 2017 og 2018, at forbrugskvoten har nået sin finanskriseskabte bund og omsider vil stige igen, med mindre formuekvoten begynder at falde.

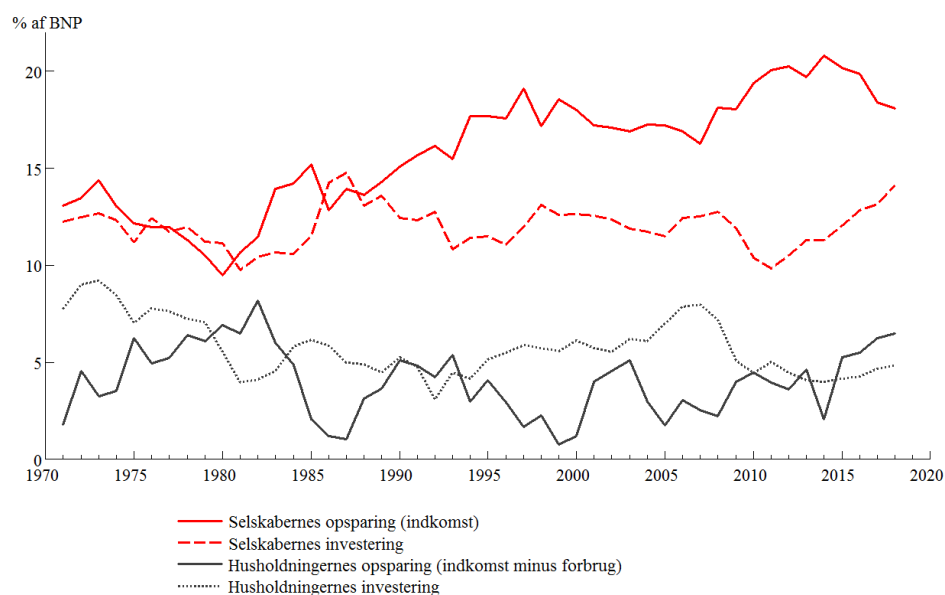
Den nye formuevariabel omfatter som nævnt formuen i husholdningerne, og ikke (som hidtil) formuen i hele den private sektor. Indkomstvariablen, som benyttes i figur 1 og i langsigtsrelationen til forbrugsfunktionen, er imidlertid den samlede private sektors indkomst fratrukket obligatorisk pensionsopsparing. Ved at overgå til at bruge husholdningernes indkomst (ex. obligatorisk pensionsopsparing), så dæmpes de senere års fald i forbrugskvoten som vist i figur 2.

Figur 2: Forbrugs- og formuekvote, husholdningsbegreber



Hvorvidt der er et behov for at bruge husholdningernes indkomst er et empirisk spørgsmål, der afspejler hvordan selskabernes ejere opfatter den stigende opsparing i selskaberne (se DKN17417). Husholdningernes opsparing svarer til forskellen mellem deres disponible indkomst og forbrug plus obligatorisk opsparing i pensionskasser og livsforsikringsselskaber. Selskaberne har ikke noget privat forbrug, og deres opsparing svarer derfor til deres disponible indkomst, som ikke omfatter husholdningernes pensionsopsparing. Opsparing for henholdsvis husholdninger og selskaber er illustreret i figur 3, hvor pensionsopsparing er inkluderet i husholdningernes opsparing. I figur 3 ses det tydeligt at det kun er selskabernes opsparing, der afspejler den stigende opsparing i privat sektor.

Figur 3: Opsparing og investering, husholdninger og selskaber



Hvis man vælger at bruge hele den private sektors indkomst for at forklare forbruget, så kan den stigende opsparing i selskaberne tolkes som at ejerne (i vidt omfang husholdningerne) ønsker at lægge deres opsparing i selskabssektoren, fordi selskabsskatten er lavere end personskatten. Det betyder at husholdningerne medregner en andel af indkomsten i selskaberne når de planlægger sit forbrug. Brug af kun husholdningernes indkomst i forbrugsrelationen indikerer på den anden side, at husholdningerne ikke regner med indkomsten i selskaberne ud over udbytteindkomsten (som allerede er inkluderet i husholdningernes indkomst). Med en sådan tilgang, vil man kunne forstå den stigende opsparing i selskaberne som et resultat af, at selskaberne har øget deres opsparing på trods af ejerne – og at selskabsopsparingen derfor fungerer som en tvangsopsparing ligesom den obligatoriske pensionsopsparing, og dermed ikke påvirker husholdningernes forbrug.

Selskabernes opsparing/indkomst udgør som nævnt en stigende andel af den private indkomst, så det dæmper indkomstvæksten at trække selskabernes opsparing ud af det anvendte indkomstbegreb. Ved at nøjes med husholdningernes indkomst ex. obligatorisk pensionsopsparing, får forbrugskvoten på grund af den mindre vækst i indkomsten mindre fald end ved brug af hele den private sektors indkomst, som vist i figur 2.

Hverken den nye formue- eller indkomstvariabel for husholdningerne er endnu implementeret i ADAM, men nærværende papir prøver at undersøge hvad brugen af disse variable kan gøre for makroforbrugsrelationen. Afsnit 2 præsenterer estimationsresultaterne, i afsnit 3 diskuteres den nye forbrugsrelationen før afsnit 4 konkluderer.

2 Estimationsresultater

Fejlkorrigeringsmodellen for makroforbruget til modelversion Jun19, er i udgangspunktet magen til relationen i Okt18 og givet ved ligningssystemet (1)-(2) under, hvor (1) er langsigtrelationen, og (2) er den samlede relation. Ligning (1) har dog forskellige alternativer a-c, baseret på hvilke af de ovennævnte formue- og indkomstvariabler som benyttes i langsigtrelationen.

$$\begin{aligned} \text{Log} \left(\frac{Cpuxhw}{pcpuxh} \right) &= a1 * \text{Log} \left(\frac{Ydl_{hc}}{pcpuxh} \right) + a2 * \text{Log} \left(\frac{Wcp}{pcpuxh} \right) + a3 * d4708 \\ &+ a4 \end{aligned} \quad (1a)$$

$$\begin{aligned} \text{Log} \left(\frac{Cpuxhw}{pcpuxh} \right) &= a1 * \text{Log} \left(\frac{Ydl_{hc}}{pcpuxh} \right) + a2 * \text{Log} \left(\frac{Wcp1}{pcpuxh} \right) + a3 * d4708 \\ &+ a4 \end{aligned} \quad (1b)$$

$$\begin{aligned} \text{Log} \left(\frac{Cpuxhw}{pcpuxh} \right) &= a1 * \text{Log} \left(\frac{Ydk_h}{pcpuxh} \right) + a2 * \text{Log} \left(\frac{Wcp1}{pcpuxh} \right) + a3 * d4708 \\ &+ a4 \end{aligned} \quad (1c)$$

$$\begin{aligned} D\log \left(\frac{Cpuxh}{pcpuxh} \right) &= aa1 * D\log \left(\frac{Ydk_h}{pcpuxh} \right) + aa2 * Diff(d4708) \\ &+ aa3 * \text{Log} \left(\frac{Cpuxh(-1)}{Cpuxhw(-1)} \right) \end{aligned} \quad (2)$$

Ydl_hc: Forbrugsbestemmende indkomst, lang sigt (husholdninger og selskaber)

Ydk_h: Forbrugsbestemmende indkomst, kort sigt (husholdninger)

Wcp: Forbrugsbestemmende formue (selskaber og husholdninger)

Wcp1: Forbrugsbestemmende formue (husholdninger)

Cpuxhw: Ligevægtsniveau for privat forbrug minus bolig, med bilforbrug som ydelse

Cpuxh: Privat forbrug i alt minus bolig

pcpuxh: Prisen på Cpuxh

d4708: Dummy=1 i perioden 1947-2008, og nul derefter

(1a) er med andre ord den nuværende forbrugsfunktion langsigtrelation i ADAM, med privat sektors formue og indkomst. (1b) bruger husholdningernes formue og privat sektors indkomst, mens (1c) benytter husholdningernes formue og indkomst. Makroforbrugsrelationen estimeres først for hvert alternativ uden restriktioner som en fejlkorrigeringsmodel i et trin. Estimationsresultaterne for den urestrikerede forbrugsfunktion fremgår af tabellen nedenfor, hvor der også sammenlignes med estimationen til modelversion Okt18 (som svarer til model (1a)-(2) med en observation mindre).

Tabel 1: Estimation af makroforbrugsrelationen, urestrikeret

| | | Okt18 1a) | Jun19 1a) | 1b) | 1c) |
|-----------------------|--|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| Parameter og variabel | | Koefficient (std.afvigelse) | Koefficient (std.afvigelse) | Koefficient (std.afvigelse) | Koefficient (std.afvigelse) |
| aa1 | $d\log\left(\frac{Ydk_h}{pcpuxh}\right)$ | 0.3448 (0.100) | 0.3237 (0.0979) | 0.3480 (0.096) | 0.4718 (0.116) |
| aa2 | Diff(d4708) | 0.0521 (0.016) | 0.0516 (0.016) | 0.0463 (0.016) | 0.0637 (0.018) |
| aa3 | $\log\left(\frac{cpuxh[-1]}{cpuxhw[-1]}\right)$ | -0.4138 (0.082) | -0.3900 (0.078) | -0.4298 (0.083) | -0.383 (0.106) |
| a1 | $\log\left(\frac{indkomst[-1]}{pcpuxh[-1]}\right)$ | 0.9272 (0.052) | 0.9280 (0.055) | 0.9051 (0.052) | 1.029 (0.076) |
| a2 | $\log\left(\frac{formue[-1]}{pcpuxh[-1]}\right)$ | 0.0922 (0.033) | 0.0912 (0.035) | 0.0717 (0.023) | 0.054 (0.031) |
| a3 | d4708 | 0.1330 (0.023) | 0.1409 (0.024) | 0.1217 (0.021) | 0.1237 (0.028) |
| a4 | Konstantled | -0.5884 (0.455) | -0.5883 (0.482) | 0.0322 (0.483) | -1.3373 (0.714) |
| Estimationsperiode: | | 1975-2014 | 1975-2015 | 1975-2015 | 1975-2015 |
| SE of regr.: | | 0.014 | 0.014 | 0.014 | 0.016 |
| Log-likelihood: | | 117.613 | 120.473 | 121.193 | 115.54 |

| TESTS | Jun19 1a) | 1b) | 1c) |
|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| AR 1-2 test | F(2,32)=0.0813 | F(2,32)=0.1337 | F(2,32)=4.6396 |
| LM | [0.9221] | [0.8753] | [0.0170] |
| Normality test | Chi^2(2)=5.2409 | Chi^2(2)=5.4612 | Chi^2(2)=6.7470 |
| Jarque-Bera | [0.0728] | [0.0652] | [0.0343] |
| Hetero test | F(11,22)=1.8610 | F(11,22)=1.4480 | F(11,22)=3.3660 |
| White | [0.1036] | [0.2210] | [0.0074] |

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

For at starte med reestimationen til Jun19-ADAM, så er estimaterne relativt ens med Okt18-estimationen fra NNA18o18. Der er dog en lidt trægere tilpasning mod langsigtsniveauet i den seneste estimationen, i tillæg til at den kortsigtede indkomstelasticitet er lidt lavere (fra 0.34 til 0.32). Ved at bruge den nye formuevariablen *WcpI* (langsigtsrelation 1b) bringes både den kortsigtede indkomstelasticitet og tilpasningen mod langsigtsniveauet nærmere resultaterne fra Okt18. I bilaget er der figurer for de forskellige modelligningers fit, som viser at *WcpI* i beskeden grad forbedrer modellens fit de sidste år. Hvis man går for en ren husholdningsmodel og kombinerer husholdningernes formue med husholdningernes indkomst i langsigtsrelationen i alternativ 1c), bliver

koefficienterne meget anderledes. Vi får blandt andet træg tilpasning mod langsigten og højere kortsigtet indkomstelasticitet. Modellen får også bedre fit de sidste år, når både husholdningernes formue og indkomst benyttes. Det som imidlertid er problematisk med denne estimation er, at der viser sig at være både autokorrelation og heteroskedasticitet i residualerne, som vist i testdelen af tabel 1.

Makroforbrugsrelationen er på logaritmisk form fordi der ses på forbrugets langsigtede elasticitet med hensyn til indkomsten og forbruget – og det vanlige er at indføre en restriktion på disse, sådan at de summerer til 1. Det betyder at forbruget på lang sigt stiger 1 pct., hvis indkomsten og formuen stiger 1 pct. Ved den frie estimation er summen af de to elasticiteter større end 1, med undtagelse af alternativ 1b hvor summen er 0.98. Ingen af modelalternativerne kan imidlertid afvise, at summen af de to elasticiteter er lig 1, se tabel 1.1.

Tabel 1.1: Tester af forskellige koefficientrestriktioner på den frie estimation (Wald-test)

| Modeller \ Restriktioner | 1a) | 1b) | 1c) ¹ |
|---------------------------|--|--|--|
| a1+a2=1 | Chi ² (1)=0.290 [0.5906] | Chi ² (1)=0.409 [0.5225] | Chi ² (1)=1.682 [0.1946] |
| a4=0.4 | Chi ² (1)=0.608 [0.4355] | Chi ² (1)=0.291 [0.5895] | Chi ² (1)=0.545 [0.4602] |
| a1=0.9, a2=0.1, a4=0.4 | Chi ² (3)=1.075 [0.7830] | Chi ² (3)=3.770 [0.2874] | Chi ² (3)=4.413 [0.2202] |

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

Til brug for ADAM bindes indkomst- og forbrugselasticiteterne derfor til hhv. 0.90 og 0.10². Desuden bliver førsteårs indkomstelasticitet sat til 0.4, da det ikke er ønskværdig for modellens egenskaber at have en for lav værdi for denne koefficienten, og det er også upopulært hvis førsteårseffekten af skat m.v. varierer fra version til version. Denne restriktionen kunne heller ikke afvises i testerne, der er vist i ovenstående tabel.

Resultaterne fra den restringerede estimation fremgår af tabel 2.

¹ For modelalternativ 1c er testerne gjort efter modellen er estimeret med Cochrane-Orcutt's metode for at omgå problemet med autokorrelation i residualerne. Resultaterne fra den alternative estimationen præsenteres i afsnit 2.1.

² For modelalternativ 1b blev relationen også estimeret med sumrestriktion ($a_2=1-a_1$), for at tjekke effekten på koefficienterne. Koefficienten a_1 blev da estimeret til 0.935, så hvorvidt man blot benytter sig af sumrestriktion eller restriktionen $a_1=0.9$ og $a_2=0.1$ ser ikke ud til at give store forskelle (resultater fra estimering findes i bilagstabel B1).

Tabel 2: Estimationsresultater for makroforbrugsrelationen med restriktioner

| | | Okt18 1a) | Jun19 1a) | 1b) | 1c) |
|-----------------------|--|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| Parameter og variabel | | Koefficient (std.afvigelse) | Koefficient (std.afvigelse) | Koefficient (std.afvigelse) | Koefficient (std.afvigelse) |
| aa1 | $d\log\left(\frac{Ydk_h}{pcpuxh}\right)$ | 0.4 (-) | 0.4 (-) | 0.4 (-) | 0.4 (-) |
| aa2 | Diff(d4708) | 0.053 (0.015) | 0.054 (0.014) | 0.057 (0.014) | 0.058 (0.016) |
| aa3 | $\log\left(\frac{cpuxh[-1]}{cpuxhw[-1]}\right)$ | -0.421 (0.078) | -0.393 (0.074) | -0.365 (0.071) | -0.319 (0.093) |
| a1 | $\log\left(\frac{indkomst[-1]}{pcpuxh[-1]}\right)$ | 0.9 (-) | 0.9 (-) | 0.9 (-) | 0.9 (-) |
| a2 | $\log\left(\frac{formue[-1]}{pcpuxh[-1]}\right)$ | 0.1 (-) | 0.1 (-) | 0.1 (-) | 0.1 (-) |
| a3 | d4708 | 0.125 (0.016) | 0.134 (0.016) | 0.143 (0.018) | 0.112 (0.024) |
| a4 | Konstantled | -0.334 (0.015) | -0.341 (0.014) | -0.321 (0.016) | -0.272 (0.020) |
| Estimationsperiode: | | 1975-2014 | 1975-2015 | 1975-2015 | 1975-2015 |
| SE of regr.: | | 0.014 | 0.014 | 0.014 | 0.016 |
| Log-likelihood: | | 117.139 | 119.828 | 119.436 | 113.95 |

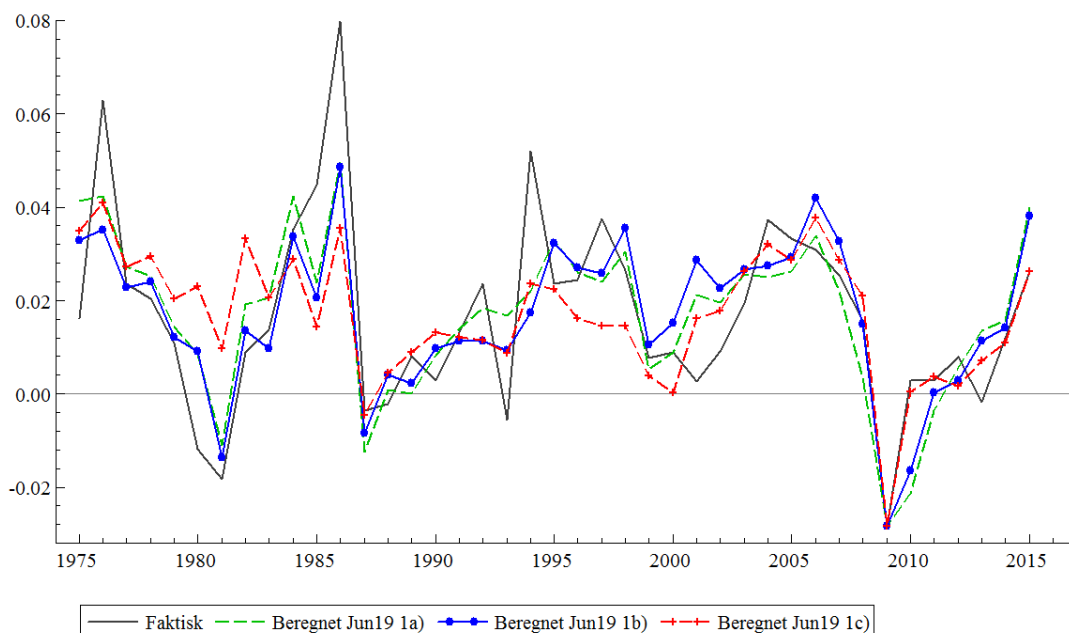
| TESTS | Jun19 1a) | 1b) | 1c) |
|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| AR 1-2 test | F(2,35)=0.2625 | F(2,35)=0.2037 | F(2,35)=3.3792 |
| LM | [0.7706] | [0.8167] | [0.0455] |
| Normality test | Chi^2(2)=1.7262 | Chi^2(2)=4.7126 | Chi^2(2)=5.0022 |
| Jarque-Bera | [0.4218] | [0.0948] | [0.0842] |
| Hetero test | F(5,31)=0.6388 | F(5,31)=0.1269 | F(5,31)=0.7058 |
| White | [0.6718] | [0.9852] | [0.6234] |

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

Igen er det hovedsagelig tilpasningen mod langsigten, som er ændret fra Okt18 til Jun19, hvor reestimationen giver lidt tregere tilpasning. Ingen af modelalternativerne giver hurtigere tilpasning end Okt18, og modellen med husholdningers formue og indkomst (1c) giver den trægste tilpasning med -0.319 ift. Okt18 som havde et estimat på -0.421. De nye estimeringer som benytter den private sektors indkomst, tillægger også større betydning til dummyen, men ellers er der kun små forskelle mellem de tre første kolonner av tabel 2. Figuren under viser fittet til de ulige estimeringerne, og det er klart, at modelalternativ 1c) med husholdningsbegreber i både indkomst og formue har det bedste fit i sidste del av estimationsperioden. Men for hele perioden under et, ser det ikke ud til at alternativ 1c) er en forbedring i forhold til de andre

alternativer. Desuden viser modelalternativ 1c) sig igen at give problemer, mht. autokorrelation i residualerne. I afsnit 2.3 gennemføres rekursiv estimation og test af strukturelle brud i modellen, med tanke på forskellen i fit før og efter finanskrisen.

Figur 4: Forklaringsevne for tre alternative langsigsrelationer $d\log(C_{puxh}/pc_{puxh})$



2.1 Cochrane-Orcutt estimation

Da det i estimationen med husholdningernes formue og indkomst i langsigsrelationen blev fundet autokorrelation, forsøges det her med Cochrane-Orcutt's metode for at tage højde for autokorrelationen. Cochrane-Orcutt's metode går ud på at først estimere modellen som i det foregående afsnit, og gemme residualen \hat{u}_t . Derefter bliver en autoregressiv model $\hat{u}_t = \rho\hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t$ estimeret, og koefficienten $\rho < 1$ benyttes til at transformere den oprindelige ligning (ved at sætte ind for $\hat{u}_t = \rho\hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t$). På den måde bliver residualerne ε_t fra den nye ligning formodentlig fri for autokorrelation. Efter at have estimeret den nye ligning får man nye koefficienter som kan bruges til at konstruere nye residualer (\hat{u}_t) og reestimere den autoregressive processen og opnå ny ρ . Sådan er det muligt at skabe en iterativ proces, hvor koefficienterne konvergerer mod noget og man får da sit endelige estimat af ρ . Her er imidlertid en ikke-lineær estimation gennemført, sådan at ρ estimeres sammen med koefficienterne i den oprindelige relationen, jf. ligningen præsenteret under:

$$\begin{aligned}
Dlog\left(\frac{cpuxh}{pcpuxh}\right) &= aa1 * Dlog\left(\frac{Ydk_h}{pcpuxh}\right) + aa2 * Diff(d4708) & (2^*) \\
&+ aa3 * Log\left(\frac{cpuxh(-1)}{cpuxhw(-1)}\right) \\
&+ \rho \left[\begin{array}{l} Dlog\left(\frac{cpuxh(-1)}{pcpuxh(-1)}\right) - aa1 * Dlog\left(\frac{Ydk_h(-1)}{pcpuxh(-1)}\right) \\ - aa2 * Diff(d4708(-1)) - aa3 * Log\left(\frac{cpuxh(-2)}{cpuxhw(-2)}\right) \end{array} \right]
\end{aligned}$$

Forbrugsrelationen bliver altså transformeret til en autoregressiv distribueret lag model. Den nye funktionsform betyder at ændringen i forbruget nu også påvirkes af det seneste års ændring i forbrug, kortsigtet indkomstelasticitet og dummyvariablen. I tillæg vil også afvigelser fra en langsigtligvægt virke på forbruget to år frem i tid. Resultaterne fra den nye estimation præsenteres i tabel 3, sammen med den oprindelige estimation (1c)-(2).

Tabel 3: Estimationsresultater for alternativ: 1c, med/uden Cochrane-Orcutts metode

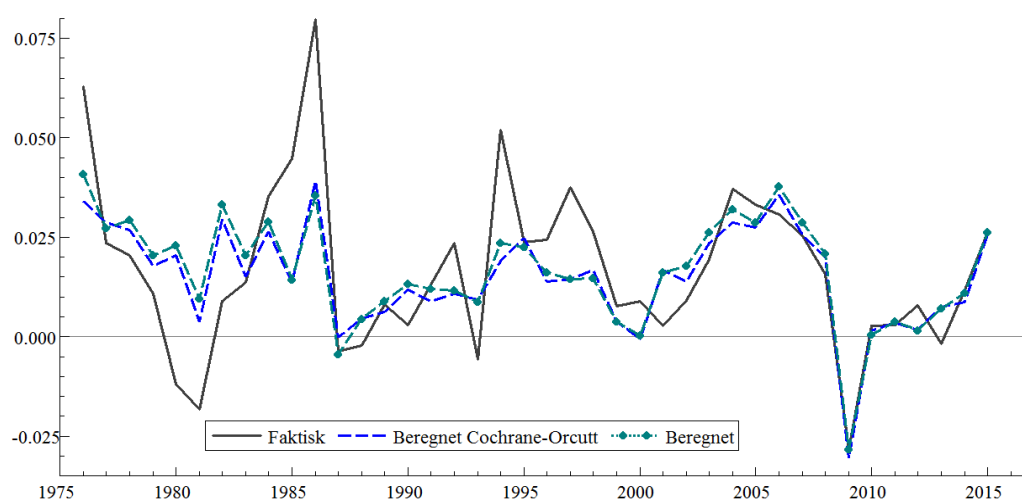
| | | Fri estimation | Fri estimation (Cochrane-Orcutt) | Restrikeret estimation | Restrikeret estimation (Cochrane-Orcutt) |
|-----------------------|---|-----------------------------|----------------------------------|-----------------------------|--|
| Parameter og variabel | | Koefficient (std.afvigelse) | Koefficient (std.afvigelse) | Koefficient (std.afvigelse) | Koefficient (std.afvigelse) |
| aa1 | $dlog\left(\frac{Ydk_h}{pcpuxh}\right)$ | 0.472 (0.116) | 0.485 (0.115) | 0.4 (-) | 0.4 (-) |
| aa2 | Diff(d4708) | 0.064 (0.018) | 0.064 (0.017) | 0.058 (0.016) | 0.060 (0.016) |
| aa3 | $log\left(\frac{cpuxh[-1]}{cpuxhw[-1]}\right)$ | -0.383 (0.106) | -0.532 (0.199) | -0.319 (0.093) | -0.310 (0.122) |
| a1 | $log\left(\frac{indkomst[-1]}{pcpuxh[-1]}\right)$ | 1.029 (0.076) | 1.028 (0.076) | 0.9 (-) | 0.9 (-) |
| a2 | $log\left(\frac{formue[-1]}{pcpuxh[-1]}\right)$ | 0.054 (0.031) | 0.041 (0.031) | 0.1 (-) | 0.1 (-) |
| a3 | d4708 | 0.124 (0.016) | 0.109 (0.026) | 0.112 (0.024) | 0.109 (0.026) |
| a4 | Konstantled | -1.337 (0.714) | -1.148 (0.707) | -0.272 (0.020) | -0.272 (0.023) |
| ρ | Residual[-1] | | 0.272 (0.147) | | 0.115 (0.145) |
| Estimationsperiode: | | 1975-2015 | 1976-2015 | 1975-2015 | 1976-2015 |
| SE of regr.: | | 0.016 | 0.015 | 0.016 | 0.015 |
| Log-likelihood: | | 115.54 | 114.92 | 113.95 | 113.30 |

| TESTS | Fri estimation | Fri estimation (Cochrane-Orcutt) | Restrikeret estimation | Restrikeret estimation (Cochrane-Orcutt) |
|-------------------------------|---|---|--|---|
| AR 1-2 test LM | F(2,32)=4.6396 [0.0170] | F(2,31)=1.0806 [0.3522] | F(2,35)=3.3792 [0.0455] | F(2,34)=2.4994 [0.0976] |
| Normality test Jarque-Bera | Chi ² (2)=6.7470 [0.0343] | Chi ² (2)=3.1683 [0.2051] | Chi ² (2)=5.002 [0.0842] | Chi ² (2)=3.1674 [0.2052] |
| Hetero test White | F(11,22)=3.3660 [0.0074] | F(14,17)=1.1538 [0.3848] | F(5,31)=0.7058 [0.6234] | F(8,26)=1.9731 [0.0910] |

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

Som vist i tabel 3, er de fleste koefficienterne relativt ens med og uden Cochrane-Orcutt's metode. Undtaget er tilpasningen mod langsiget i den frie estimation, som får en hurtigere tilpasning efter den nye estimationen (fra -0.383 til -0.532). I begge tilfælde fjerner den nye estimationen autokorrelationen, som vist i testerne. Koefficienten til den laggede residual er ikke signifikant i nogen af tilfældene, noget der giver grund til at betvivle, hvorvidt autokorrelation er problemet eller kun et symptom på et større underliggende problem. Når det gælder standard afvigelsen for hele relationen, ser det ud til at Cochrane-Orcutt giver en lille forbedring, fra 0.016 til 0.015. I figuren under illustreres fittet til 1c med de to estimeringsmetoder under restrikeret estimation (de to kolonnerne til højre i tabel 3). Det ser ud til, at det måske er fittet i starten af estimationsperioden, der er afgørende for den lidt højere standard afvigelsen ved brug af den klassiske estimationsmetode. Ellers ser det ud til at der kun er små forskelle mellem fittet med de to estimeringsmetoder, noget der også er forventet da ρ ikke er signifikant.

Figur 5: Forklaringsevne af $d\log(Cpuxh/pcpuxh)$ restrikeret estimation med og uden Cochrane-Orcutts metode



2.2 Rekursiv estimation

For at undersøge parameterstabilitet, er der også gennemført rekursiv estimation på modellen uden restriktioner fra 1990-2015 for de tre alternativer (1a-c)-(2). Forbrugsrelationens dummy-variable lægges til først fra 2010, da de (og dermed også konstantleddet) ikke kunde identificeres tidligere. Resultaterne er samlet i figur B7-B9 i bilaget. For alle modellerne ser koefficienterne stabile ud, med undtagelse af et midlertidigt skift i koefficienterne under finanskrisen. I tillæg ser det ud til, at modellerne med privat sektors indkomst i langsigtssrelationen (a og b) får en numerisk mindre koefficient for tilpasning mod langsigt ($aa3$), fra omkring -0.52 til -0.42 og koefficienten til dummyvariablen i langsigtssligevægten har en opadgående trend efter finanskrisen. Ændringen i $aa3$ kan måske forklares med, at langsigtssligevægten for forbrugsniveauet flyttes op, og det tager længere tid at nå den.

Modellen med husholdningernes formue og indkomst i 1c) udsættes ikke den samme effekt på koefficienten for tilpasning mod langsigt. Som vist i figur B9, bliver også 1c)'s tilpasningskoefficient numerisk mindre, men ændringen er lille i forhold til de to andre modeller. Dette tyder på at det er privat sektors indkomst som trækker langsigtssligevægten for forbruget op i model 1a) og b) efter finanskrisen. I modellen med husholdningernes indkomst er langsigtssligevægten tilsyneladende allerede på et højt niveau, da dens koefficient har ligget på cirka -0.4 siden 2006. Desuden er koefficienten for formueelasticiteten i langsigtssligevægten i 1c) ikke signifikant over tid, og indkomstelasticiteten er nærmere 1 end 0.9 – så husholdningernes formue har åbenbart ikke nogen langsigtet effekt på forbruget i modelalternativ 1c).

I forbindelse med rekursiv estimation, er det også muligt at teste for strukturelle brud i forbrugsrelationen. Dette gøres i Oxmetrics med en 'break-point Chow test', som tester hvorvidt den kumulative sum af estimationstrinnes forecastfejl er statistisk forskellig fra nul. Modellen estimeres for hvert tidspunkt t (med start i 1985), og testobservator kalkuleres som

$$\frac{(RSS_t - RSS_{t-1}) * (t - k - 1)}{RSS_{t-1} * (T - t - 1)} \sim F(T - t + 1, t - k - 1)$$

RSS: Residual sum of squares

k: Antal parametre i modellen

T: Totalt antal observationer

Forbrugsrelationen tager allerede højde for, at det er et brud rundt finanskrisen i 2008 med dummyen $d4708$, som indgår både i niveau og differentieret form. Man kan sige, at dummyen indbygger et brud i konstantleddet. En test af forecastfejl vil kunne afsløre strukturelle brud i alle koefficienter. Den rekursive estimeringen starter i 1990, men kun testerne fra 2000-2015

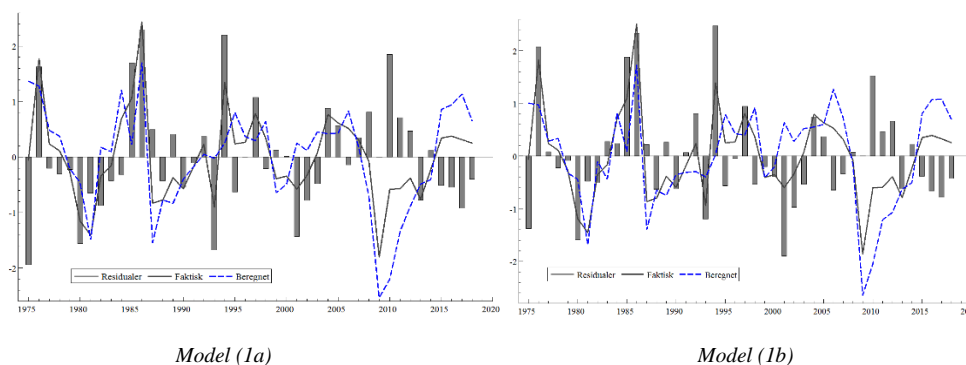
præsenteres, da hovedsagelig tiden rundt finanskrisen er interessant – med tanke på forskellen i fit før og efter krisen. Resultaterne findes i tabel B.2. i bilaget, og de viser ikke tegn på strukturelle brud, så det ser ud til, at forbrugsrelationens dummyvariabel $d4708$ har taget fuld højde for finanskrisen. Resultaterne i B.2. er for den frie estimation af forbrugsrelationen, men restringeret estimation ændrer ikke konklusionen af testerne.

3. Diskussion

Den simple reestimation til Jun19 gav ikke store ændringer, ud over en trægere tilpasning mod langsigtslige vægten. I forbindelse med nogle beskedne ændringer fra den nylige tilbageføring af pensionsdata er der også foretaget en reestimation af Okt18 med reviderede variable – hvilket heller ikke påvirker koefficienterne meget. Så nærværende papirs reestimation til Jun19 er retvisende, men skal ændres en tøddel, hvis de nye pensionsdata anvendes.

I figur 6 under, vises fittet til model 1a) og 1b) når samplet udvides til at inkludere 2016-2018. De sidste tal er som nævnt ikke endelige, men kan alligevel være et fingerpeg på fremtidig udvikling. Der er små forskelle mellem de to fit også i det udvidede sample, noget der taler for at det ikke vil føre til drastiske ændringer at skifte til den nye formuevariabel – og altså heller ikke til forbedret fit. Residualer er vist som histogram i figur 6.

Figur 6: Forklaringsevne for model (1a) og (1b) med estimeringsample 1975-2018



Ud i fra resultaterne præsenteret i dette papir, foreslås det mhp. på næste modelversion at erstatte hele den private sektors formue med husholdningernes formue ex. obligatorisk pensionsopsparring i forbrugsfunktionen – samtidig som hele den private sektors indkomst benyttes i langsigtsrelationen.

Forbrugsfunktionen kan med disse variable tolkes på følgende måde:

På kort sigt reagerer forbruget på husholdningernes indkomst, da det er denne som er umiddelbart håndgribelig for husholdningerne. På lang sigt er det hele den private sektors indkomst der påvirker forbruget, da husholdningerne på grund af skattemæssige årsager har lagt opsparringen i selskabssektoren. En større udbytterate vil reducere forbrugsrelationens langsigtede indkomst, fordi

selskabernes udgift stiger mere end husholdningernes indtægt (forskellen går til aktieejere i udland og offentlig sektor). Videre vil et engangsløft i aktiekursen løfte langsigsrelationens formuevariabel på samme måde som et løft i boligprisen. En forøget stigningstakt i aktiekursen vil udløse et fald i udbytteraten, og det er i øvrigt nærliggende at opfatte en permanent vækst i aktiekursen som en ændring i udbyttebetaling og lade den påvirke forbrugsfunktionens indkomstbegreber.

Den nye forbrugsrelation bestemmer forbrug givet privat sektors indkomst og husholdningernes formue, og dermed er den private sektors opsparing bestemt som indkomst minus forbrug. For at kunne holde styr på udviklingen i de to private sektors finansielle fordringer, er det nødvendigt at holde styr på deres opsparingsoverskud. Derfor må den private sektors opsparing (og investering) fordeles på netop husholdninger og selskaber. Den nye forbrugsrelation bestemmer som sagt husholdningernes og selskabernes samlede opsparing. ADAM's udbytterelation bestemmer selskabernes opsparing, som kan trækkes fra den private sektors opsparing, så har man husholdningernes opsparing. Desuden er private investeringer i ADAM fordelt på husholdninger og selskaber. Så man får både bestemt husholdningerne og selskabernes opsparingsoverskud, og de kan indsættes i ADAM's dynamiske identiteter for hhv. husholdningerne og selskabernes finansielle nettofordring.

4. Konklusion

Makroforbrugsrelationen er med dette reestimeret til modelversion ADAM Jun19, hvor estimationsperioden er udvidet til at indeholde 2015.

I tillæg er der forsøgt med nye definitioner af den langsigtede formue og indkomst, baseret på hvorvidt der er husholdningernes eller hele den private sektors formue/indkomst man ønsker at benytte. En ændring fra at bruge hele den private sektors formue til kun at bruge husholdningernes formue ex. obligatorisk pensionsopsparing giver mening, da indkomstvariablen er uden obligatorisk pensionsopsparing. Den nye formuevariabel giver praktisk taget samme fit som den oprindelige formuevariablen også i den restrikerede estimation, som er relevant i ADAM, hvor det er nemmest, når indkomst- og formueelasticitet summerer til 1. Uanset hvilken formuevariabel som benyttes, giver reestimationen af den restrikerede modellen (med privat sektors indkomst) tregere tilpasning mod langsigten og større betydning til dummyen.

Forsøget på at erstatte privat sektors indkomst med husholdningernes indkomst gav blandede resultater. Modellen med husholdningernes indkomst gav bedre fit i de sidste år, men ikke over hele estimationsperioden. Desuden gav brugen af husholdningernes indkomst i langsigsrelationen autokorrelation i residualerne. Selv om problemet kunne omgås ved hjælp af Cochrane-Orcutt's

metode, virker denne metode ikke som et godt bud på en løsning da koefficienten til det laggede residual ikke bliver signifikant.

Litteraturliste

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

Knudsen, Dan (2017), ”*De private finansielle konti i ADAM*”. Danmarks Statistik, arbejdspapir. DKN17417

Nagel, Nicoline Wiborg (2018), ”*Reestimation af makroforbrugsrelationen til ADAM modelversion Okt18*”. Danmarks Statistik, arbejdspapir. NNA18o18.

Bilag

Tabel B.1: Estimation af (1b) med sumrestriktion

Modelling $\text{dlog}(\text{Cpuxh}/\text{pcpuxh})$ by NLS

The estimation sample is: 1975 - 2015

| | <u>Coefficient</u> | <u>Std.Error</u> | <u>t-value</u> | <u>t-prob</u> |
|---------------------|--------------------|------------------|-------------------|-----------------|
| aa1 | 0.352836 | 0.09522 | 3.71 | 0.0007 |
| aa2 | 0.049154 | 0.01515 | 3.24 | 0.0026 |
| aa3 | -0.411389 | 0.07618 | -5.40 | 0.0000 |
| a3 | 0.130613 | 0.01656 | 7.89 | 0.0000 |
| a4 | -0.275983 | 0.02925 | -9.44 | 0.0000 |
| a1 | 0.935646 | 0.02034 | 46.0 | 0.0000 |
| sigma | 0.0137022 | | RSS | 0.00657123451 |
| R ² | 0.618096 | | F(5,35) = | 11.33 [0.000]** |
| log-likelihood | 120.965 | | DW | 2.02 |
| no. of observations | 41 | | no. of parameters | 6 |
| mean(actual) | 0.0170138 | | var(actual) | 0.000419671 |

Standard errors based on information matrix

BFGS/warm-up using numerical derivatives (eps1=0.0001; eps2=0.005):

Strong convergence

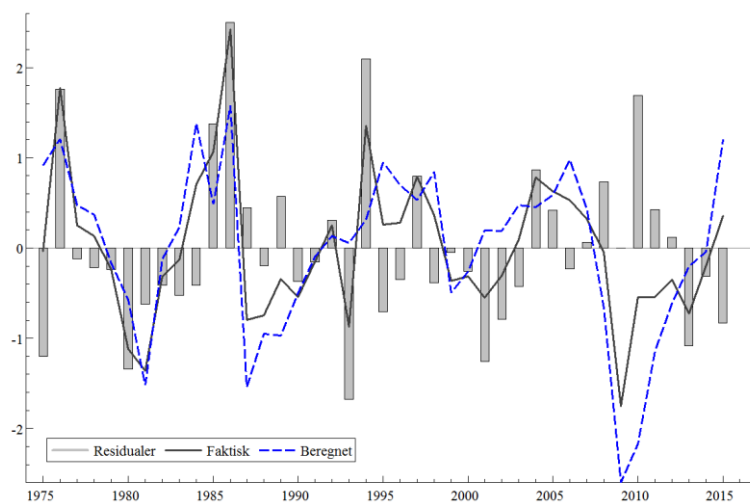
AR 1-2 test: F(2,33) = 0.12648 [0.8816]

ARCH 1-1 test: F(1,33) = 0.36517 [0.5498]

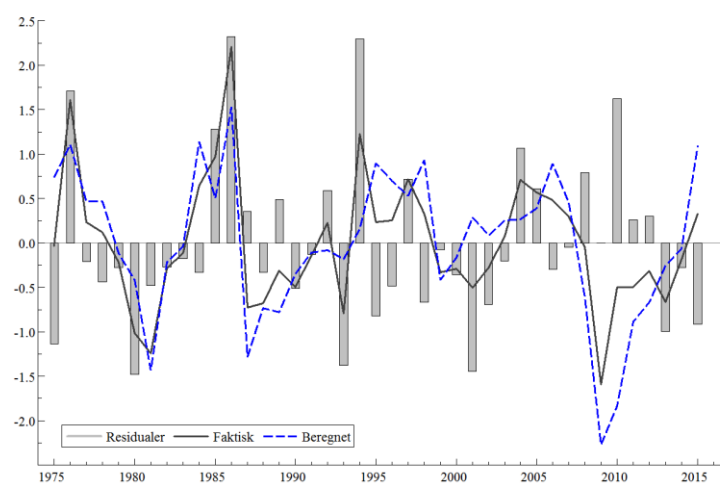
Normality test: Chi²(2) = 5.4288 [0.0662]

Hetero test: F(9,25) = 0.72160 [0.6849]

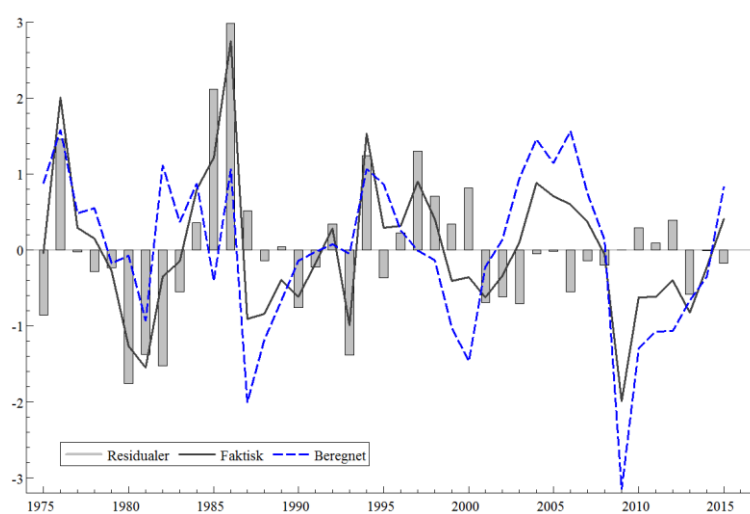
Hetero-X test: F(15,19) = 1.0130 [0.4819]



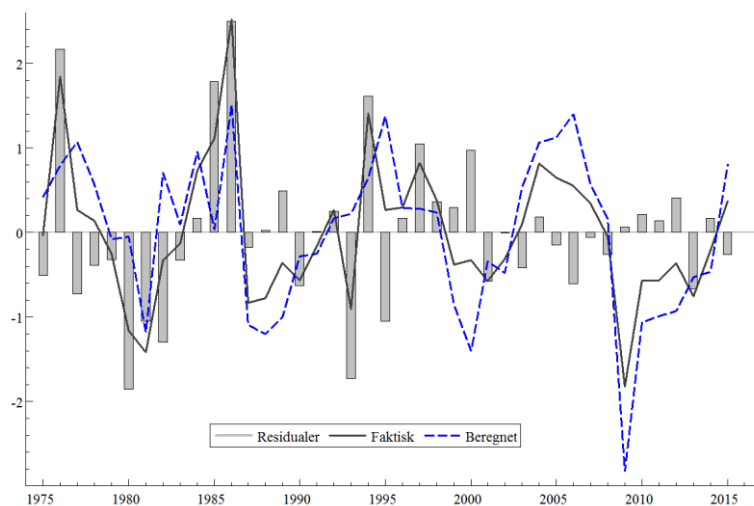
Figur B1: Forklaringsevne ved fri estimation (1a)



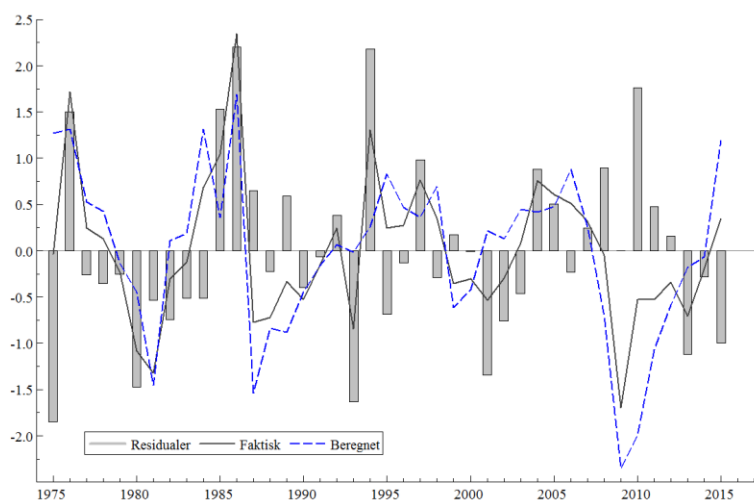
Figur B2: Forklaringsevne ved fri estimation (1b)



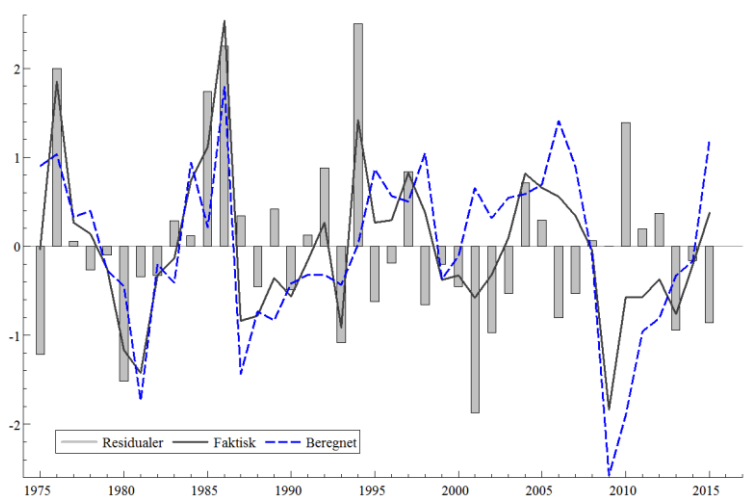
Figur B3a: Forklaringsevne ved fri estimation (1c)



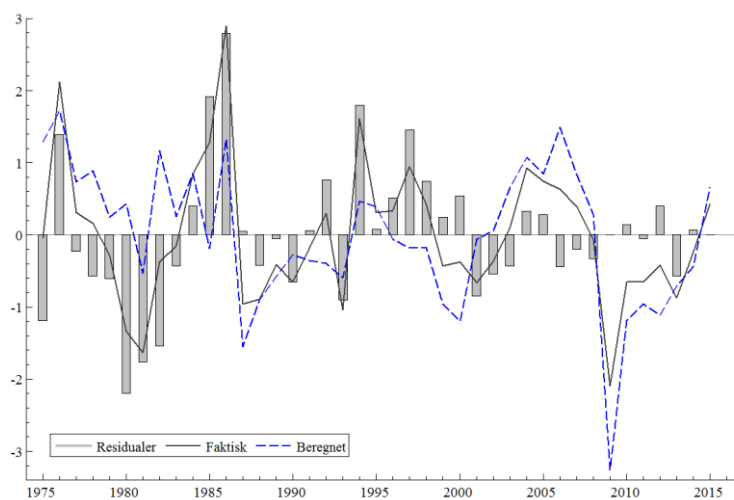
Figur B3b: Forklaringsevne ved fri estimation (1c: Cochrane-Orcutt)



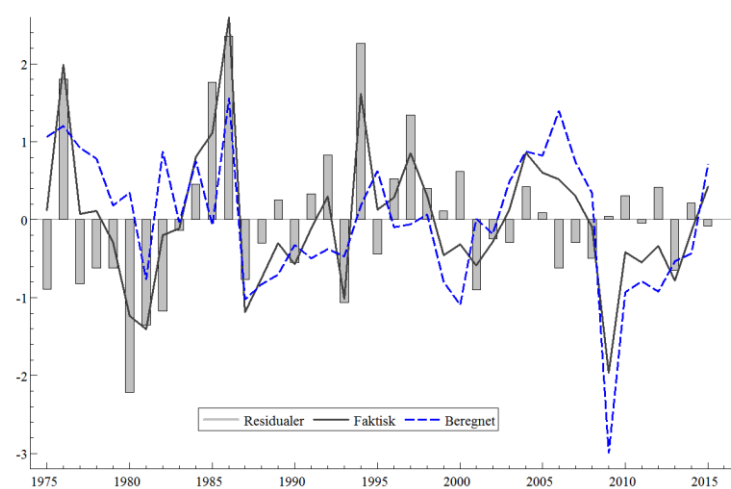
Figur B4: Forklaringsevne ved restrikeret estimation (1a)



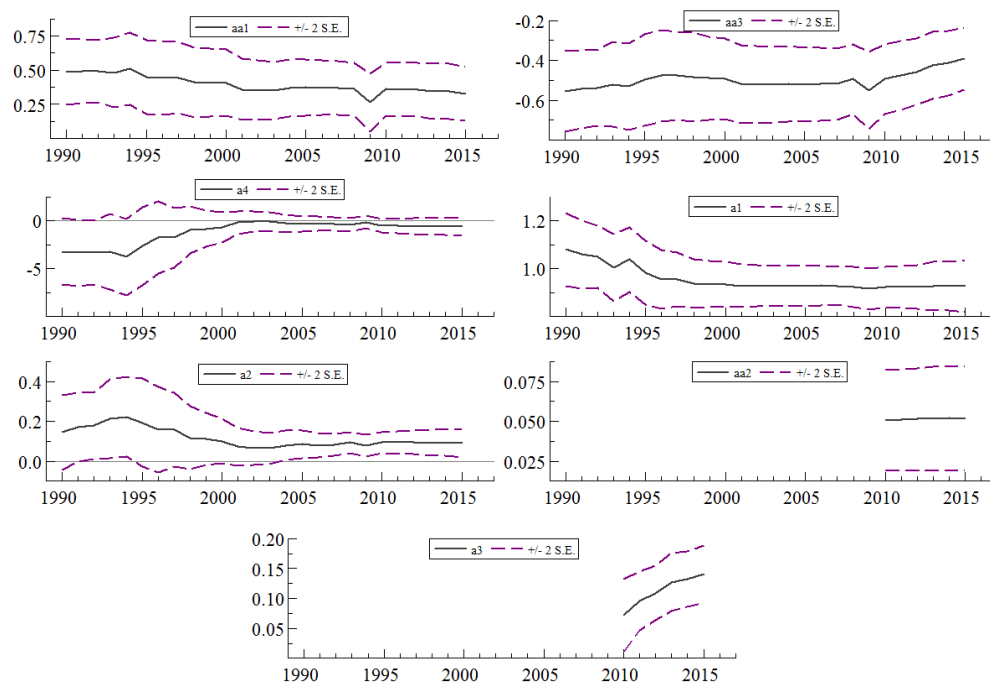
Figur B5: Forklaringsevne ved restrikeret estimation (1b)



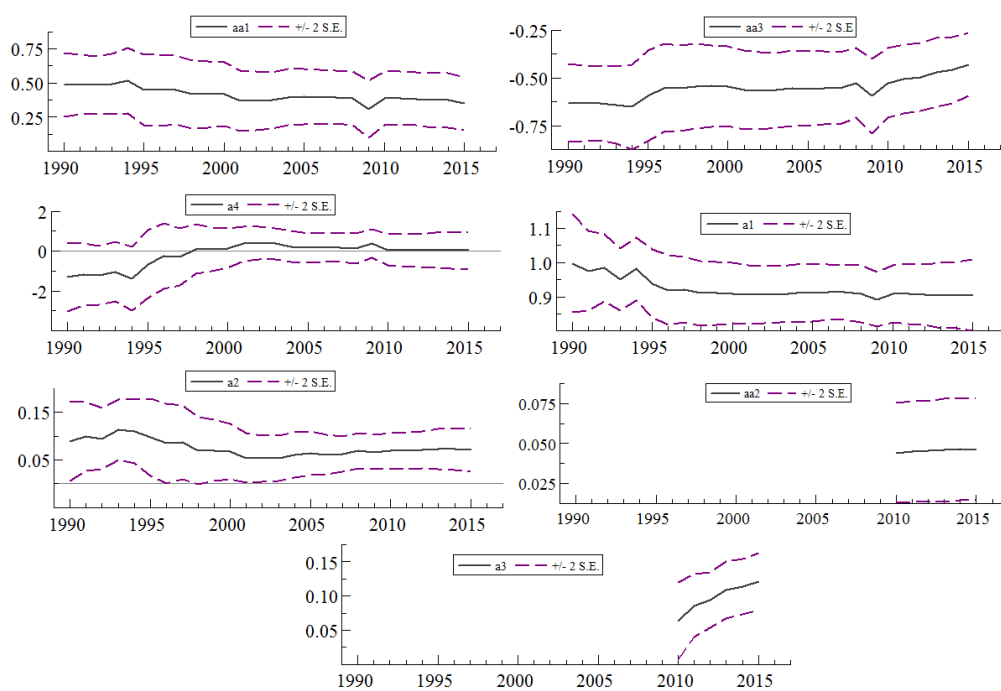
Figur B6a: Forklaringsevne ved restrikeret estimation (1c)



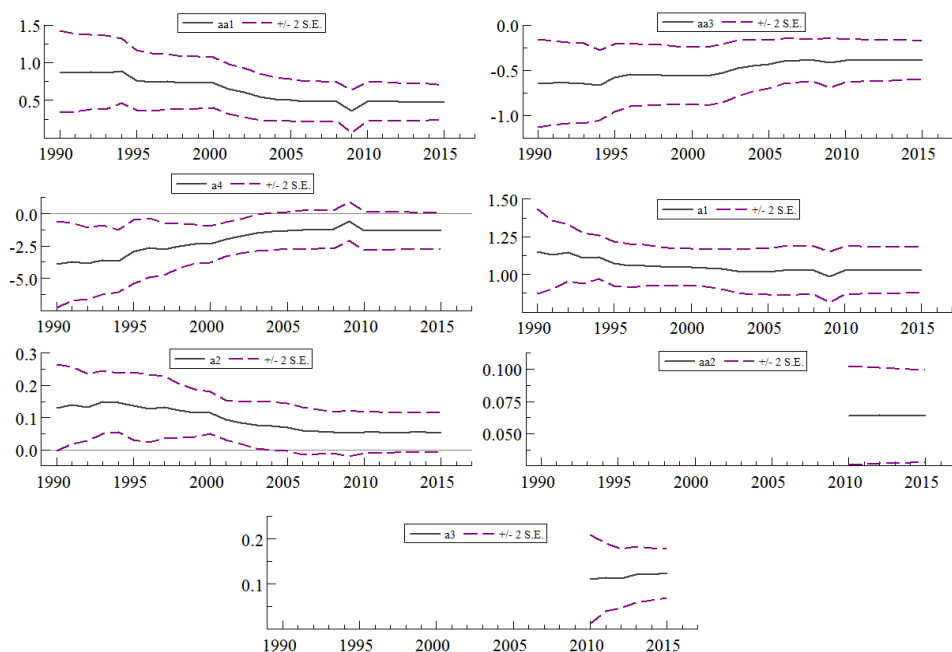
Figur B6b: Forklaringsevne ved restrikeret estimation (1c: Cochrane-Orcutt)



Figur B7: Parameterstabilitet ved fri estimation af (1a)-(2)



Figur B8: Parameterstabilitet ved fri estimation af (1b)-(2)



Figur B9: Parameterstabilitet ved fri estimation af (1c)-(2).

Tabel B.2.: Oversigt over break-point Chow tester

| t | | Jun19 med 1a) | 1b) | 1c) |
|------|-----------|------------------|------------------|-------------------|
| 2000 | F(14,18)= | 0.53752 [0.8911] | 0.45063 [0.9423] | 0.40160 [0.9637] |
| 2001 | F(15,19)= | 0.59268 [0.8461] | 0.49778 [0.9125] | 0.45216 [0.9381] |
| 2002 | F(14,20)= | 0.55390 [0.8695] | 0.41105 [0.9534] | 0.28817 [0.9895] |
| 2003 | F(13,21)= | 0.60883 [0.8204] | 0.42895 [0.9404] | 0.20171 [0.9976] |
| 2004 | F(12,22)= | 0.69092 [0.7431] | 0.48503 [0.9022] | 0.11400 [0.9998] |
| 2005 | F(11,23)= | 0.64130 [0.7758] | 0.43386 [0.9243] | 0.10857 [0.9997] |
| 2006 | F(10,24)= | 0.71252 [0.7046] | 0.45662 [0.9015] | 0.11107 [0.9995] |
| 2007 | F(9,25)= | 0.81334 [0.6089] | 0.51997 [0.8461] | 0.062305 [0.9999] |
| 2008 | F(8,26)= | 0.94818 [0.4957] | 0.60726 [0.7634] | 0.066992 [0.9998] |
| 2009 | F(7,27)= | 0.91122 [0.5128] | 0.62002 [0.7347] | 0.073334 [0.9992] |
| 2010 | F(6,28)= | 1.1025 [0.3856] | 0.75013 [0.6145] | 0.088725 [0.9970] |
| 2011 | F(5,29)= | 1.3570 [0.2692] | 0.39240 [0.8499] | 0.11027 [0.9892] |
| 2012 | F(4,30)= | 1.3707 [0.2675] | 0.49617 [0.7386] | 0.13522 [0.9681] |
| 2013 | F(3,31)= | 1.5035 [0.2330] | 0.66325 [0.5810] | 0.17756 [0.9108] |
| 2014 | F(2,32)= | 0.65493 [0.5263] | 0.46177 [0.6343] | 0.014702 [0.9854] |
| 2015 | F(31,3)= | 0.83104 [0.3686] | 0.85433 [0.3620] | 0.030157 [0.8632] |

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