

## Forslag til forbrugsrelation med vægtet formue

### Resumé:

*I dette papir opstilles et bud på en ny forbrugsrelation. Den nye formulering udskifter de forklarende variable fra at være indkomst og formue for hele den private sektor til udelukkende at omfatte husholdninger. Med denne ændring er selskabernes disponible indkomst ikke længere en del af forbrugsrelationens indkomstvariabel, men husholdningernes indkomst påvirkes af udbytteudbetalinger fra de selskaber, som husholdningerne ejer, ligesom husholdningernes formue omfatter værdien af husholdningernes aktiebeholdning. Dermed kan selskabernes indkomst stadig påvirke forbruget. Derudover modelleres det brud, der tilsyneladende er opstået mellem formue- og forbrugskvoten ved at skalere de illikvide formuevariables vægt ned. Papiret bygger delvist på regneeksempler, der er vist i RBJ29413.*

---

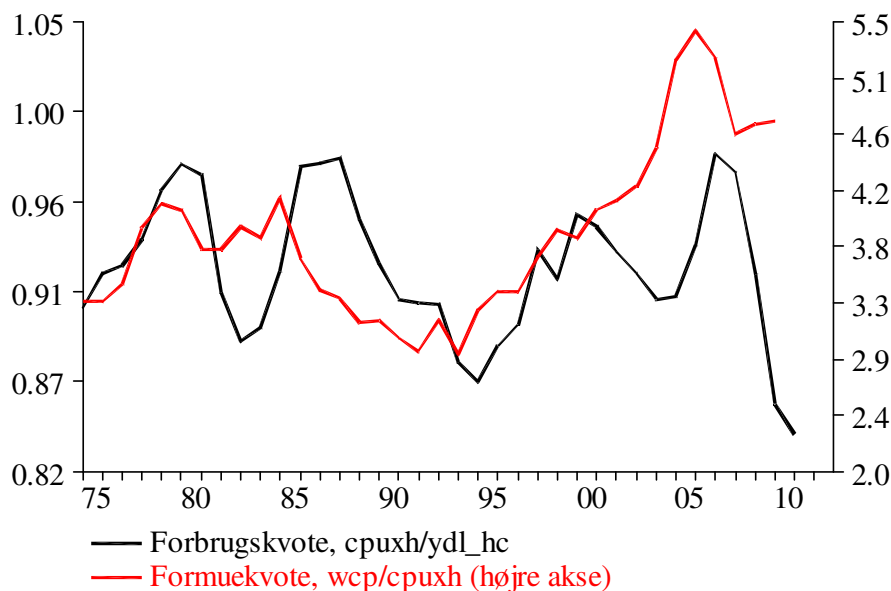
Nøgleord: Forbrugsdannelse, indkomst, formue

*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.

**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.

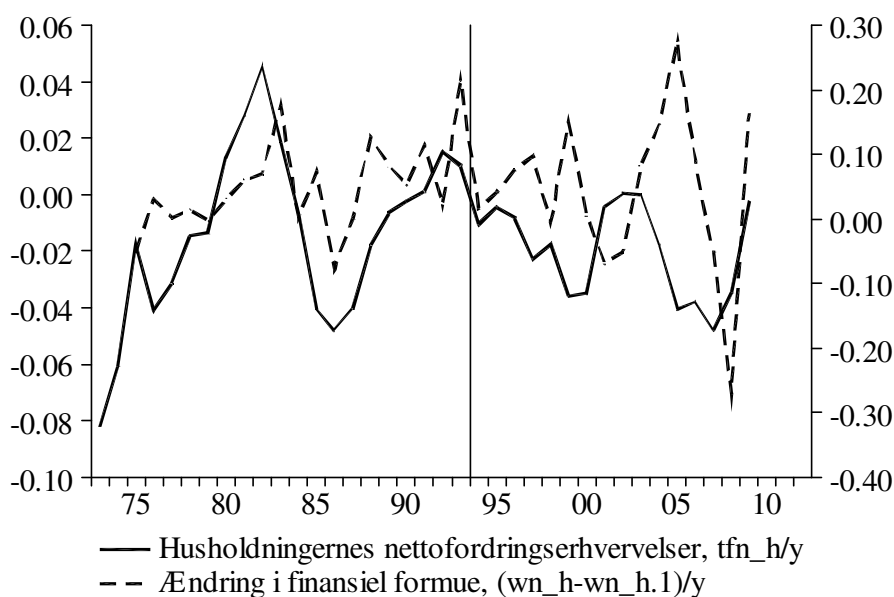
Det kan også være, at forbrugsrelationens formue indeholder illikvide elementer, den obligatoriske pensionsopsparing kunne være et eksempel. I så fald skal vi vægte elementerne i den forbrugsbestemmende formue. Det er ikke første gang, at det undersøges, om det forbedrer ADAMs forbrugsfunktion, at beskrive 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).

## 2. Indledende definition af forbrugsbestemmende formue og indkomst

Vi bygger her videre på formuebegrebet fra *DSIO2412*, 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 dropes lejeboliger, så den anvendte boligformue er husholdningernes boligformue.

Derudover bør det nævnes, at serien for husholdningernes finansielle nettoformue kun ligger tilbage til 1994 i statistikbanken. Derfor forlænges denne serie tilbage med udviklingen i nationalbankens serie for husholdningernes finansielle nettoformue, dvs. finansielle aktiver minus finansielle passiver. For at tjekke tilbageføringen tegnes ændringen i den finansielle formue op mod husholdningernes nettofordringserhvervelse, hvor sidstnævnte afspejler den transaktionsmæssige udvikling i den finansielle formue. Begge variable er i figur 2 sat i forhold til BNP.

**Figur 2: Finansiell formue og nettofordringserhvervelser**



Figur 2 viser, at der både før og ikke mindst efter 1994 er tydelig forskel på nettofordringserhvervelsen og ændringen i nettoformuen til kursværdi. Den mest markante afvigelse som ændringen i den finansielle formue har fra nettofordringserhvervelserne ligger omkring 2006 og skyldes et hop i aktieformuen, jf. senere i dette papir. Ud fra figur 2 kan tilbageføringen ikke forkastes.

Udgangspunktet for den forbrugsbestemmende formue er nu 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  $Wch$  haves med ADAM-navne:

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

Definitionen i (1) af husholdningernes forbrugsbestemmende formue er som sagt udgangspunktet for de videre analyser. På samme vis opstilles nu et udgangspunkt for husholdningernes forbrugsbestemmende indkomst.

Fra nationalregnskabet haves en serie for husholdningernes disponible bruttoindkomst. Denne serie er eksklusiv husholdningernes pensionsmæssige nettobetaling inkl. renter til pensionskasser og livsforsikringer. Derimod er nettobetalingerne til de frivillige bankbaserede pensionsordninger ikke fratrukket.

Da vi i ADAM har lidt andre pensionsdata og pensionsafgrænsninger end i nationalregnskabet, vælger vi at bruge ADAMs tal. Det betyder, at vi lægger nationalregnskabet begreb for husholdningernes pensionsmæssige nettobetaling til nationalregnskabet disponible indkomst, hvorefter vi fratrækker ADAM-begrebet for husholdningernes pensionsmæssige nettobetaling. For at tydeliggøre denne indkomstjustering 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, for 1973 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 udbetalinger fra denne ordning jf. tabel 1.

**Tabel 1. Udbetalinger fra SP-pensionsordningen**

År	Mio. kr.
2002	105
2003	171
2004	304
2005	538
2006	516
2007	478
2008	497
2009	42.088
2010	2346

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 0,82, inspireret af ligningen for husholdningernes restindkomst, hvor samme antagelse er gjort.

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 fratækkes 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:

$$ydl\_h = (Yd\_h + Tpc\_h\_cf - Typc\_cf\_h) - Tip\_cf + Sywp + (Typn\_cf - Typcr\_sp + Typcr\_spk - tyipi) - kyrp2 * 0.82 * Yfh - iv\_h$$

$$iv\_h = bgsa * (Invba + invma) + bqse * (Invbe + invme) + bgsb * (Invbb + invmb) + bgsng * (Invbng + invmng) + bgsne * (Invbne + invmne) + bgsnf * (Invbnf + invmnf) + bgsnz * (Invbnz + invmnz) + bgsqz * (Invbqz + invmqz) + bgsqs * (Invbqs + invmqs) + bgsqf * (Invbqf + invmqf)$$

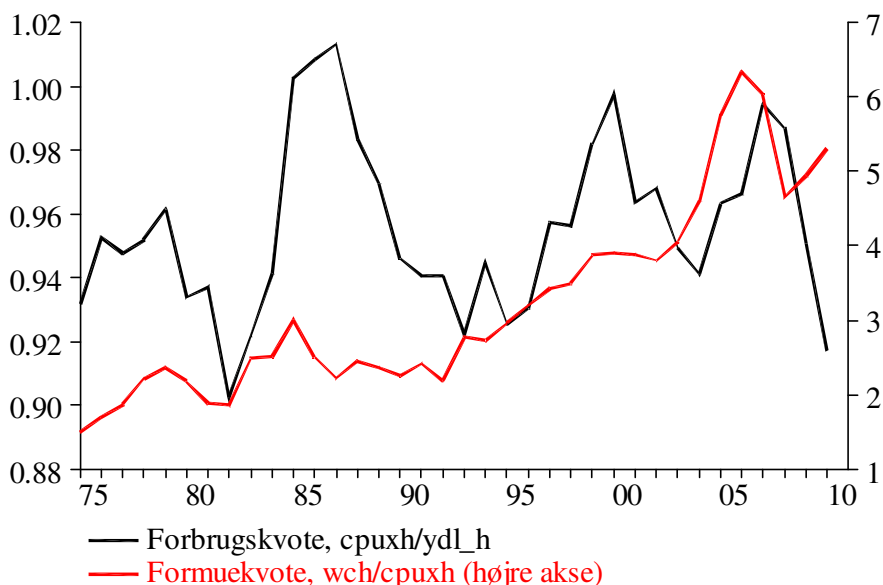
hvor

<i>ydl_h</i> :	Husholdningernes forbrugsbestemmende indkomst
<i>Yd_h</i> :	Disponibel bruttoindkomst i husholdningerne (NR-def)
<i>Tip_cf</i> :	Formueafkast fra pensioner
<i>Sywp</i> :	Realrenteafgift
<i>Tpc_h_cf</i> :	Pensionsindbetalinger fra husholdninger, kollektiv ordning

<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>kyrp2:</i>	<i>Korrektionsfaktor</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  $ydl_h$  svarer til nationalregnskabets disponible husholdningsindkomst,  $yd_h$ , tillagt nationalregnskabets 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 3 viser forbrugs- og formuekvoten, hvor det er den ovenfor formulerede forbrugsbestemmende formue og indkomst, der indgår.

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



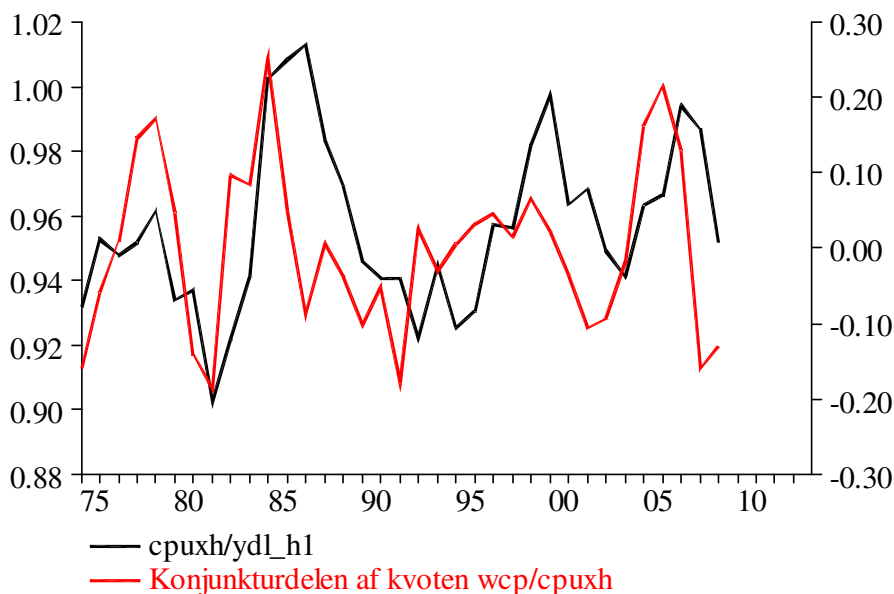
I lighed med figur 1 viser figur 3, at sammenhængen mellem de to kvoter er skiftet over samlet så formuekvoten fra engang i 90'erne vokser fra forbrugskvoten. Det har med andre ord ikke løst den grundlæggende problemstilling i den nuværende forbrugsrelation at skifte fra den private sektors indkomst og formue til husholdningssektorens.

Det kan bemærkes, at forbrugskvoten i figur 3 'kun' har tre store toppe, mens forbrugskvoten for hele den private sektor, figur 1, har fire store toppe. Toppen i slut 70'erne er blevet reduceret ved overgangen fra privat sektor til

husholdninger. Men overgangen har som sagt ikke gjort det entydigt lettere at korrelere indkomstknoten med formuekvoten.

Ud fra figur 3 kan man få den idé, at det ikke er den rå formuekvote, der påvirker forbrugsknoten, men at det mest er formuekvotens konjunktursving, der påvirker forbrugsknoten. Derfor prøver vi at adskille formuekvotens konjunkturdel fra trenddelen vha. en Hodrick-Prescott-filtrering med lambda lig 100. Formuekvotens konjunkturdel er tegnet op mod forbrugsknoten i figur 4.

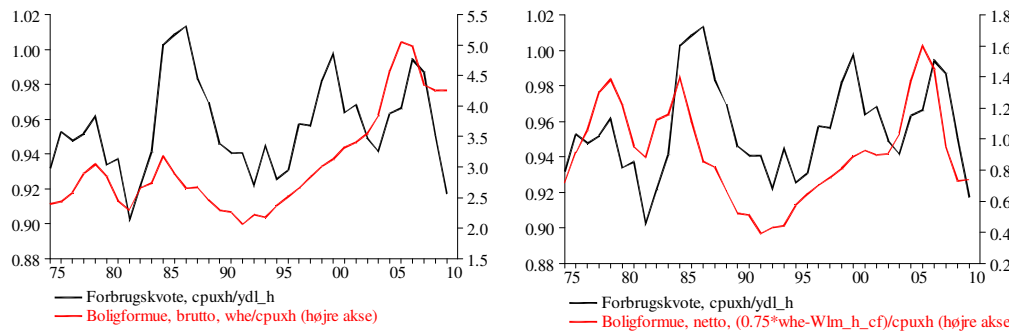
**Figur 4: Forbrug/indkomst og konjunkturdelen af formuekvoten**



Figur 4 bekræfter, at formuekvotens konjunkturdel ser ud til at påvirke forbrugsknoten. Korrelationen er i hvert fald klarere i figur 4 end i figur 3. Det er imidlertid ikke hensigtsmæssigt at opsplitte ADAMs formuevariabel i trend og konjunkturdel, så vi prøver at klare os uden. Et alternativ er at nedvægte de trendede formuevariable.

### 3. Analyse af de enkelte formuekomponenter

Både konjunktursving og den siden 90'erne voksende trend i den samlede formue  $Wch$  stammer i høj grad fra boligformuen  $Whe$ , der er den største enkeltkomponent i husholdningernes formue. I 2008 udgjorde boligformuen over 50 % af husholdningernes samlede aktiver. Udviklingen i kvoten bruttoboligformue over forbrug er vist i figur 5 (venstre) sammen med udviklingen i den opstillede forbrugskvot for husholdningerne.

**Figur 5: Boligformuen netto/brutto og forbrugskvoten**

Udviklingen i bruttoboligformuen minder om udviklingen i husholdningernes samlede forbrugsbestemmende formue  $Wch$ . Især medvirker boligformuen ceteris paribus til at gøre formuekvoten ikke-stationær, og boligformuen stiger tydeligt ift. forbruget fra 1992 til 2006, så boligformuen alene kan ligesom hele  $Wch$  ikke forklare forbrugskvoten i hele samplet, jf. venstre panel i figur 5.

Det er da heller ikke boligformuen alene, men snarere friværdien, dvs. boligformue minus boliggyld, der indikerer boligformuens forbrugsbidrag. Der kan yderligere argumenteres for, at boligformuen ikke uden videre kan belånes 100 %, så forbrugsbidraget styres af en andel, fx 75 %, gange boligformuen minus boliggylden.

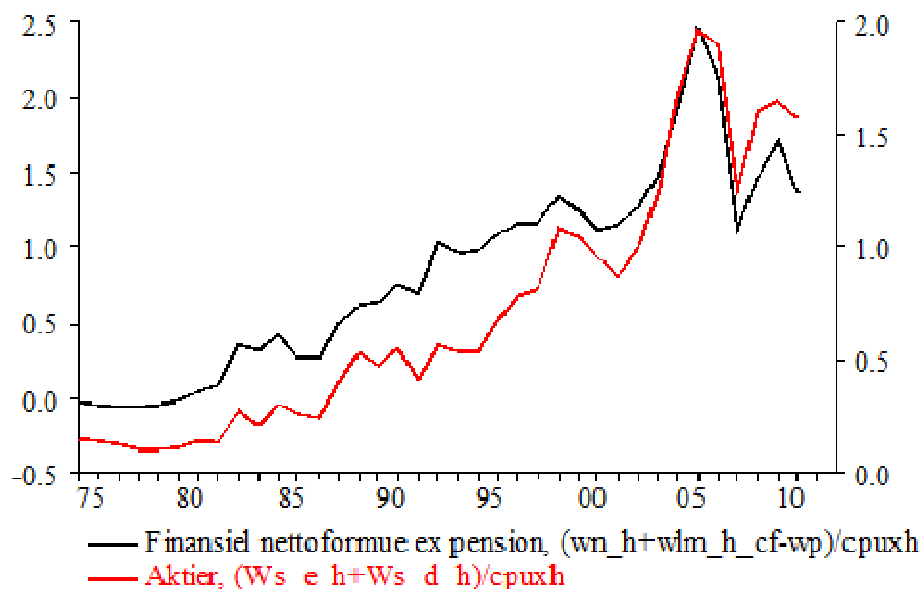
En således opgjort nettoboligformue er divideret med forbruget og vist i figur 5's højre panel sammen med forbrugskvoten. Nettokvoten for boligformuen minder lidt om bruttokvoten, men er mere stationær og korrelerer mere med forbrugskvoten. Fx er nettoboligformuen lav ved udgangen af samplet, især hvis bruttoboligformuen  $Whe$  vægtes ned. Husholdningernes boliggyld indgår med negativt fortegn i husholdningernes nettoformue, så friværdien i boligerne er en delmængde, både af  $Wch$  og af den forbrugsbestemmende formue  $Wcp$  i den nuværende ADAM.

Det er naturligt at medtage nettoboligformuen, men vi mangler at afgøre, hvor meget mere af husholdningernes formue, der skal med i forbrugsrelationens formuebegreb.

Først betragtes husholdningernes finansielle formue ex pensionsformuen og uden fradrag for realkreditlån, dvs.  $Wn_h - Wp + Wlm_h_{cf}$ . Udviklingen i pensionsformuen vil blive særskilt analyseret bagefter. Den finansielle formue ex pensionsformue og realkreditlån og normeret med forbruget er vist i figur 6.



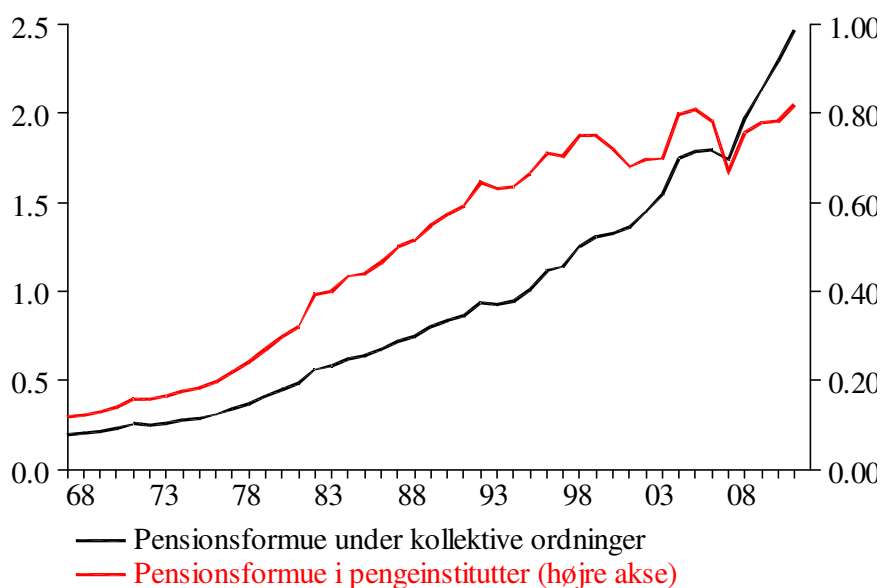
**Figur 6: Husholdningernes finansielle formue ex pensionsformue, og aktiebeholdningsværdien**



Da pensionsformuen vokser tydeligt gennem hele samplet, kunne man vente, at det tilbageblevne nettoformuesegment i figur 6 ville have en dæmpet eller vigende udvikling, men det er der ikke rigtig tegn på. Derimod ser det ud til, at husholdningernes egen aktiebeholdning spiller en betydelig rolle for det viste nettoformuesegment ikke mindst omkring 2006, hvor aktiekursen var højt oppe.

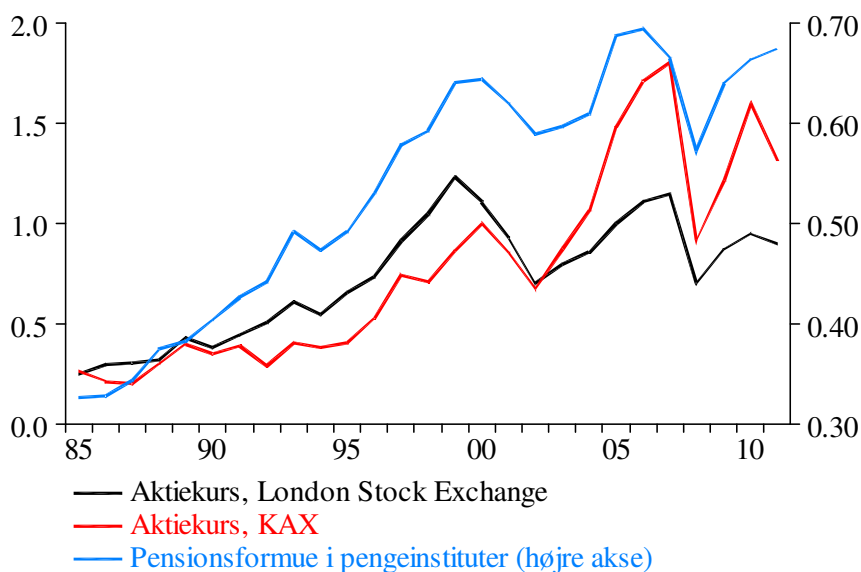
Der kan nu argumenteres for, at det ikke er hele aktieformuen til kursværdi, der er forbrugsbestemmende. Især den andel af aktieformuen, der stammer fra unoterede aktier påvirker ikke nødvendigvis forbruget. De husholdninger, der holder unoterede aktier, ser måske ikke en øget aktieværdi, som en forøgelse af deres likvide formue, men konstaterer blot at det går godt for 'deres' virksomhed og lader overskuddet stå i virksomheden. Fx er det tvivlsomt, om det påvirker forbruget at omlægge fra en personlig ejet virksomhed til en selskabsform med unoterede aktier. Antagelse om at aktieformuen ikke er fuldt forbrugsbestemmende kan konkretiseres ved at gange aktiebeholdningen med et tal under 1, fx 0,25.

Ved siden af bruttoboligformuen og aktieformuen kommer den obligatoriske pensionsformue som det tredje mere eller mindre illikvide aktiv i husholdningernes formue. Figur 7 viser husholdningernes samlede pensionsformue delt op i obligatorisk pensionsformue under kollektive ordninger og pensionsformue under frivillige ordninger. Sidstnævnte er den pensionsformue, der står i pengeinstitutterne.

**Figur 7: Kollektiv og frivillig pensionsformue som andel af forbruget**

Det første, man kan notere sig i figur 7 er, at den obligatoriske pensionsformue er væsentlig større end den frivillige pensionsformue. Derudover fremgår det, at begge formuer er vokset mere end forbruget, dog er mervæksten i den frivillige pensionsformue forsvundet fra midt i 90'erne, hvilket formentlig skyldes de nye skatteregler, der fulgte med pinsepakken i 1998 og gjorde den frivillige pensionsopsparing mindre fordelagtig.

Begge formueserier har et markant hak nedad i 2008, hvilket forklares ved at både den indenlandske og den udenlandske aktiekurs dykker voldsomt i 2008 jf. figur 8 der viser det danske OMXC (tidligere KAX)-totalaktieindeks, det udenlandske LSE-aktieindeks og pensionsformuen i pengeinstitutterne.

**Figur 8: Aktiekursindeks og den frie pensionsformue**

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 jf. figur 7 har skabt mere end en svagt vigende reaktion i husholdningernes øvrige finansielle nettofordring, jf. figur 6.

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

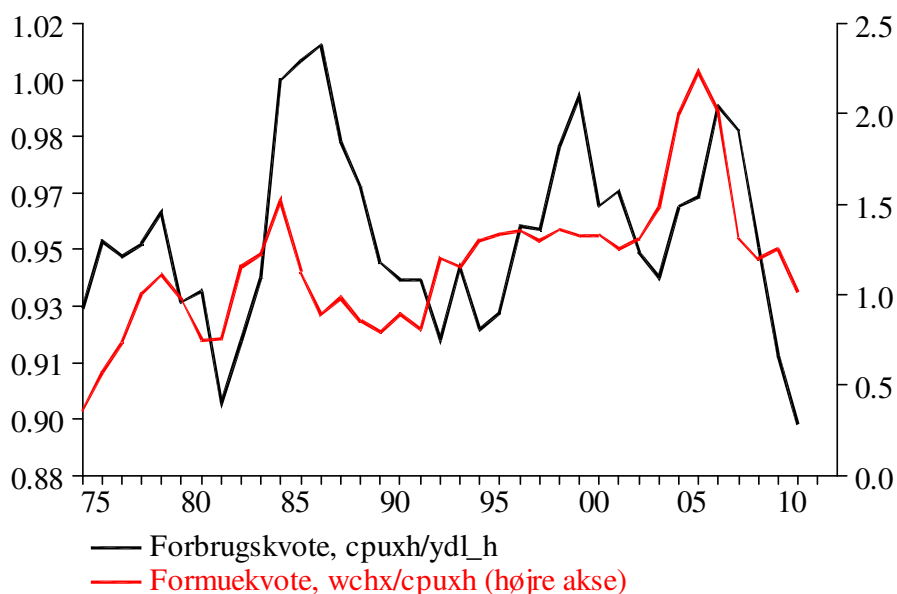
$$Wchx = 0,75 * Whe + \widehat{wn}_h - Wp + Wpio\_bf * (1 - tsyp) + Wpir\_bf * (1 - tss0 - tssp0 - tss1 - tssp1) \quad (4)$$

hvor

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

Figur 9 viser  $wchx/cpuxh$  sammen med forbrugskvoten.

**Figur 9: Forbrug/indkomst og formue/forbrug, husholdningerne**



Hvis figur 9 sammenholdes med figur 3, 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.

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

<i>Ydk_h:</i>	<i>Husholdningernes forbrugsbestemmende indkomst, kort sigt.</i>
<i>Typcr_sp:</i>	<i>Udbetalinger fra SP-pensionsordning</i>
<i>Typcr_spk:</i>	<i>Korrigerede udbetalinger fra SP-pensionsordning, lig Typcr_sp for 2002 til 2008, 0 ellers.</i>
<i>Tyipi</i>	<i>Nettoudbetalinger fra frivillige pensionsordninger</i>

#### 4. 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. *wchx*, *ydl\_h* 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 3, ligning 9 i næste afsnit. Tabel 3 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 12, som er vist i appendiks

Fra figur 12 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 residuallet i 2011 er blevet næsten halveret ift. den nuværende relation.

#### 5. Estimation af samlet forbrugsrelation

Tabel 3 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 må følge 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 3 ændrer fravalget af logaritmer ikke væsentligt ved estimationsresultatet.

Specielt bemærkes, at faldet i formuekvotens koefficient fra 0,0369 i ligning 1 til 0,0092 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 variablenes ændring til nul, dvs. vi ser på ligevægtstilfældet, fås

$$\begin{aligned} -0,51 * \ln(C/Y) + 0,0369 * \ln(W/Y) &= \textit{konstant} \\ \Leftrightarrow \\ \ln(C) &= 0,93 * \ln(Y) + 0,07 * \ln(W) + \textit{konstant} \end{aligned}$$

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:

$$\begin{aligned} -0,539 * (C/Y) + 0,0092 * (W/Y) &= \textit{konstant} = -0,481 \\ \Leftrightarrow \\ C &= 0,89 * Y + 0,017 * W \end{aligned}$$

Vi fortsætter nu med den lineære formulering på andre indkomst- og formue variable, 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 overfor heteroskedacitet og første ordens korrelation. Dette er gjort for ligning 4 til 7 i tabel 3, da det er disse ligninger, der har problemer med autokorrelerede residualer.

Muligvis er det lettere at forecaste 2009-2012 med husholdningernes indkomst i stedet for den private sektors. Vi fortsætter under alle omstændigheder ad det planlagte spor og omdefinierer også formuen.

I ligning 5 indskrænkes formuen til 'kun' at omfatte husholdningerne. Det reducerer ikke ligningens standardfejl og ændrer heller ikke det store ved testværdierne.

I ligning 6 indskrænkes formuen yderligere, idet boligformuen vægtes med 0,75, aktieformuen med 0,25 og den obligatoriske pensions formue med 0, så det kun er pensionsformuen fra de private ordninger, der er forbrugsbestemmende. Denne ændring reducerer standardfejlen marginalt, men standardfejlen er stadig klart større end i ligning 2, og ligning 6 er ligeså plaget af autokorrelation som ligning 5.

I ligning 7 justeres indkomstbegreberne, så de frivillige indbetalinger til pensionsordninger ikke længere fragår i indkomstbegrebet. Ændringen reducerer standardfejlen yderligere, men fejleddet er også autokorreleret i ligning 7.

I ligning 8 fjernes autokorrelationen i fejleddet ved at indføre den forklarede variabel lagget på højresiden. Den nye variabel er signifikant, så standardfejlen falder. Og samtidig med at vi nu ikke længere kan forkaste hypotesen, om at fejleddet er uden autokorrelation, kan vi heller ikke forkaste, at fejleddet er normalfordelt, og vi kan heller ikke klart forkaste, at fejleddet i de tre foreløbige år er fra samme fordeling som estimationsperiodens fejleddet. Chi3-statistikken er 7,01 i ligning 8, og det er lidt under 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 3, reducerer denne estimationsprocedure standardafvigelsen yderligere, samtidig med at  $chi3$ -statistikken forbliver under 5 % - grænsen.

<b>Tabel 3: Forsøg med indkomst- og formuebegreber i makroforbrugsrelationen, 1975-2009</b>														
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		0,280 (0,106)	-0,511 (0,094)	0,0369 (0,0187)				0,0164	0,01	4,11	38,34
2.	1	1	1		0,274 (0,106)			-0,539 (0,100)	0,0092 (0,0050)		0,0165	0,02	3,80	34,52
3.	2	1	1		0,391 (0,101)			-0,537 (0,090)	0,0111 (0,0046)		0,0149	0,42	0,27	47,05
4.	2	2	1		0,491 <b>(0,127)</b>			-0,377 <b>(0,122)</b>	0,0051 <b>(0,0040)</b>		0,0194	6,29	3,42	14,36
5.	2	2	2		0,476 <b>(0,125)</b>			-0,353 <b>(0,133)</b>	0,0019 <b>(0,0022)</b>		0,0195	6,56	5,26	13,02
6.	2	2	3		0,520 <b>(0,118)</b>			-0,377 <b>(0,122)</b>	0,0146 <b>(0,0072)</b>		0,0187	7,37	4,22	12,32
7.	3	3	3		0,596 <b>(0,117)</b>			-0,447 <b>(0,101)</b>	0,0211 <b>(0,0066)</b>		0,0178	7,82	2,33	10,10
8.	3	3	3	0,318 (0,137)	0,636 (0,129)			-0,453 (0,114)	0,0158 (0,0079)		0,0167	0,37	0,87	7,01
9.	3	3	3		0,553 (0,078)			-0,866 (0,128)	0,0569 (0,0119)	0,770 (0,097)	0,0140			7,11

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 pensionsopsparing.  $Y3 = Y2$  uden fradrag af frivillig indbetaling.  $W1=Wcp$ .  $W2=Whe+Wn_h-Wp+Wp$  efterskat =  $Wch$  i (1).  $W3=W2-0,25*Whw-0,75*Ws_h$ -obligatorisk  $Wp$  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 fejlede,  $\chi^2$  med 1 DF. Chi3 er et brudtest for 2010-12,  $\chi^2$  med 3 DF.

I tabel 3's ligning 6 til 9 indgår den vægtede formuevariabel  $Wchx$  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,  $Wch$ , sammen med tre delformuer (aktieformuen, boligformuen og den obligatoriske pensionsformue) med disse 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  $Wch$ , 0,035. 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 4: Forbrugsfunktion nr. 8 fra tabel 3 med estimerede formuevægte**

$$\begin{aligned} \Delta FC = & 0,390 + 0,263 \cdot \Delta FC_{-1} + 0,637 \cdot \Delta FYK3 - 0,421 \cdot C_{-1} / Y3_{-1} \\ & (0,114) \quad (0,140) \quad (0,130) \quad (0,127) \\ & + 0,035 \cdot W2_{-1} / Y3_{-1} - 0,020 \cdot 0,75 \cdot (Ws\_d\_h_{-1} + Wp\_cf\_h_{-1}) / Y3_{-1} \\ & (0,015) \quad (0,027) \\ & - 0,050 \cdot 0,25 \cdot Whe_{-1} / Y3_{-1} \\ & (0,040) \\ & - 0,069 \cdot (Wpco\_bf_{-1} \cdot (1 - tsyp_{-1}) + Wpcx_{-1} \cdot (1 - tss0_{-1} - tssp0_{-1} - tss1_{-1} - tssp1_{-1})) / Y3_{-1} \\ & (0,033) \end{aligned}$$

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 0,020 til -0,75 gange aktieformuen er mindre end den samlede uvægtede formues koefficient på 0,035. Det antyder, at de 0,75 er for højt sat, men med en standardafvigelse på 0,027 er 0,02 og 0,035 ikke signifikant forskellige, og de -0,75 kan ikke afvises.

For boligformuen peger estimationsresultatet på, at vi skulle have valgt en lidt højere vægt, måske 0,3 i stedet for 0,25. Men det er ikke en afgørende forskel.

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

$$\begin{aligned} \Delta FC = & 0,387 + 0,274 \cdot \Delta FC_{-1} + 0,651 \cdot \Delta FYK3 - 0,427 \cdot C_{-1} / Y3_{-1} \\ & (0,114) \quad (0,141) \quad (0,131) \quad (0,128) \\ & + 0,034 \cdot W2_{-1} / Y3_{-1} - 0,051 \cdot 0,75 \cdot (Ws\_d\_h_{-1} + Wp\_cf\_h_{-1}) / Y3_{-1} \\ & (0,015) \quad (0,028) \\ & - 0,044 \cdot 0,25 \cdot Whe_{-1} / Y3_{-1} \\ & (0,041) \\ & - 0,034 \cdot (Wpco\_bf_{-1} \cdot (1 - tsyp_{-1}) + Wpcx_{-1} \cdot (1 - tss0_{-1} - tssp0_{-1} - tss1_{-1} - tssp1_{-1})) / Y3_{-1} \\ & (0,015) \end{aligned}$$

Koefficienten til -0,75 gange aktieformuen bliver ved denne estimation større end den samlede uvægtede formues koefficient på 0,034. 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.

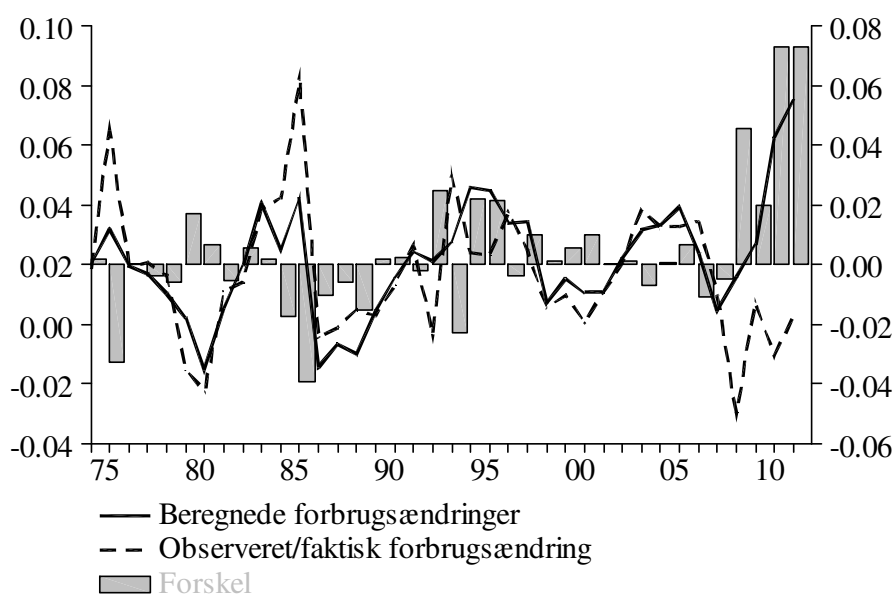
At der trækkes mere aktieformue ud af ligningen er en naturlig konsekvens af, at der trækkes mindre pensionsformue ud. Koefficienten til boligformuen ændrer sig stort set ikke mellem de to estimationer, dvs. estimationen tyder stadig på, at koefficienten til boligformuen burde være en smule mindre.

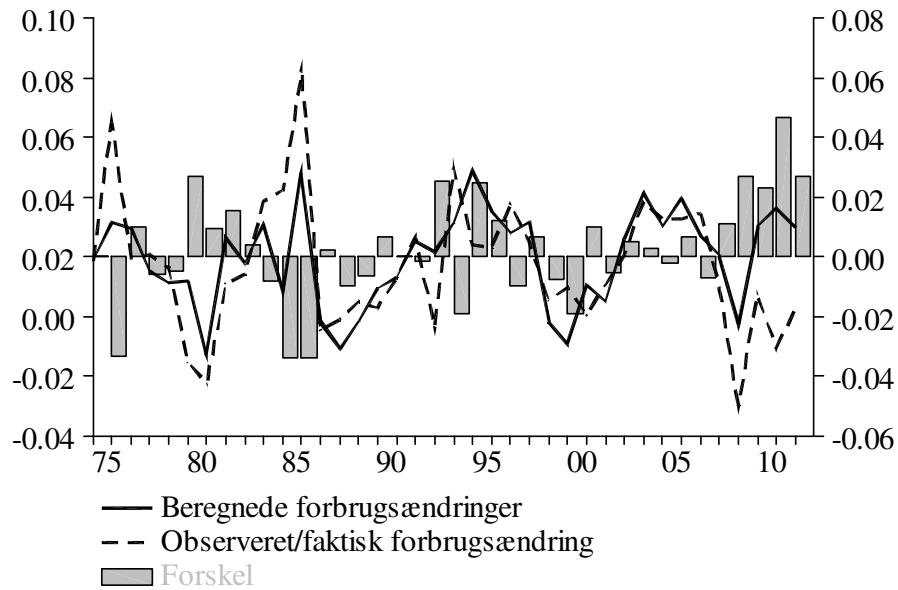
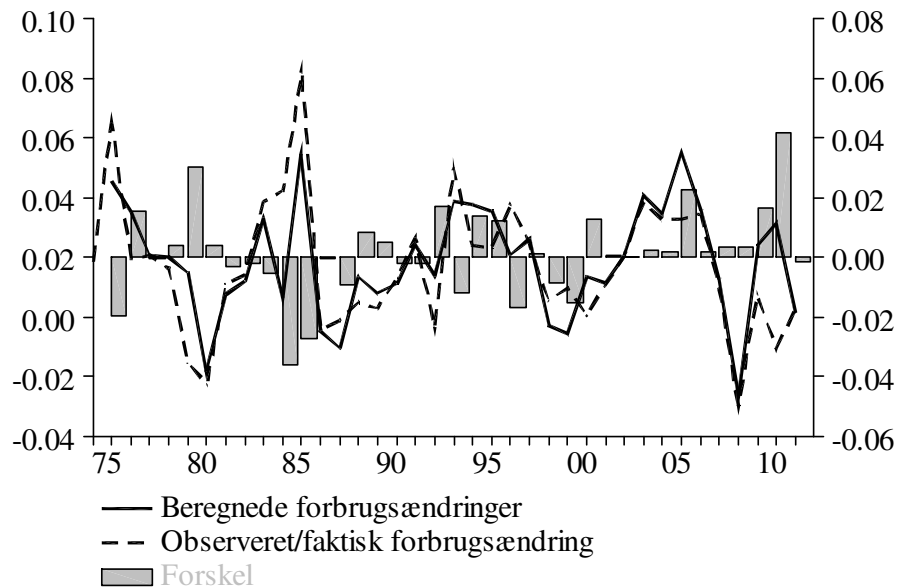
Sammenfattende passer de valgte vægte med empirien, men måske skal boligformuen nedvægtes lidt mere.

## 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 10: Forbruget i faste priser, ADAMs nuværende Forbrugsfunktion, jf. ligning 2 i tabel 3**



**Figur 11: Forbruget i faste priser, jf. ligning 8 i tabel 3****Figur 12: 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 langsigsrelationens 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 sammen med en korrektion for førsteordens autokorrelation får den opstillede forbrugsrelationen et pænere fit over samplet.

Den nævnte nedvægtning omfatter den obligatoriske pensionsformue, der helt fjernes fra forbrugsfunktionens formuebegreb, husholdningernes aktieformue samt boligformuen.

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.

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

Gørtz m.fl. (2013) finder på danske mikrotal, 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