

## Forslag til forbrugsrelation med vægtet formue

### Resumé:

*I dette papir opdateres estimationerne, som blev foretaget i RBJ15513, hvor det blev foreslået at ændre definitionen af den forbrugsbestemmende formue og indkomst. Opgørelserne omfatter på nuværende tidspunkt hele den private sektor, mens der i dette papir arbejdes med kun at inddrage husholdningernes indkomst og formue. Endvidere foretages en vægtning af de enkelte formuekomponenter, hvor illikvide komponenter nedvægtes, da de forventes at påvirke forbruget relativt lidt.*

---

LRH03815

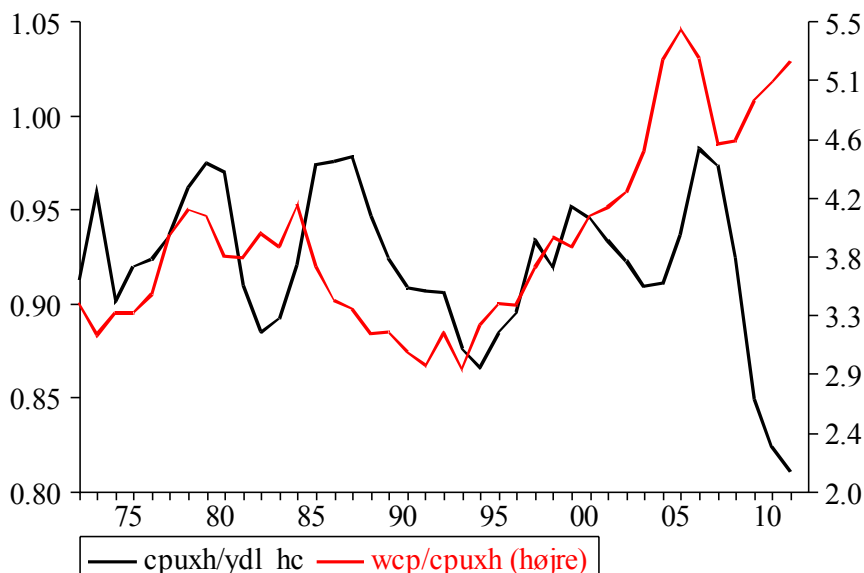
Nøgleord: Forbrugsdannelse, indkomst, formue

*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

Relationen for det langsigtede forbrug er i ADAM modelleret ud fra en antagelse om, at forbrug over indkomst, dvs. forbrugskvoten, afhænger af formuekvoten, formue over forbrug. Sammenhængen mellem forbrugs- og formuekvoten virker dog langt fra konstant over samplet, jf. figur 1<sup>1</sup>.

**Figur 1: Forbrug/indkomst og formue/forbrug, private sektor**



Siden midten af 90'erne har formuekvoten åbenbart fundet et højere niveau i forhold til forbrugskvoten, der fortsat fremstår som nogenlunde stationær. Skiftet i sammenhængen mellem forbrugs- og formuekvote kan afspejle, at opsparingstilbøjeligheden er steget, så husholdningerne ønsker en højere formuekvote. Det svarer til, at der er brud i forbrugsrelationens parameter.

En anden forklaring kunne være, at vi bruger nogle forkerte variable for indkomst og formue. Vores variable vedrører hele den private sektor, og fx kunne den manglende sammenhæng afspejle, at selskabernes disponible indkomst, der svarer til selskabernes opsparing, i højere grad påvirker husholdningerne via udbyttebetalinger og via værdiændringer i husholdningernes aktiebeholdning.

Det kan også være, at forbrugsrelationens formue indeholder illikvide elementer, den obligatoriske pensionsopsparing kunne være et eksempel. I så fald skal vi vægte elementerne i den forbrugsbestemmende formue. Det er ikke første gang, at det undersøges, om det forbedrer ADAMs forbrugsfunktion, at beskrive forbruget ud fra *husholdningernes* indkomst og *husholdningernes* formue i stedet for hele den private indkomst og formue. Der har allerede været gjort forsøg i Dawits papir *DSI02412*, hvor der bliver opstillet en serie for husholdningernes formue, som derefter testes i forbrugsrelationen, og en ældre reference er Dam m.fl. (2004).

<sup>1</sup> Papirets datagrundlag er bankerne *adbk0614* og *ebk* fra juni 2014.

## 2. Forbrugsbestemmende formue

Vi bygger her videre på formuebegrebet fra *DSI02412*, men vælger at udelade et par formuekomponenter. Det drejer sig for det første om formue i køretøjer, da det er tvivlsomt om denne formue er forbrugsbestemmende. For det andet droppes lejeboliger, så den anvendte boligformue er værdien af husholdningernes ejerboliger. Husholdningernes finansielle nettoformue før 1994 er opgjort på baggrund af nationalbankens serie for husholdningernes finansielle nettoformue<sup>2</sup>.

Udgangspunktet for den forbrugsbestemmende formue er dermed givet ved:

$$\begin{aligned} \text{Formue}_{\text{forbrugsbestemmende}} &= \text{ejerboligformue} + \text{finansiell formue eksklusiv pensionsformue} \\ &+ \text{efter skat pensionsformue med engangsydelser} \\ &+ \text{efter skat pensionsformue med løbende ydelser.} \end{aligned}$$

Kaldes denne formue for *Wch2* haves med ADAM-navne:

$$\begin{aligned} Wch2 &= Whe + (wn\_h - Wp) \\ &+ (Wpio\_bf + Wpco\_bf) * (1 - tsyp) \\ &+ (Wp - Wpio\_bf - Wpco\_bf) * (1 - tss0 - tssp0 - tss1 - tssp1). \end{aligned}$$

## 3. Forbrugsbestemmende indkomst

For at tydeliggøre indkomstjusteringen mht. pensionsopsparingen indføres her en særlig variabel, *tyipi*, der indeholder ADAM-begrebet for nettoudbetalingen fra frivillige bankbaserede pensionsordninger, jf. nedestående.

$$tyipi = (Typir\_bf - Tpir\_bf + Typio\_bf - tpio\_bf) - Tip\_b + Syw\_ib$$

$$Syw\_ib = ksywp\_bf * [tsywp * bsywp * (Tip\_b) + tsywpa * (Owpir\_bf + Owpio\_bf)]$$

$$Syw\_ib = 0, \text{ for } 1973 \text{ til } 1983$$

<i>Typi:</i>	<i>Nettoudbetalinger fra private pensionsordninger i banker.</i>
<i>Typir_bf:</i>	<i>Pensionsudbetalinger, løbende ydelser, private ordninger.</i>
<i>Tpir_bf:</i>	<i>Pensionsindbetalinger, løbende ydelser, private ordninger.</i>
<i>Typio_bf:</i>	<i>Pensionsudbetalinger, engangs ydelser, private ordninger.</i>
<i>tpio_bf:</i>	<i>Pensionsindbetalinger, engangs ydelser, private ordninger.</i>
<i>Tip_b:</i>	<i>Afkast fra pensionsordninger i banker.</i>
<i>Syw_ib:</i>	<i>Realrenteafgift, private ordninger.</i>

P.t. behandles de frivillige bankbaserede pensionsordninger ligesom de obligatoriske, så *Tyipi* er en del af ADAMs forbrugsbestemmende indkomst, men det er nærliggende at overveje om *Tyipi* skal holdes udenfor, så det kun er de obligatoriske pensionsmæssige nettoudbetalinger, der medregnes, når den forbrugsbestemmende indkomst opgøres.

Det er endvidere valgt at justere i SP-pensionsudbetalingerne. I årene 2009 og 2010 blev hele SP-pensionsformuen udbetalt, hvilket gav unormalt høje

<sup>2</sup> Jf. RBJ15513, afsnit 2.

udbetalinger fra denne ordning jf. tabel 1 i *RBJ15513*. Vi undlader at indregne SP-udbetalingerne i den forbrugsbestemmende indkomst i 2009 og 2010. Det svarer reelt til at opfatte SP-udbetalingerne i de to år som kapitalbetalinger.

Når man danner et indkomstbegreb til at bestemme forbruget ex bolig, *cpuxh*, er det naturligt at fratække husholdningernes andel af bruttoværditilvæksten i erhvervet boligbenyttelse, da værditilvæksten i boligbenyttelse kommer fra boligforbruget. Husholdningernes andel af værditilvæksten sættes til *kyr\_h\*byrhh*, svarende til husholdningernes andel af restindkomsten i erhvervet boligbenyttelse.

Derudover antages det, at de selvstændige, fx landmænd, håndværksmestre og andre enkeltmandsfirmaer, der ligger i husholdningssektoren, lægger penge til side til at dække deres udgifter til afskrivninger på kapitalapparat. Så husholdningernes erhvervsmæssige afskrivninger fratrækkes i forbrugsrelationens indkomstbegreb.

Ved at inddrage ovenstående antagelser i formuleringen af husholdningernes langsigtede forbrugsbestemmende indkomst, som vi her kalder *ydl\_h*, fås med ADAM-navne:

$$ydl\_h3 = (Yd\_h + Tpc\_h\_cf - Typc\_cf\_h) - Tip\_cf + Sywp + (Typn\_cf - Typcr\_sp + Typcr\_spk - tyipi) - kyr\_h * byrhh * Yfh - iv\_h$$

$$iv\_h = bqs_a * (Invba + invma) + bqse * (Invbe + invme) + bqs_b * (Invbb + invmb) + bqsng * (Invbng + invmng) + bqsne * (Invbne + invmne) + bqs_nf * (Invbnf + invmnf) + bqs_nz * (Invbnz + invmnz) + bqs_qz * (Invbqz + invmqz) + bqs_qs * (Invbqs + invmqs) + bqs_qf * (Invbqf + invmqf)$$

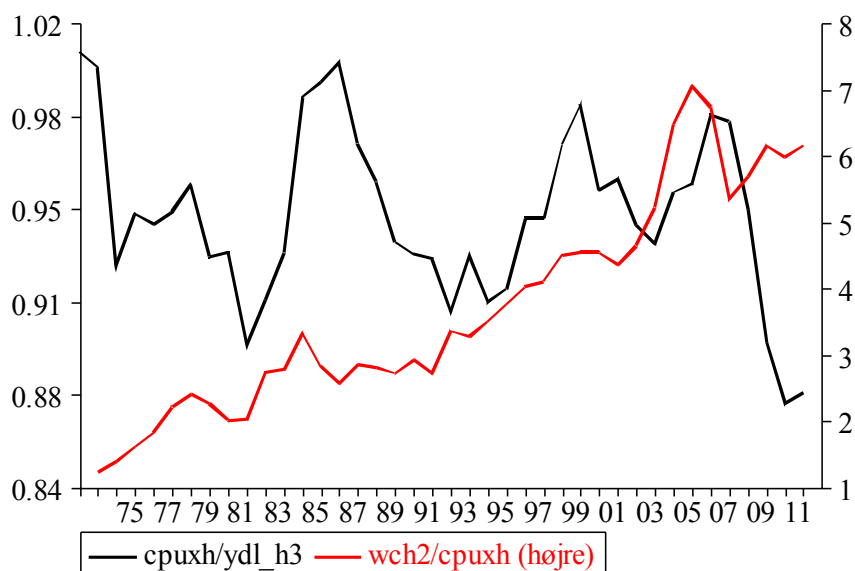
hvor

<i>ydl_h3</i> :	<i>Husholdningernes forbrugsbestemmende indkomst</i>
<i>Yd_h</i> :	<i>Disponibel bruttoindkomst i husholdningerne (NR-def)</i>
<i>Tip_cf</i> :	<i>Formueafkast fra pensioner</i>
<i>Sywp</i> :	<i>Realrenteafgift</i>
<i>Tpc_h_cf</i> :	<i>Pensionsindbetalinger fra husholdninger, kollektiv ordning</i>
<i>Typc_cf_h</i> :	<i>Pensionsudbetalinger fra husholdninger, kollektiv ordning</i>
<i>Typn_cf</i> :	<i>Nettopensionsudbetalinger til private, kollektiv og frivillig ordning</i>
<i>Tyipi</i> :	<i>Nettoindbetalinger til pensionskasser, frivillig ordninger</i>
<i>Typcr_sp</i> :	<i>Udbetalinger fra SP-pensionsordning</i>
<i>Typcr_spk</i> :	<i>Korrigeret udbetalinger fra SP-pensionsordning</i>
<i>Yfh</i> :	<i>Bruttoværditilvæksten i husholdningerne</i>
<i>Kyr_h</i> :	<i>Korrektionsfaktor</i>
<i>Byrhh</i> :	<i>Boligejernes andel af restindkomsten i boligbenyttelse</i>
<i>iv_h</i> :	<i>Samlede afskrivninger vedr. selvstændige i husholdningssektoren</i>
<i>Bqs&lt;erh&gt;</i> :	<i>Selvstændigkvote i erhvervet</i>
<i>Invb&lt;erh&gt;</i> :	<i>Afskrivninger af kapitalmængde på bygninger og anlæg</i>
<i>Invm&lt;erh&gt;</i> :	<i>Afskrivninger af kapitalmængde på maskiner mm.</i>

Der bemærkes, at den første parentes i ligningen for *ydl\_h3* svarer til nationalregnskabet's disponible husholdningsindkomst, *yd\_h*, tillagt nationalregnskabet's korrektion for ændringer i husholdningernes nettoformue i

pensionskasser, så parentesen angiver disponibel bruttoindkomst før pensionskorrektion. De næstfølgende variable fratrækker ADAMs korrektion for ændringer i husholdningernes nettoformue i pensionskasser og pengeinstitutter, og til sidst fratrækkes husholdningernes andel i boligsektorens værditilvækst samt husholdningernes afskrivninger. Figur 2 viser forbrugs- og formuekvoten, hvor det er den ovenfor formulerede forbrugsbestemmende formue og indkomst, der indgår.

**Figur 2: Forbrug/indkomst og formue/forbrug, husholdningerne**



I lighed med figur 1 viser figur 2, at sammenhængen mellem de to kvoter er skiftet over samplet så formuekvoten fra engang i 90'erne vokser fra forbrugskvoten. Det har med andre ord ikke løst den grundlæggende problemstilling i den nuværende forbrugsrelation at skifte fra den private sektors indkomst og formue til husholdningssektorens.

Som omtalt er der et problem med de store SP-udbetalinger i 2009 og 2010, som vi har valgt at justere for i den langsigtede forbrugsbestemmende indkomst. Vi vælger også at udelade SP-udbetalingerne for 2009 og 2010 i den kortsigtede forbrugsbestemmende indkomst svarende til, at disse betalinger opfattes som kapitalbetalinger. Den *korrigerede* kortsigtede forbrugsbestemmende indkomst kaldes *ydk\_hk*.

$$Ydk\_hk = Ydk\_h - Typcr\_sp + Typcr\_spk - tyipi$$

hvor

*Ydk\_h*: Husholdningernes forbrugsbestemmende indkomst, kort sigt.

*Typcr\_sp*: Udbetalinger fra SP-pensionsordning

*Typcr\_spk*: Korrigerede udbetalinger fra SP-pensionsordning, lig *Typcr\_sp* for 2002 til 2008, 0 ellers.

*Tyipi*: Nettoudbetalinger fra frivillige pensionsordninger

#### 4. Analyse af de enkelte formuekomponenter

Både konjunktursving og den siden 90'erne voksende trend i den samlede formue  $Wch2$  stammer i høj grad fra boligformuen  $Whe$ , der er den største enkeltkomponent i husholdningernes formue.<sup>3</sup>

Sammenfattende ser det ud til, at den markante udvikling i boligformuen brutto har øget realkreditbelåningen, mens der ikke er tegn på, at den klare vækst i den obligatoriske pensionsformue har skabt mere end en svagt vigende reaktion i husholdningernes øvrige finansielle nettofordring, jf. figur 6 og 7 i *RBJ15513*.

Hvis vi vælger at vægte bruttoboligformuen med 0,75, aktieformuen med 0,25 og den obligatoriske pensionsformue med 0 fås følgende formuevariable  $Wch3$

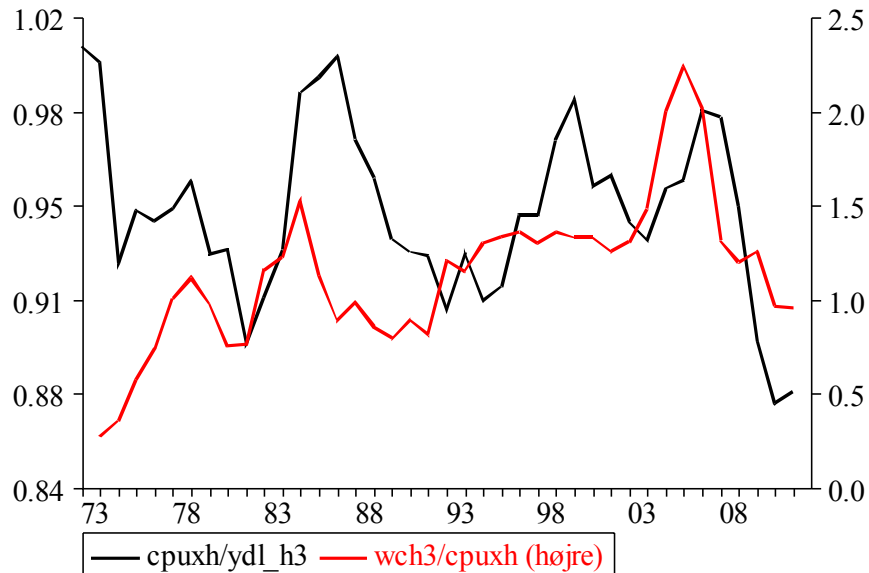
$$Wch3 = 0,75*Whe + \widehat{wn}_h - Wp + Wpio\_bf*(1-tsyp) + Wpir\_bf*(1-tss0-tssp0-tss1-tssp1) \quad (4)$$

hvor

$$\widehat{wn}_h = Wcp\_cf\_h + Wnb\_h - Wlm\_h\_cf + 0,25*(Ws\_d\_h + Ws\_e\_h) + Wp\_cf\_h + Wnq\_h$$

Figur 3 viser  $wch3/cpuxh$  sammen med forbrugskvoten.

**Figur 3: Forbrug/indkomst og formue/forbrug, husholdningerne**



Hvis figur 3 sammenholdes med figur 2, fremgår det, at kvoten, formue over forbrug, er blevet mindre trendet. Samtidig ser det ud til, at korrelationen mellem formue- og forbrugskvoten er øget ved transformationen. Korrelationen er dog ikke blevet høj og ensartet over hele samplet.

<sup>3</sup> I 2008 udgjorde boligformuen over 50 % af husholdningernes samlede aktiver (*RBJ15513*, afsnit 3)

## 5. Forslag til relation

Vi vil nu formulere et forslag til en ny forbrugsrelation. Til det formål benytter vi for det første den i papiret opstillede særlige forbrugsbestemmende formue og de særlige forbrugsbestemmende indkomster for husholdningerne, dvs. *wch3*, *ydl\_h3* og *ydk\_hk*. Vi holder desuden fast i *jul13*-formuleringen af kortsigtsdynamikken, dvs. den logaritmiske ændring i forbruget er på kort sigt bestemt af den logaritmiske ændring i den kortsigtede indkomst.

Da det nye formuebegreb er kommet tættere på nul, vælger vi at udskifte den logaritmiske langsigtsformulering med en lineær formulering ex konstant. Slutteligt korrigerer vi for en signifikant førsteordens autokorrelation, ved at indsætte et Cochrane-Orcutt *ar(1)*-led i relationen. Den samlede estimerede relation kan ses i tabel 1, ligning 9 i næste afsnit. Tabel 1 viser desuden 8 andre estimationer af forbrugsrelationen med papirets forskellige bud på forbrugsbestemmende størrelser. Den estimerede ligning 9 er som sagt p.t. vores bud på en ny forbrugsrelation.

De med denne forbrugsrelation beregnede forbrugsændringer er sammenholdt med de faktiske forbrugsændringer i figur 6, som er vist i appendiks.

Fra figur 6 fremgår det, at den opstillede forbrugsrelation har et ensartet fit over hele samplet. Også i de sidste år, bortset fra 2011, følger relationen de faktiske ændringer pænt, og residualen i 2011 er blevet næsten halveret ift. den nuværende relation, jf. figur 4.

## 6. Estimation af samlet forbrugsrelation

Tabel 1 viser estimationsresultater for 9 forskellige formuleringer af forbrugsrelationen. Den første estimation i ligning 1 tager udgangspunkt i de i ADAM-*jul13* benyttede forklarende variable og den nuværende logaritmiske formulering. Ligningens definition af indkomsten – kortsigtet: *YK* og langsigtet: *Y* – samt af formuen *W* er angivet med tallene 1 til 3 i de første tre kolonner efter ligningsnummeret. I tabellen indgår tre definitioner af hver af de tre variable, jf. tabellens note, og ligning 1 bruger som vist definition nr. 1 for alle tre.

I forhold til ligning 1 er det især et problem, at koefficienten til formuekvoten, der i tabellen er opgjort med *Y* i nævneren, kun er knap dobbelt så stor som dens standardfejl. Formuekvoten er ikke stationær, så koefficientestimatets *t*-værdi følger en Dickey-Fuller fordeling, og den moderate *t*-værdi antyder, at den aktuelle formuevariabel ikke hører til i den langsigtede forbrugsrelation. Det er også et problem, at ligningen har svært ved at forecaste de tre foreløbige observationer i 2010-12, jf. den høje værdi af  $\chi^2(3)$ -brudtestet.

De alternative formuebegreber, der skal afprøves, er som sagt snævrere afgrænset, mere volatile og tættere på nul. Det taler for at lade de alternative kvoter indgå uden logaritmer. Ligning 2 bruger de samme variable som ligning 1, men variablene indgår nu uden logaritmer. Som det fremgår ved at sammenholde ligningerne 2 og 1 i tabel 1 ændrer fravalget af logaritmer ikke væsentligt ved estimationsresultatet.

Specielt bemærkes, at faldet i formuekvotens koefficient fra 0,0316 i ligning 1 til 0,0078 i ligning 2 primært afspejler, at formuen er flere gange større end indkomsten, så koefficienten bliver automatisk mindre i den lineære udformning end i den logaritmiske udformning, hvor koefficienten afspejler en elasticitet. Nærmere bestemt sikrer kvoteformuleringen i ligning 1, at den langsigtede indkomst- og formueelasticitet summer til én. Hvis vi for enkelhedens skyld sætter variabelens ændring til nul, dvs. vi ser på ligevægtstilfældet, fås

$$\begin{aligned}
 -0,495 * \ln(C/Y) + 0,0316 * \ln(W/Y) &= \textit{konstant} \\
 \Leftrightarrow \\
 \ln(C) &= 0,94 * \ln(Y) + 0,06 * \ln(W) + \textit{konstant}
 \end{aligned}$$

Formuleringen i ligning 2 sikrer det samme, altså at elasticiteterne summer til én, fordi den lineære langsigtsrelation med  $C$ ,  $Y$  og  $W$  ikke har nogen konstant. Vi får:

$$\begin{aligned}
 -0,523 * (C/Y) + 0,0078 * (W/Y) &= 0.470 \\
 \Leftrightarrow \\
 C &= 0.90 * Y + 0.01 * W
 \end{aligned}$$

Vi fortsætter nu med den lineære formulering på andre indkomst- og formuevariable, og der kan direkte sammenlignes med resultatet for de nuværende variable i ligning 2.

I ligning 3 korrigeres den kortsigtede forbrugsbestemmende indkomst for den ekstraordinært store SP-udbetaling i 2009 og 2010. Denne korrektion øger som ventet første års indkomstelasticitet. Desuden reducerer korrektionen både ligningens standardafvigelse og JB-teststatistikken for normalitet. Sidstnævnte er  $\chi^2(2)$ -fordelt og bliver klart insignifikant i ligning 3.

I ligning 4 ændres den langsigtede forbrugsbestemmende indkomst til kun at omfatte husholdninger i stedet for hele den private sektor. Isoleret set virker det ikke som en god idé, for standardafvigelsen går tydeligt i vejret, samtidig med at residualerne bliver autokorrelerede, og de laggede kvoters t-værdier falder. De autokorrelerede residualer ændrer den asymptotiske fordeling af standardafvigelserne beregnet på normal vis. Derfor tages højde for de autokorrelerede fejllid ved at benytte en HAC (Newey-West) estimator til at beregne robuste standardafvigelser over for heteroskedacitet og førsteordens autokorrelation. Dette er gjort for ligning 4 til 7 i tabel 1, da det er disse ligninger, der har problemer med autokorrelerede residualer.

Det bemærkes, at problemet med autokorrelationen i ligning 4 til 7 ikke bare løses ved at beregne HAC-estimerede standardfejl, fordi det laggede forbrug,  $C_{-1}$ , indgår som uafhængig variabel. Denne variabel er endogen, såfremt der er autokorrelation i fejllidene, og resultaterne bliver derfor inkonsistente. Ligning 4 til 7 kan derfor alene bruges til at illustrere den gradvise ændring af definitionen af de forklarende variable, mens estimatorne først bliver konsistente, når autokorrelationen håndteres i ligning 8 og 9.



I ligning 8 fjernes autokorrelationen i fejlede ved at indføre den forklarede variabel lagget på højresiden. Den nye variabel er signifikant, så standardfejlen falder. Vi kan nu ikke længere forkaste nulhypotesen om, at fejlede er uden autokorrelation, mens det forsat ikke ser ud til, at fejlede i de tre foreløbige år er fra samme fordeling som estimationsperiodens fejlede. Chi3-statistikken er 11,26 i ligning 8, og det er over 5 % - grænsen på 7.8 for  $\chi^2(3)$ .

I ligning 9 fjerner vi autokorrelationen ved at indsætte et Cochrane-Orcutt  $ar(1)$ -led. Som det fremgår af tabel 1, reducerer denne estimationsprocedure standardafvigelsen yderligere, samtidig med at  $chi3$ -statistikken kommer tættere på 5 % - grænsen.

Tabel 3: Forsøg med indkomst- og formuebegreber i makroforbrugsrelationen, 1975-2010														
Lign.	YK	Y	W	$\Delta FC_{-1}$	$\Delta FYK$	$\ln(C_{-1}/Y_{-1})$	$\ln(W_{-1}/Y_{-1})$	$C_{-1}/Y_{-1}$	$W_{-1}/Y_{-1}$	AR1	SE	LM1	JB	Chi3
1.	1	1	1		0,291 (0,109)	-0,495 (0,094)	0,0316 (0,0185)				0,0166	0,545	2,48	81,24
2.	1	1	1		0,285 (0,109)			-0,523 (0,100)	0,0078 (0,0050)		0,0166	0,547	2,34	72,30
3.	2	1	1		0,306 (0,106)			-0,499 (0,097)	0,00770 (0,0048)		0,0163	0,856	0,75	70,85
4.	2	2	1		0,365 <b>(0,121)</b>			-0,323 <b>(0,130)</b>	0,0025 <b>(0,0076)</b>		0,0201	8,68	3,98	21,51
5.	2	2	2		0,355 <b>(0,099)</b>			-0,310 <b>(0,131)</b>	0,00013 <b>(0,0037)</b>		0,0202	8,23	4,51	18,93
6.	2	2	3		0,320 <b>(0,111)</b>			-0,350 <b>(0,116)</b>	0,015 <b>(0,0087)</b>		0,0196	9,80	3,78	19,81
7.	3	3	3		0,485 <b>(0,102)</b>			-0,404 <b>(0,078)</b>	0,019 <b>(0,0078)</b>		0,0185	10,42	2,18	13,92
8.	3	3	3	0,367 (0,130)	0,588 (0,126)			-0,424 (0,111)	0,0130 (0,0078)		0,0168	0,379	0,650	11,26
9.	3	3	3		0,506 (0,086)			-0,812 (0,127)	0,0573 (0,0124)	0,785 (0,104)	0,0144			8,40

De forklarede variable er  $\Delta FC$ , hvor  $C=C_{puxh}$ ,  $\Delta$  angiver logaritmisk ændring og  $F$ , at der er divideret med forbrugets pris  $pc_{puxh}$ .  $YK1=ydk_h$  fra jul13,  $YK2=SP$ -korrigeret  $ydk_h$ .  $YK3=Yk2$  uden fradrag af frivillig indbetaling.  $FYK=YK/pc_{puxh}$ .  $Y1=ydl_{hc}$ ,  $Y2=ydl_h$  ( $ydl_h$  ex BVT i boligbranche, ex afskrivning og korrigeret for ADAMs pensionsopsparring.  $Y3 = Y2$  uden fradrag af frivillig indbetaling.  $W1=W_{cp}$ .  $W2=W_{he}+W_{n_h}-W_p+W_p$  efterskat =  $W_{ch2}$  i (1).  $W3=W2-0,25*W_{he}-0,75*W_{s_h}$ -obligatorisk  $W_p$  efterskat. Værdierne i parenteser er standard afvigelser på koefficienterne. For ligning 4 til 7 er de angivende standardafvigelser HAC robuste standardafvigelser. LM1 tester for 1. ordens autokorreleret fejllid,  $\chi^2$  med 1 DF. Chi3 er et brudtest for 2010-12,  $\chi^2$  med 3 DF.

I tabel 1's ligning 6 til 9 indgår den vægtede formuevariabel  $Wch3$  med a priori fastsatte vægte til boligformuen, aktieformuen og den obligatoriske pensionsformue. Vi kan alternativt prøve at estimere vægtene. Formuevariablen optræder udelukkende som tæller i en brøk, og denne brøk indgår i ligningen uden yderligere transformation. Så det er i princippet let at dele formuevariablen op i delelementer.

Vi bruger en ligning med lagget venstresidevariabel som udgangspunkt. Tabel 4 viser resultatet af at introducere den uvægtede formuevariabel,  $Wch2$ , sammen med tre delformuer (aktieformuen, boligformuen og den obligatoriske pensionsformue) med disses a priori satte vægte på henholdsvis -0,75, -0,25 og -1. De i alt fire formuevariable er alle divideret med indkomsten  $Y3$  lagget, og hvis de netop nævnte a priori vægte er korrekte, vil man ikke kunne afvise, at de tre formuekomponenter ganget med deres vægte har samme koefficient som  $Wch2$ , 0,027. Bemærk, at de tre koefficienter til henholdsvis aktieformuen, boligformuen og den obligatoriske pensionsformue har negative koefficienter svarende til at de tre formuer fratrækkes delvis eller helt, jf. de negative a priori vægte.

**Tabel 2: Forbrugsfunktion nr. 8 fra tabel 1 med estimerede formuevægte**

$$\begin{aligned} \Delta FC = & 0,402 + 0,291 \cdot \Delta FC_{-1} + 0,625 \cdot \Delta FYK3 - 0,453 \cdot C_{-1} / Y3_{-1} \\ & (0,111) \quad (0,134) \quad (0,127) \quad (0,126) \\ & + 0,027 \cdot W2_{-1} / Y3_{-1} - 0,013 \cdot 0,75 \cdot (Ws\_d\_h_{-1} + Wp\_cf\_h_{-1}) / Y3_{-1} \\ & (0,012) \quad (0,037) \\ & - 0,012 \cdot 0,25 \cdot Whe_{-1} / Y3_{-1} \\ & (0,034) \\ & - 0,078 \cdot (Wpco\_bf_{-1} \cdot (1 - tsyp_{-1}) + Wpcx_{-1} \cdot (1 - tss0_{-1} - tssp0_{-1} - tss1_{-1} - tssp1_{-1})) / Y3_{-1} \\ & (0,033) \end{aligned}$$

hvor  $wpcx = wpcr\_bf + wpcr\_atp + wpcr\_dmp + wpcr\_sp + wpcr\_ld$ . Under hver koefficient er standardafvigelsen angivet i parentes. Ligningens SE, LMI, JB og Chi3 (jf. tabel 3, ligning 8)

Koefficienten på 0,013 til -0,75 gange aktieformuen er mindre end den samlede uvægtede formues koefficient på 0,027. Det antyder, at de 0,75 er for højt sat, men med en standardafvigelse på 0,037 er 0,013 og 0,027 ikke signifikant forskellige, og de -0,75 kan ikke afvises.

For den obligatoriske pensionsformue peger estimationsresultatet på, at man skulle bruge en større vægt end 1, men det er ikke meningsfyldt at trække den obligatoriske pensionsformue fra mere end én gang.

Sidstnævnte tager vi konsekvensen af og laver nu en estimation hvor vi holder vægten til den obligatoriske pensionsformue fast på 1.

**Tabel 3: Forbrugsfunktion nr. 8 fra tabel 3 med estimerede formuevægte, vægt på pensionsformuen sat til 1.**

$$\begin{aligned} \Delta FC = & 0,388 + 0,333 \cdot \Delta FC_{-1} + 0,622 \cdot \Delta FYK3 - 0,444 \cdot C_{-1} / Y3_{-1} \\ & (0,114) \quad (0,137) \quad (0,132) \quad (0,131) \\ & + 0,022 \cdot W2_{-1} / Y3_{-1} - 0,052 \cdot 0,75 \cdot (Ws\_d\_h_{-1} + Wp\_cf\_h_{-1}) / Y3_{-1} \\ & (0,013) \quad (0,031) \\ & - 0,0046 \cdot 0,25 \cdot Whe_{-1} / Y3_{-1} \\ & (0,035) \\ & - 0,022 \cdot (Wpco\_bf_{-1} \cdot (1 - tsyp_{-1}) + Wpcx_{-1} \cdot (1 - tss0_{-1} - tssp0_{-1} - tss1_{-1} - tssp1_{-1})) / Y3_{-1} \\ & (0,0125) \end{aligned}$$

Koefficienten til -0,75 gange aktieformuen bliver ved denne estimation større end den samlede uvægtede formues koefficient på 0,022. Dvs. der trækkes mere aktieformue ud af den forbrugsbestemmende formue end ved den foregående estimation og koefficienten på -0,75 antydes nu for lavt sat.

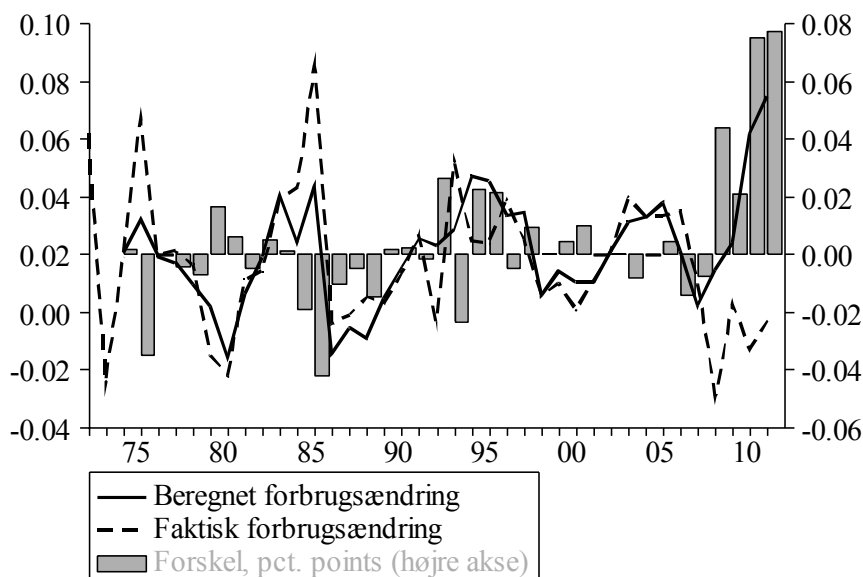
At der trækkes mere aktieformue ud af ligningen er en naturlig konsekvens af, at der trækkes mindre pensionsformue ud, da pensionsformuen rummer en del aktier.

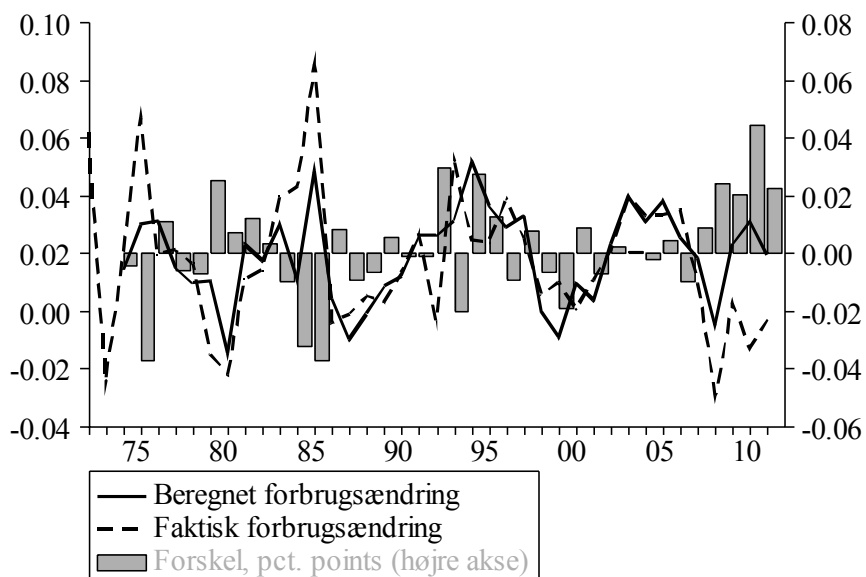
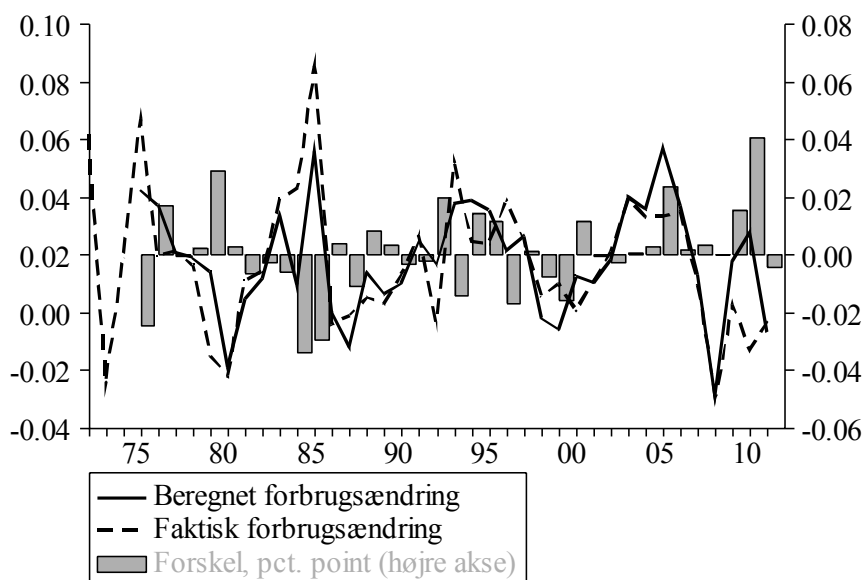
Sammenfattende kan de valgte vægte ikke afvises ud fra empirien, men det fremgår også, at det er vanskeligt at fastsætte vægtene empirisk på baggrund af tidsseriedata.

## 6. Appendiks

Appendiks fremviser tre figurer, der viser fittet mellem de med hhv. ligning 2, ligning 8 og ligning 9 beregnede forbrugsændringer og sammenligninger disse med de faktiske forbrugsændringer.

**Figur 4: Forbruget i faste priser, ADAMs nuværende Forbrugsfunktion, jf. ligning 2 i tabel 1**



**Figur 5: Forbruget i faste priser, jf. ligning 8 i tabel 3****Figur 6: Forbruget i faste priser, jf. ligning 9 i tabel3**

## 7. Konklusion

Gennem dette papir er det blevet forsøgt at forbedre forbrugsrelationen ved at ændre de forklarende variable i relationen fra at omfatte hele den private sektor til at omfatte husholdningerne.

Udskiftningen af indkomst og formuebegrebet fra at omfatter den private sektor til at omfatte husholdningerne gør forbrugsrelationen lidt pænere, men den bliver ikke rigtig pæn. Kvoten, formue over forbrug, bliver mere stationær

af ændringerne, men enhedsroden i langsigtelsesrelationens residualer forsvinder ikke.

Ved at kombinere ændringerne i de langsigtede forbrugsbestemmende variable med en nedvægtning af mindre likvide aktiver og en korrektion af den kortsigtede forbrugsbestemmende indkomst samt ved at korrigere førsteordens autokorrelation får den opstillede forbrugsrelationen et pænere fit over samplet.

Den nævnte nedvægtning omfatter den obligatoriske pensionsformue, der helt fjernes fra forbrugsfunktionens formuebegreb, samt husholdningernes aktie- og boligformue.

Udelukkelsen af den obligatoriske pensionsformue passer med resultatet i Chetty m.fl.(2012), der på danske mikrotal finder, at et øget obligatorisk pensionsbidrag ikke reducerer husholdningens frie opsparing. Samtidig finder Chetty m.fl., at den frie opsparing falder, hvis det ikke-obligatoriske pensionsbidrag stiger. Det passer med, at vi undlader at fratække nettoindbetalingen til ikke-obligatoriske pensionsordninger. Sammenfattende opfattes obligatoriske pensionsordninger som en skat og ikke-obligatoriske som frivillig opsparing.

Nedvægtningen af aktieformuen passer med, at Poterba (2000) argumenterede for, at husholdningernes aktieformue påvirker forbruget, men forholdsvis beskedent.

Nedvægtningen af boligformuen passer med, at Gørtz m.fl. (2013) på danske mikrotal finder, at især ældre husholdningers forbrug ikke rigtig reagerer på ændringer i boligformuen. Boligformue er ikke formue på linje med finansielle fordringer på andre sektorer. Boligformuens forbrugspåvirkende potentiale ligger jf. Gørtz mfl. snarere i, at den øger lånepotentialet for de kreditrationerede, og det virker på den baggrund uproblematisk at nedvægte boligformuen.

## **Litteratur:**

Chetty, R. J. N. Friedman, S. Leth-Petersen, T. H. Nielsen og T. Olsen, 2012, Active vs. passive decisions and crowd-out in retirement savings accounts: evidence from Denmark, NBER WP 18565, December 2012.

Dam, N. A. H. Hansen, H. C. Olesen, 2004, Models of total private consumption in Denmark, Nationaløkonomisk tidsskrift, 142, nr. 2 (2004)

Gørtz, M. S. Leth-Petersen og M. Browning, 2013, Housing Wealth and Consumption: A Micro Panel Study. Economic Journal (forthcoming)

Poterba, J.M. Stock market wealth and consumption, 2000, The Journal of Economic Perspectives, Vol. 14, No. 2, 999-118.

H. White, 1980, A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, Econometrica 48 (4): 817-838