

Undersøgelse af forbrugsfunktion, især om aldersvariabel, realrente og vægtet formue

Resumé:

Der ser ikke ud til at være en stabil relation mellem formue- og forbrugskvoten. F.eks. falder forbrugskvoten efter finanskrisen til et usædvanlig lavt niveau i 2012, mens formuekvoten trods et midlertidigt dyk forbliver høj sammenholdt med perioden siden starten af 1970'erne. For at forbedre ADAMs forbrugsfunktion er der brug for ekstra forklarende variable og/eller en ændring i de anvendte indkomst- og formuebegreber.

Det undersøges om variable, der beskriver henholdsvis befolkningens alderssammensætning og realrenten, kan have en rolle i forbrugsfunktionen. Desuden undersøges effekten af en anderledes vægtning af komponenterne i den forbrugsbestemmende formue.

Den undersøgte aldersbeskrivende variabel er signifikant i en norsk forbrugsfunktion, jf. Erlandsen og Nymoens (2008), men bidrager ikke rigtig i ADAMs forbrugsfunktion. Forskellen kan afspejle, at ADAMs disponible indkomst er eksklusiv pensionsopsparing, så vi skal ikke bruge en aldersvariabel til at forklare den. I samme norske undersøgelse indgår en realrente, der supplerer aldersvariablen. På danske data kan man se en vis realrenteeffekt, uden at aldersvariablen indgår.

Det forbedrer ADAMs forbrugsfunktion at fjerne den obligatoriske pensionsformue fra den forbrugsbestemmende formue samt at nedvægte boligformuen, eller formulere en friværdvariabel med egen koefficient.

Der arbejdes med en lineær formulering i den langsigtede del af forbrugsfunktionen for at lette arbejdet med det nye formuebegreb.

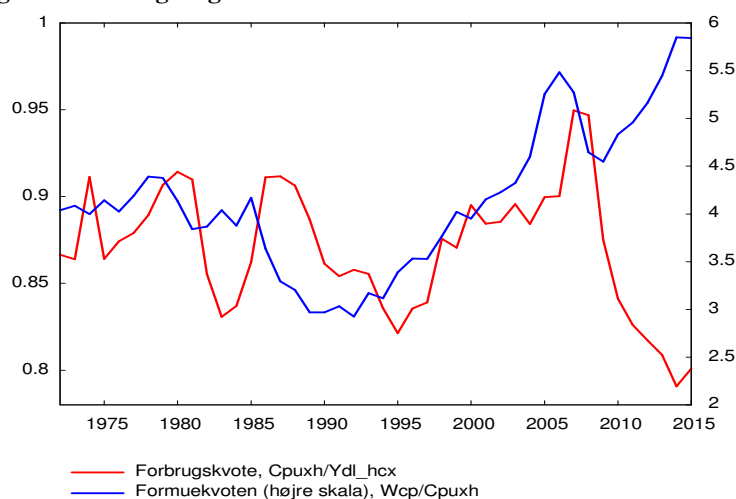
BGS16916

Nøgleord: Forbrugsdannelse, indkomst, formue, aldersvariabel

Indledning

I ADAM's langsigtrelation for forbruget antages det, at forbrugskvoten på langt sigt bestemmes af formuekvoten. Siden midten af 1990'erne er formuekvoten imidlertid stukket af fra forbrugskvoten, jf. Figur 1. Forbrugskvoten er mere stationær end formuekvoten i det anvendte sample fra starten af 1970'erne til 2015, og problemet vedrører især årene efter finanskrisen. Et papir af Ralph, RBJ15513, belyste den samme problemstilling, og der blev fremsat nogle forslag til, hvad der kunne gøres ved indkomst- og formuebegrebet, for at de to kvoter kom til at følges mere ad. Her i 2016 er problemstillingen skærpet lidt af forløbet i den allersidste del af samplet, for den lave forbrugskvotende begynder først at stige lidt i samplets sidste år, selvom formuekvoten er høj.

Figur 1: Forbrugs- og formuekvoten i nuværende model



Nærværende papir genoptager sporet fra RBJ15513, og Figur 1 rejser umiddelbart nogle overvejelser om formuens definition.

Den forbrugsbestemmende formue er inkl. den obligatoriske pensionsformue, der er vokset kraftigt gennem samplet. Det er en formuekomponent, man må overveje at tage ud af den forbrugsbestemmende formue.

Boligformuens rolle for forbruget er om ikke klar, så i hvert fald ofte omtalt og lidt hot i DSGE-modeller. En undersøgelse på danske mikrodata tyder på, at forbrugseffekten især skabes af unge, der bruger boligformuen som lånepant. Det kan tale for at nedvægte boligformuen eller give boligernes friværdi en særlig vægt. Da boligformuen er en formuekomponent, som er mindre i dag end før finanskrisen, tyder de sidste års tøvende forbrugsudvikling på, at man ikke skal nedvægte boligformuen, men det er kun et argument blandt mange.

Husholdningernes aktieformue er en voksende del af formuen, og aktieformuen er delvis imputeret, da den omfatter ikke-noterede aktier i familieaktieselskaber og fonde. Det taler for at reducere aktiernes vægt i formuen, men man kan også

mene, at aktiekurserne siger noget generelt om økonomiske forventninger, og dermed også om husholdningernes lyst til at forbruge.

ADAM's forbrugsfunktion er en generel type, der også bruges i andre lande. I f.eks. Norge er den simple funktion blevet udvidet med en aldersvariabel og en realrente for at stabilisere forbrugsfunktionens indkomst og formueelasticitet. Det må vi også teste på danske tal.

Det er også relevant at overveje at begrænse indkomstbegrebet og dermed også formuebegrebet fra hele den private sektor til husholdningssektoren; og det bliver især relevant, hvis ADAM's finansielle sektor får ligninger, der stabiliserer selskabssektorens opsparing.

Indkomstbegreb og langsigsrelation

ADAM's indkomstbegreb er netop blevet ændret i forhold til begrebet i den officielle ADAM-version Okt15, jf. omtalen i BGS16516. I det nye begreb er det kun den obligatoriske pensionsopsparing, der er trukket fra i ADAM's disponible indkomst, som om den obligatoriske opsparing var en skat. Den frivillige pensionsopsparing trækkes ikke mere fra, og opfattes dermed som en del af den frivillige opsparing. Forbrugskvoten i Figur 1 og de efterfølgende beregninger er lavet med det nye langsigtede indkomstbegreb, der her er kaldt *Ydl_hcx* for at skelne det fra ADAMs officielle langsigtede indkomst, *Ydl_hc*.

Forbrugets langsigsrelation, som bygger på antagelsen om sammenhæng mellem forbrugs- og formuekvoten, er grundlæggende givet ved

$$\text{Log}(C) = 0.9 \cdot \text{Log}(Y) + 0.1 \cdot \text{Log}(W) + \text{konstant} \quad (1)$$

Indkomst- og formueelasticiteterne er restrikeret til 0.9 og 0.1. Det er den størrelsesorden, som vi plejer at estimere, og vi kan specielt ikke afvise at koefficienterne summerer til 1, hvilket forenkler forbrugsfunktionen og gør den homotetisk. Hvis forbruget ikke rigtigt kan forklares af (1) er differensen $\text{Log}(C) - 0.9 \cdot \text{Log}(Y) - 0.1 \cdot \text{Log}(W)$ ikke rigtigt konstant.

Ændringer i definitionen af den disponible indkomst eller den forbrugsbestemmende formue kan reducere den uforklarede del af det langsigtede forbrug, jf. Figur 2. Den nederste røde graf viser "konstanten" i (1), når indkomstbegrebet er nationalregnskabets traditionelle disponible indkomst i den private sektor; formuen er ADAM's, der kaldes *Wcp*. Den røde graf har faldende trend i hele det viste sample, så forbruget vokser systematisk mindre end det geometriske gennemsnit mellem formue og indkomst, når man bruger nationalregnskabets (NR's) disponible indkomst.

Den grønne graf viser konstanten i (1) med indkomstbegrebet i ADAM Okt15. Dvs. NR's disponible indkomst minus bl.a. afkastet af boligbeholdningen og

plus en opgørelse af nettoudbetalinger fra pensionsordninger. Især sidstnævnte ændring i indkomstdefinitionen stabiliserer ligning (1)'s konstant, der først begynder at falde efter finanskrisen i 2008. Fra 2008 og frem har forbruget åbenbart svært ved at følge med det sædvanlige geometriske gennemsnit af indkomsten og formuen, og den uforklarede del af forbruget bliver meget negativ i samlet sidste år omkring 2014.

Der ligger en omlægning af kapitalpensionen i især 2013 og 2014, hvor mange kapitalpensioner blev udbetalt for at blive beskattet med en lavere sats. Nedenstående tabel viser pensionsopsparingen i obligatoriske og frivillige ordninger, samt det samlede provenu af afgifter på kapitalpensionsordninger og skat af udbetalinger af Lønmodtagernes Dyrtidsfond.

Tabel 1: Opsparing i kapitalpensioner og beskatning af udbetalte kapitalpensioner

	2012	2013	2014	2015
	Mia.kr.			
1 Obligatorisk opsparing	0,730	-17,712	-30,652	-11,088
2 Frivillig opsparing	3,948	-34,106	-43,567	-4,165
3 Beskatning	10,492	44,103	72,100	34,019
4 - heraf ekstraordinær beskatning af frivillig opsparing (a)	0,000	23,806	38,504	2,221
5 Opsparing plus skat (1+2+3)	15,170	-7,715	-2,119	18,766
6 Obligatorisk opsparing plus skat (1+3)	11,222	26,391	41,448	22,931
7 Obligatorisk opsparing plus korrigeret skat (1+3-4)	11,222	2,585	2,944	20,710

Kilde: ADAMs databank samt tabellen SKAT fra Statistikbanken.

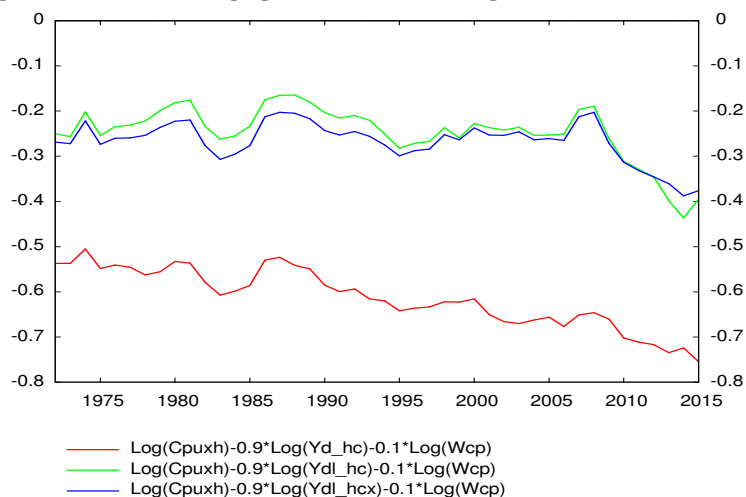
(a) Skønnet vha. ADAM's ligning for Syp.

Ved opsparing i kapitalpension forstås placering i kapitalpension, svarende til pensionstagernes indbetaling plus rentetilskrivning minus pensionsudbetaling og minus afkastbeskatning. Som det fremgår af Tabel 1, bliver opsparingen i kapitalpension negativ i 2013-2015, hvor mange kapitalpensioner udbetales af skattemæssige årsager.

I den nuværende ADAM er den disponible indkomst reduceret af den samlede opsparing i kapitalpension plus beskatningen af de udbetalte kapitalpensioner, jf. linje 5 i Tabel 1. Når man undlader at trække den frivillige pensionsopsparing ud af forbrugsfunktionens indkomstbegreb, bliver den forbrugsbestemmende indkomst reduceret af den obligatoriske opsparing plus beskatningen af de udbetalte kapitalpensioner, jf. linje 6 i Tabel 1. Man må dog overveje at opfatte beskatningen af de udbetalte frivillige kapitalpensioner som en ekstraordinær betaling, der bør flyttes til ADAM's kapitalbetalinger. I så fald bliver den forbrugsbestemmende indkomst reduceret af beløbet i linje 7 i Tabel 1.

Når vi i stedet for at fratække hele pensionsopsparingen i den forbrugsbestemmende indkomst kun fratækker den obligatoriske pensionsopsparing, reduceres det store fald i ligning (1)'s konstant i 2013 og 2014, jf. den blå graf i Figur 2.¹ Dette indkomstbegreb er som nævnt udgangspunktet for det følgende, hvor formålet er at reducere forskellen mellem forbruget og den forbrugsbestemmende indkomst og formue yderligere.

Figur 2: Residual i langsigtrelation, forskellige indkomstvariable



Aldersvariabel

Adskillige empiriske undersøgelser viser, at en persons alder har betydning for opsparingstilbøjelighed og forbrugskvoté. F.eks. finder Attfield and Cannon (2003), at en persons forbrugskvoté over livet kan beskrives ved en parabel. Som ung og gammel forbruger man relativt mere af sin indkomst end man gør som midaldrende. Sammenhængen medfører, at den samlede forbrugskvoté påvirkes af andelen af midaldrende personer i befolkningen. I et studie på norske data finder Erlandsen og Nymoén (2008), at ændringer i befolkningens aldersfordelingen har en signifikant effekt på det samlede forbrug, og at aldersfordelingen bør indgå i makroforbrugsfunktioner.

Erlandsen og Nymoén laver deres aldersvariabel således:

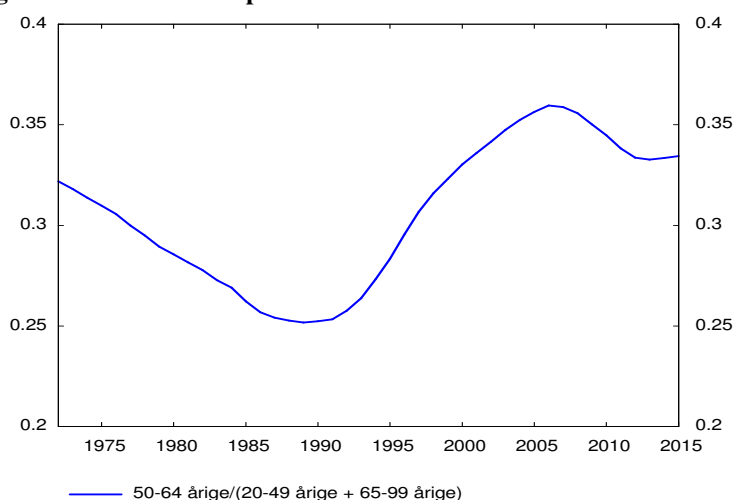
$$ALDER_t = \frac{(50-66 \text{ \u00e5rige})_t}{(20-49 \text{ \u00e5rige og } 67+ \text{ \u00e5rige})_t} \quad (2)$$

Variablen angiver de midaldrende i forhold til resten af den voksne befolkning, og midalderdommen er afgr\u00eanset til intervallet fra man fylder 50 til man fylder 67, som vistnok er det typiske pensions\u00e5r i Norge, ligesom det var i Danmark indtil 2004. Det udvalgte alderssegment angives at have den h\u00f8jeste opsparingsrate p\u00e5 norske data.

¹ Forel\u00f8big har vi ikke flyttet beskatningen af de udbetalte frivillige kapitalpensioner til kapitalbetalingerne.

I Danmark har andelen af midaldrende været stigende i perioden 1990-2007, jf. Figur 3. Midaldrende er her fra man fylder 50 til man når den typiske pensionsalder på 65 år. Ifølge teorien vil forholdet mellem forbrugskvoten og formuekvoten blive påvirket af denne andel, fordi de midaldrende har en lavere forbrugskvotende end resten af befolkningen, så jo højere aldersvariabel jo lavere forbrugskvotende, for given formuekvotende.

Figur 3: Aldersvariabel på danske data



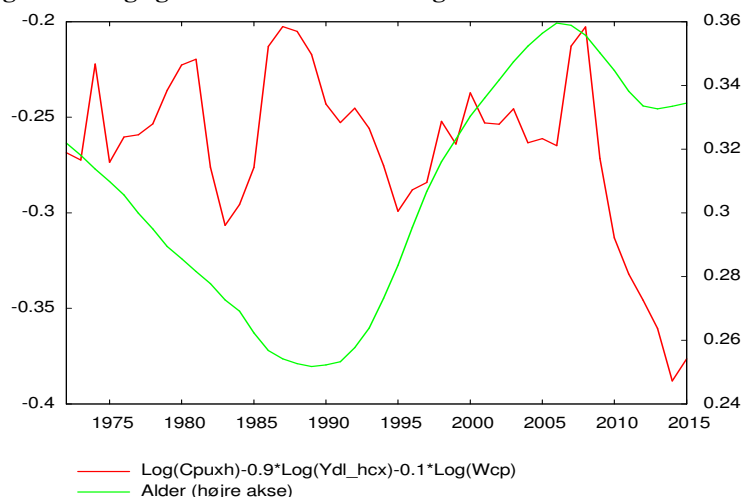
En aldersvariabels rolle er at forklare den del af udviklingen i det langsigtede forbrug, som indkomst og formue ikke kan forklare. Der er imidlertid ingen tydelig sammenhæng mellem $\log(C) - 0.9 \cdot \log(Y) - 0.1 \cdot \log(W)$ og aldersvariabelen, jf. Figur 4. Ifølge teorien skulle der være en negativ korrelation mellem de to. Det er der også omkring 1985-1995, hvor forbruget er relativt højt i forhold til indkomst og formue, mens andelen af midaldrende er lav. I resten af perioden bliver korrelationen mest positiv, idet både $\log(C) - 0.9 \cdot \log(Y) - 0.1 \cdot \log(W)$ og andelen af midaldrende stiger indtil 2006-2009 for derefter at falde. Aldersvariabelen ser altså ikke ud til at kunne forklare de langsigtede udsving i forbruget.

En estimation af langsigtsligningen med aldersvariabelen inkluderet²:

$$\log(C) = \alpha_1 \cdot \log(Y) + \alpha_2 \cdot \log(W) + \alpha_3 \cdot \text{alder}_t \quad (3)$$

bekræfter, at aldersvariabelen er insignifikant, jf. Tabel 2. Da der er autokorrelation af 1. grad i ligningen, er standardafvigelseerne gjort robuste.

² Her estimeres forbrugs- og formueelasticiteterne frit, så aldersvariabelens signifikans ikke påvirkes af de restriktioner, der normalt laves på disse elasticiteter.

Figur 4: Langsigtsrelationens residual og aldersvariablen**Tabel 2: Langsigtet forbrugsrelation med aldersvariabel, estimation 1975-2012**

Forbrug, $\log(C_{puxh})$	
Højresidevariable	Estimat (robust HAC-standardfejl)
Konstant	-0.1166 (0.1942)
Indkomst, $\log(Ydl_{hcx})$	0.8594 (0.0559)
Formue, $\log(Wcp)$	0.1327 (0.0672)
Alder, $alder_t$	-0.2654 (0.3847)

Meningen med en aldersvariabel er at fange, at midaldrende har en større tendens til at spare op til pensionsalderen end den yngre del af befolkningen har. Grunden til at aldersvariablen ikke får den forventede effekt i ADAMs forbrugsrelation kan hænge sammen med, at den obligatoriske pensionsopsparing har spillet en stigende rolle siden starten af 1990'erne. Udbygningen af de obligatoriske arbejdsmarkedspensioner kan vel til dels ses som en reaktion på udviklingen i aldersvariablen, men man har ikke nødvendigvis brug for en adfærdsbeskrivende variabel til at forklare noget obligatorisk.

Den obligatoriske pensionsopsparing bliver som nævnt allerede trukket ud af forbrugsfunktionens indkomst, og hvis vi, som foreslået i det følgende, også fjerner den obligatoriske pensionsformue fra den forbrugsbestemmende formue, vil aldersvariablen i givet fald "kun" forklare de midaldrendes egen supplerende pensionsopsparing. Det ville være fint, hvis aldersvariablen kunne bidrage til at forklare den frivillige opsparing, men det kan den tilsyneladende ikke rigtig. For en ordens skyld tilføjes, at hverken rentevariabel eller dynamik i forbrugsrelationen skaber en rolle til aldersvariablen.

NR's disponible indkomst for hele den private sektor, Yd_{hc} , påvirkes ikke af husholdningernes pensionsopsparing i de finansielle selskaber. Anvendes Yd_{hc} i estimationen af (3) i stedet for Ydl_{hcx} får aldersvariablen en signifikant negativ parameter. Det bekræfter, at afgrænsningen af ADAMs forbrugsbestemmende indkomst Ydl_{hcx} opfanger adfærden omkring pensionsopsparing og reducerer rollen for aldersvariablen.

Realrenten

Ved at indføre en variabel, der beskriver realrenten, kan man skabe substitutionseffekter og introducere fremadskuende forventninger i forbrugsfunktionen. Når renten stiger bliver forbruget i dag dyrere relativt til forbruget i morgen, og ændringer i realrenten kan dermed påvirke forbrugsudviklingen.

Erlandsen og Nymoen (2008) fandt på norske data, at en variabel, der beskriver realrenten efter skat, kan bidrage til at forklare det langsigtede forbrug, og at signifikansen af realrenten afhang af, om aldersvariablen var med.

Som ved aldersvariablen og som i den norske undersøgelse fokuseres på realrenteeffekter i forbrugets langsigsrelation.

Realrenten efter skat laves på ADAM-variable vha. skattesatsen på negativ kapitalindkomst, $tsuih$, pengeinstitutternes udlånsrente, $iwlo$, og en variabel for forbrugerprisinflationen, $rpcpuxhe$:

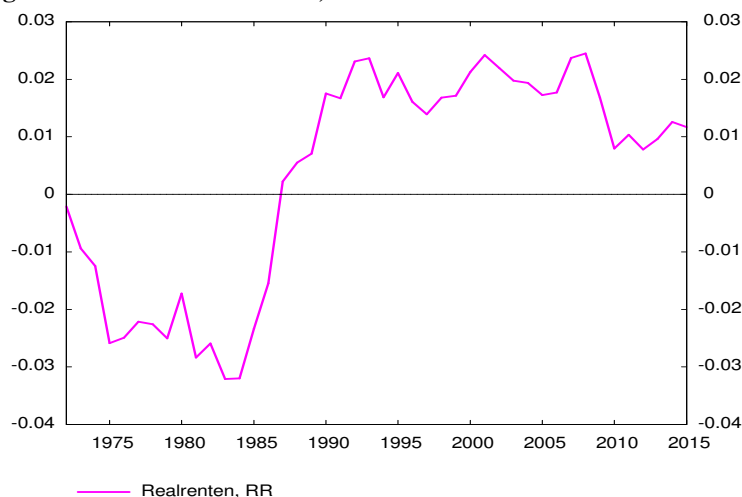
$$RR = iwlo \cdot (1 - tsuih) - rpcpuxhe \quad (4)$$

hvor inflationen $rpcpuxhe$ vedrører deflatoren på forbrug ekskl. bolig, $pcpuxh$, og er konstrueret ved:

$$rpcpuxhe = 0.8 \cdot rpcpuxhe(-1) + 0.2 \cdot \left(\frac{pcpuxh}{pcpuxh(-1)} - 1 \right)$$

Den dynamiske konstruktion gør inflationsvariablen glattere end den årlige prisstigning, der står i parentes.

Den danske realrente efter skat, defineret i (4), har siden 1972 haft i hvert fald tre forskellige faser med hvert sit niveau, jf. Figur 5. Indtil 1985 var realrenten efter skat negativ, mens den i perioden 1986-2010 flukturerede omkring 2 pct.. Skiftet i midten af firserne afspejler især, at den anvendte skattesats blev reduceret, og at dansk økonomi pga. fastkurspolitikken kom ind i et regime, hvor ikke bare renten men også inflationen var lavere. I de sidste år af samplet er den nominelle rente faldet, og den opstillede realrente efter skat er faldet til et niveau omkring 1 pct..

Figur 5: Realrenten efter skat, 1972-2015

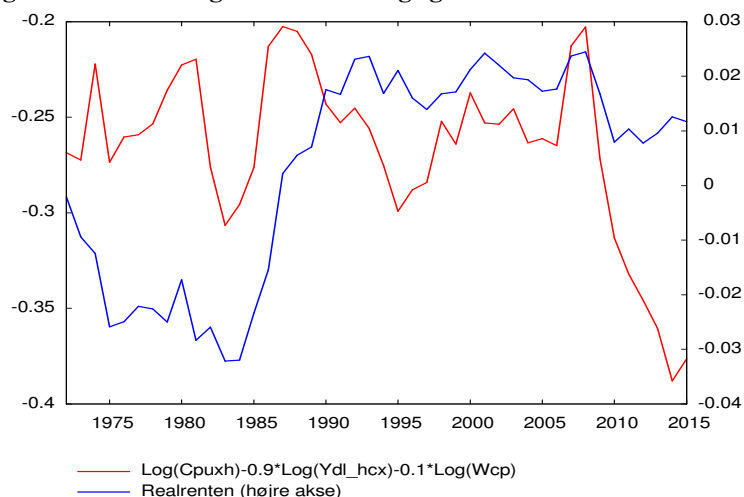
Intentionen er, at realrentevariablen skal hjælpe med at forklare den del af den langsigtede udvikling i forbruget, som indkomst og formue ikke kan forklare.

Substitutionseffekten tilsiger, at der er en negativ sammenhæng mellem forbrug og rente, så en høj rente følges af et lavt forbrug. Det er imidlertid svært at se en oplagt sammenhæng mellem den uforklarede del af forbruget, $\log(C) - 0.9 \cdot \log(Y) - 0.1 \cdot \log(W)$, og den opstillede realrente efter skat, jf. Figur 6. Den manglende sammenhæng skyldes i høj grad, at realrenten så klart skifter niveau i midten af 1980'erne, mens den uforklarede del af forbruget ser ud til at svinge omkring samme middelværdi over det meste af samplet indtil finanskrisen i 2008. Den uforklarede del af forbruget falder efter 2008, men realrenten efter skat falder som nævnt også i de sidste år af samplet, så det er svært at få øje på en umiddelbar negativ korrelation. En OLS-regression på

$$\log(C) = \alpha_1 \cdot \log(Y) + \alpha_2 \cdot \log(W) + \alpha_3 \cdot RR_t \quad (5)$$

giver en signifikant positiv parameter til realrenten, når den inkluderes i langsigtsligningen uden lag.

Indføres der f.eks. fire års lag i realrentevariablen i langsigtsligningen, så RR_t erstattes af RR_{t-4} i (5), fås en signifikant negativ parameter til realrenten efter skat, jf. Tabel 3. Det er naturligt, at der er en forsinkelse mellem en ændring i realrenten og reaktionen i forbruget. Ved siden af tidsforsinkelsen i forbrugerens reaktion kan man imidlertid også forestille sig, at kun en del af forbrugerne reagerer på den del af realrenten, som afspejler inflationen.

Figur 6: Realrente og residualen i langsigtssrelationen**Tabel 3: Langsigtet forbrugsrelation med rentevARIABLE, estimation 1975-2012**

Forbrug, $\log(C_{puxh})$	
Højresidevariabel	Estimat (robust HAC-standardfejl)
Konstant	-0.3388 (0.1693)
Indkomst, $\log(Ydl_{hcx})$	0.8964 (0.0257)
Formue, $\log(Wcp)$	0.1090 (0.0304)
Realrenten, RR_{t-4}	-0.8134 (0.3805)

Rule-of-thumb forbrugere

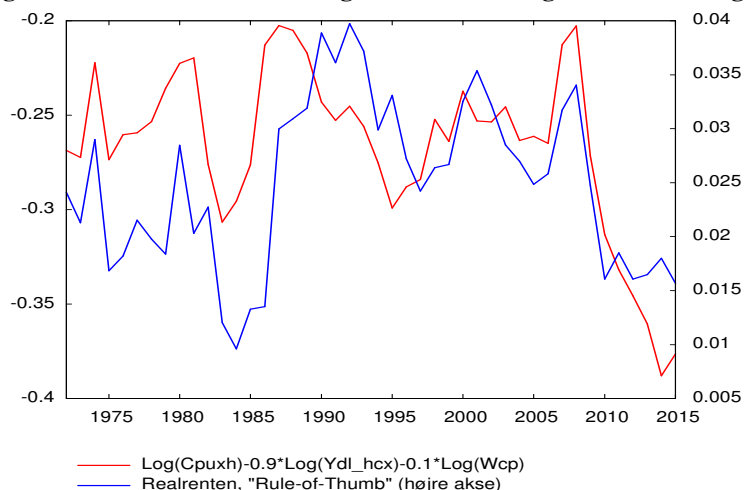
Realrentevariablen inddrager inflationen ud fra den betragtning, at forbrugere tænker i reale termer. Inflationen udhuler den reale gældsbyrde, og den del af renten, som dækker inflationens udhuling af gælden, er ikke en omkostning for låneren. Det er bare et reelt afdrag på lånet, som ikke bør påvirke valget mellem nutidigt og fremtidigt forbrug. Det er imidlertid ikke alle forbrugere, der har mulighed for at fordele deres indkomst og forbrug over flere perioder. Nogle forbrugere mangler lånemuligheder og må leve af deres aktuelle indkomst. Ved at give inflationen halv vægt i udtrykket for realrenten tages der hensyn til sådanne kreditbegrænsede "rule-of-thumb" forbrugere, som de hedder i lærebogen. Dermed fås en ny modificeret realrentevariabel RR_{RT} :

$$RR_{RT} = iwlo \cdot (1 - tsuih) - 0.5 \cdot r_{pcpuxhe} \quad (6)$$

Sammenhængen mellem den uforklarede del af forbruget og den modificerede realrente efter skat er nemmere at få øje på, jf. Figur 7. Laves en OLS-regression

på (6) med den modificerede realrente uden lag fås en signifikant positiv parameter, men med et lag på 3 år i den modificerede realrente, får realrenten en signifikant negativ parameter, jf. Tabel 4. Det ses, at parameteren til den modificerede realrente er numerisk større end parameteren til den oprindelige realrente.

Figur 7: Realrente med halv vægt til inflationen og residualt i langsigtssrelationen



Tabel 4: Langsigtet forbrugsrelation med rentevariabel "rule-of-thumb", estimation 1975-2012

Forbrug, $\log(Cpuxh)$	
Højresidevariabel	Estimat (robust HAC-standardfejl)
Konstant, C	-0.1920 (0.1663)
Indkomst, $\log(Ydl_hcx)$	0.9234 (0.0258)
Formue, $\log(Wcp)$	0.0783 (0.0294)
Realrenten (rule-of-thumb), $RR_{RT,t-3}$	-2.3425 (0.5553)

Den modificerede realrentevariabel vil blive afprøvet i den samlede forbrugsrelation med både kort- og langsigtssdynamik.

Vægtning af formuekomponenter

Udover at overveje supplerende forklarende variable, som aldersvariablen og realrenten efter skat, til langsigtssrelationen for det private forbrug kan man også overveje at ændre på den anvendte indkomst- og formuevariabel. I RBJ15513 foreslås forskellige vægte til de forskellige komponenter i den forbrugsbestemmende formue, og det genoptages i det følgende. Vi omtaler først

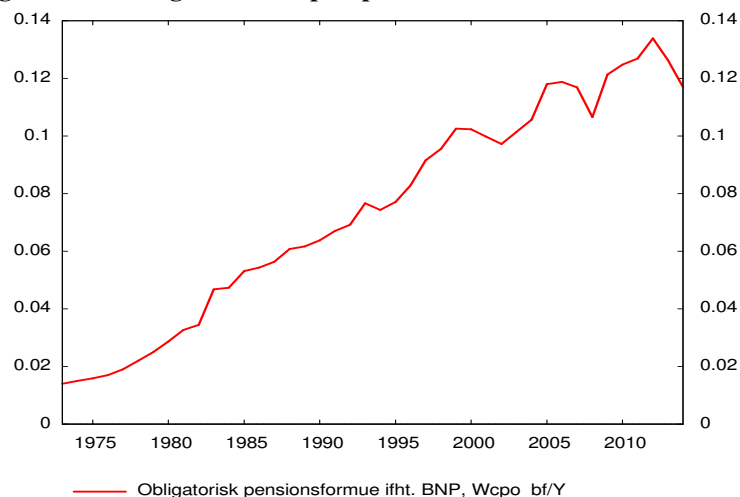
fire kandidater til fri estimation af vægten i den forbrugsbestemmende formue: obligatorisk pensionsformue, boligformue, friværdi og aktieformue, og illustrerer betydningen af at ændre deres vægt. Dernæst estimeres den pågældende formuekomponents vægt i en respecificeret forbrugsfunktion.

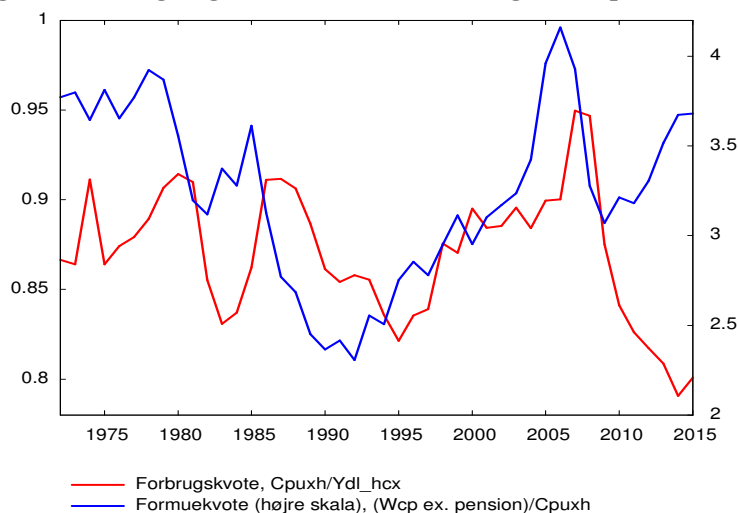
Den obligatoriske pensionsformue

I første omgang undersøges den obligatoriske pensionsformue. Der er belæg for, at de obligatoriske pensionsformuer ikke påvirker forbruget, fordi de virker utilgængelige for forbrugeren. Chetty m.fl. (2012) finder på danske mikrodata, at ændringer i de obligatoriske pensionsordninger ikke rigtigt påvirker den frivillige opsparing. Ordningerne har ifølge Chetty m.fl. betydning for hvor stor den forbrugsbestemmende indkomst bliver, men ikke betydning for hvor meget der herefter opspares eller forbruges af indkomsten. De obligatoriske pensionsindbetalinger virker mere som en skat på indkomsten end som en reel opsparing, og pensionsformuen opfattes indtil pensionsalderen som andres ejendom. Dette taler for at give den obligatoriske pensionsformue en vægt på 0, og man kan også overveje en lille vægt, hvis den obligatoriske pensionsformue alligevel påvirker adfærden hos nogen.

Siden 1975 er den obligatoriske pensionsformue i ADAMs data vokset betydeligt i forhold til BNP, jf. Figur 8. Trækkes den obligatoriske pensionsformue ud af den forbrugsbestemmende formue fås et lavere formueniveau end i Figur 1, og formuekvotens stigende trend fra 1975 til 2015 forsvinder, jf. Figur 9, hvor formuekvoten er ekskl. obligatorisk pensionsformue.

Figur 8: Den obligatoriske kapitalpensionsformue ifht. BNP

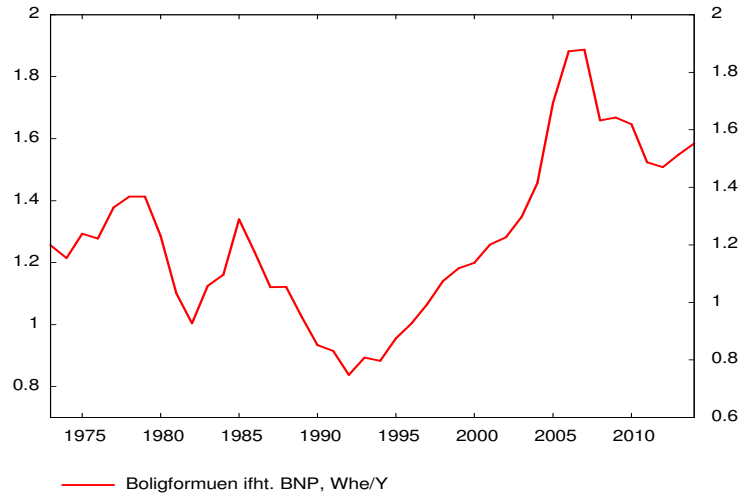
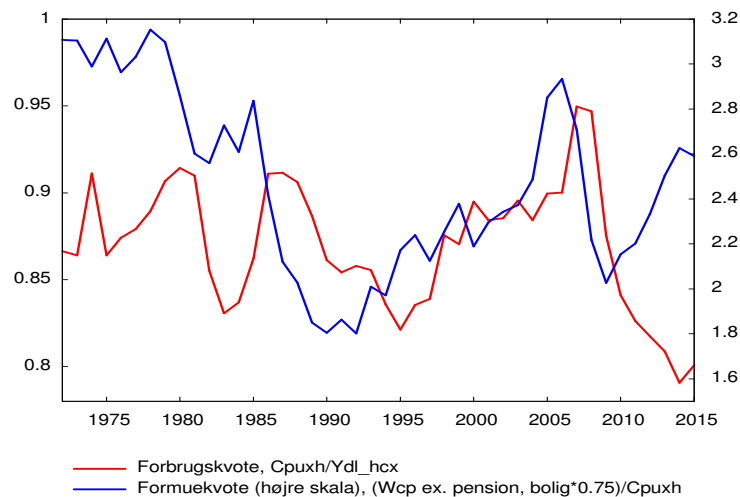


Figur 9: Forbrugs- og formuekvoten ekskl. obligatorisk pension

Boligformuen

Det er også relevant at tjekke vægten til boligformuen, som her er markedsværdien af husholdningernes boliger. I et studie af huspriserne påvirkning på forbruget finder Browning m.fl. (2012) på danske mikrotal, at huspriserne påvirker forbruget gennem lånemuligheden og ikke gennem formuen. Den fundne låneeffekt, hvor boligformuen fungerer som pant, gør sig især gældende ved yngre boligejere. Boligformuen påvirker ikke rigtigt de ældre boligejeres forbrug, og da det også gælder, at den maksimale lånemulighed kun er en andel af boligværdien, er der a priori grund til at nedvægte boligformuen i den forbrugsbestemmende formue. Vi afprøver derfor et formuebegreb, hvor de obligatoriske pensionsformuer er vægtet med 0, mens boligformuen er vægtet med 0,75.

Boligformuen har været voksende fra begyndelsen af 1990'erne til ca. 2008, hvor krisen ramte og boligboblen bristede, jf. Figur 10. Nedvægtningen af boligformuen får formuekvoten ned på et lavere niveau, jf. Figur 11. I slutningen af perioden bliver stigningen mindre, og formuekvoten virker mere stationær fra 1990 og frem. I perioden 1970-1985 er den reviderede formuekvote imidlertid blevet forholdsvis høj pga. den reducerede vægt til boligformuen, så nu har vi fået samplets højeste formuekvote placeret i 1970'erne. Set over hele det viste sample virker formuekvoten mindre stationær i Figur 11 end i Figur 9, så det har gjort formuekvoten mindre stationær at nedvægte boligformuen med 0,75.

Figur 10: Boligformuen ifht. BNP**Figur 11: Forbrugs- og formuekvoten ekskl. pension og med vægtet bolig**

Friværdien

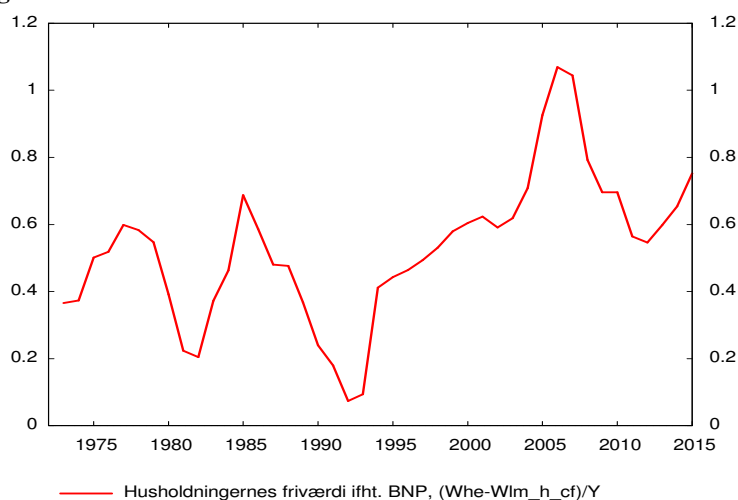
I stedet for at ændre vægten til boligformuen, kan man overveje at ændre vægten til friværdien, dvs. handelsværdi minus realkreditgæld $Whe - Wlm_h_cf$. En sådan tilgang kan begrundes med, at påvirkningen af forbruget sker igennem de lånemuligheder, der følger af at have en boligformue. Man kan godt forestille sig, at friværdien bør have en vægt, der er større end 1, så friværdien betyder mere for den forbrugsbestemmende formue end de resterende formuekomponenter, men det er også muligt, at friværdien er mindre likvid end resten af formuen.

Friværdien ifht. BNP følger nogenlunde samme udvikling som boligformuen ifht. BNP i Figur 10. Fra starten af 1970'erne og frem til midten af 1990'erne flukturerer friværdien omkring en middelværdi, hvorefter friværdien stiger kraftigt og topper ifht. BNP i 2006, jf. Figur 12.

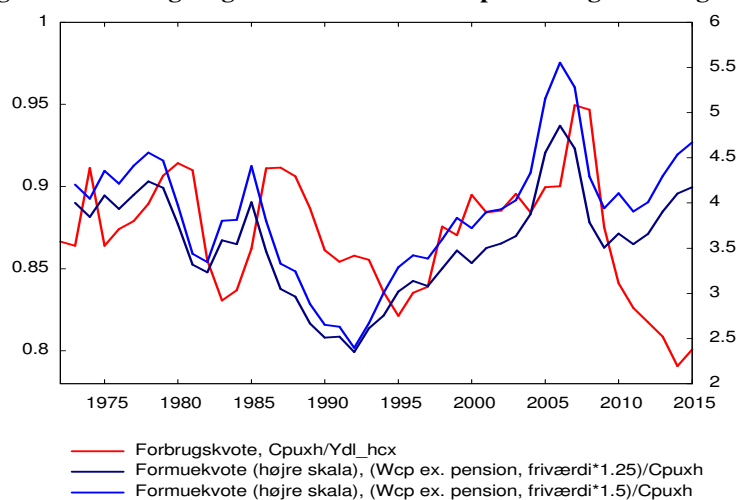
Gives friværdien en vægt på 1,25, eller 1,5, samtidig med at den obligatoriske pensionsformue er trukket ud af formuebegrebet, kommer formuekvoten til at se

noget mere stationær ud, end tilfældet var for formuebegrebet uden obligatorisk pensionsformue og med nedvægtet boligformue, jf. Figur 13. Især formuebegrebet med en vægt til friværdien på 1,25 trækker formuekvoten ned i starten og i slutningen af samplet, så formuekvoten fremstår som mere stationær. Kointegrationstestet i Bilag B viser, at langsigtsligningen kommer endnu tættere på kointegration end ved de to ovenstående tilfælde, hvis man trækker den obligatoriske pensionsformue ud og øger vægten til friværdien. Det gælder både med en vægt på 1,25 og 1,5 til friværdien, men formuebegrebet klarer sig lidt bedre i kointegrationstestet med en vægt på 1,25.

Figur 12: Friværdien ifht. BNP



Figur 13: Forbrugs- og formuekvoten ekskl. pension og med vægtet friværdi



Husholdningernes aktieformue

Det sidste formuebegreb, der undersøges, er aktieformuen. Poterba (2000) henviser til at fordelingen af aktieformuen er skæv, og at ændringer i aktiekursen derfor ikke rigtig påvirker den gennemsnitlige husholdning. Der findes dog også undersøgelser, fx Romer (1990) eller Zandi (1999), der viser, at ændringer i

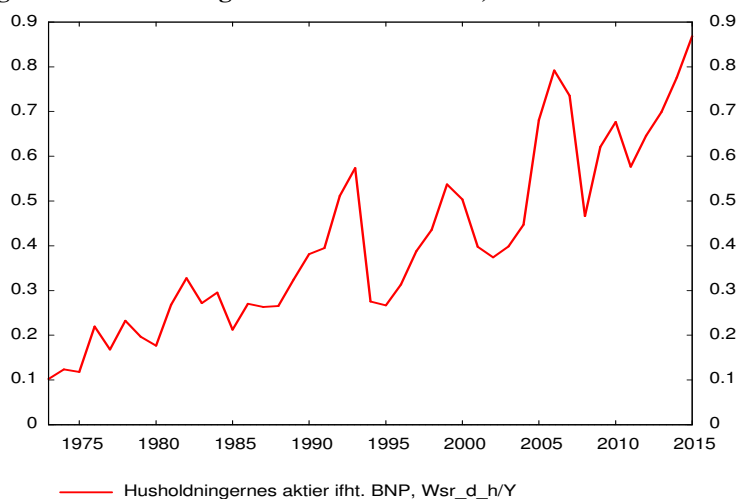
aktiekurser skaber en forventning om ændringer i den økonomiske situation, og at selv husholdninger, der ikke ejer aktier, vil ændre forbruget hvis aktiekurserne ændres. De nævnte kilder forventer dog, at aktiekursernes direkte forbrugseffekt er relativt lille.

Som illustration ændres vægten til husholdningernes aktieformue fra 1 til 0,25. Nulvægten til den obligatoriske pensionsformue og vægten på 1,25 til friværdien er bibeholdt.

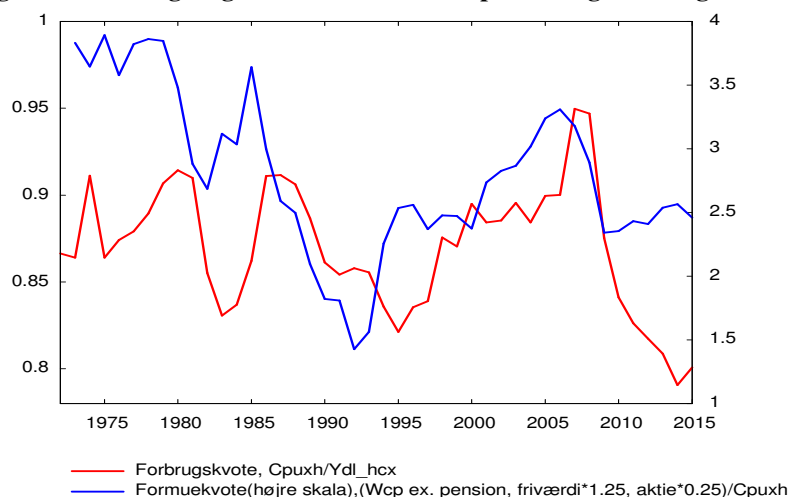
Der er en støt stigende tendens i husholdningernes aktier ifht. BNP fra 1970'erne og frem, jf. Figur 14. Efter 1990'erne er der lidt større udsving, men den stigende trend er der fortsat. Der er som omtalt også stigende trend i både den obligatoriske pensionsformue og boligformuen. Så med hensyn til trendpåvirkning, kommer nedvægtningen af aktierne så at sige oven i nedvægtningen af den obligatoriske pensionsformue og friværdien.

Udviklingen i den resulterende formuekvote tyder på at nedvægtningen af aktierne er for meget. Formuekvoten får en tydeligt faldende tendens i første halvdel af samplet og passer dermed dårligere med den mere stationære forbrugskvote, jf. Figur 15.

Figur 14: Husholdningernes aktier ifht. BNP, 1973-2015



Figur 15: Forbrugs- og formuekvoten ekskl. pension og med vægтет friværdi samt aktier



Kointegrationstest

Der laves et kointegrationstest på forbrugsfunktionens langsigtsgligning. Til kointegrationstestet er Engle-Granger metoden i to step benyttet. Residualerne fra

$$\log(C) = c + 0.9 \cdot \log(Y) + 0.1 \cdot \log(W)$$

er estimeret for hvert formuebegreb. Derefter testes disse for stationaritet ved en Dickey-Fuller test på

$$\Delta res_t = c + \alpha_1 \cdot res_{t-1} + \alpha_2 \cdot \Delta res_{t-1} .$$

De nedenstående p-værdier vedrører parameteren α_1 og er fundet vha. de kritiske værdier for Dickey-Fuller tests.

Formuebegreb	P-værdi (nulhypotese: ingen kointegration)
Oprindelige Wcp	0.1387
Wcp ekskl. obl. pension	0.0478
Wcp ekskl. obl. pension og vægtet boligformue	0.0501
Wcp ekskl. obl. pension og vægtet friværdi med 1,25	0.0445
Wcp ekskl. obl. pension og vægtet friværdi med 1,5	0.0463
Wcp ekskl. obl. pension og vægtet friværdi på 1,25 samt aktier	0.0466

Det første test afslører, at hypotesen om en unit root i residualerne ikke afvises på et 95%-konfidensinterval for det oprindelige formuebegreb, Wcp . Det betyder, at der ikke er kointegration mellem forbrugs- og formuekvoten ved benyttelse af dette formuebegreb. De resterende tests viser, at kointegrationen ikke kan afvises, eller måske snarere at p-værdien er i en gråzone omkring 0.05, så snart den obligatoriske pensionsformue ekskluderes, uanset om man vægter boligformue eller friværdi.

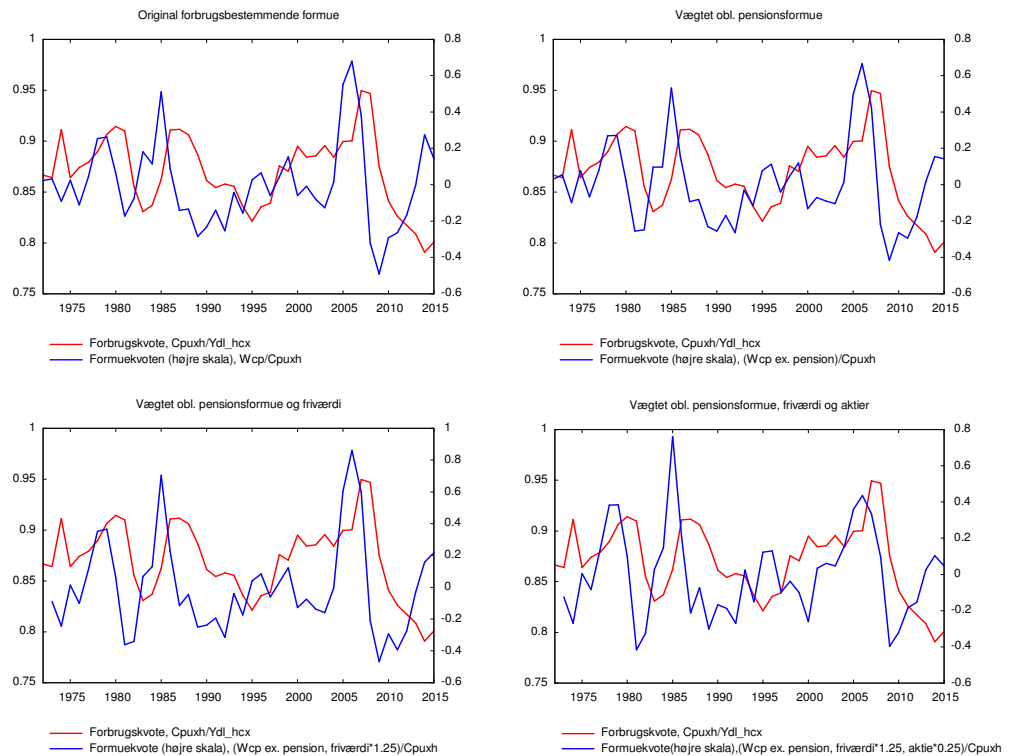
Konjunktur og trend i formuekvoterne

Nedvægtningen af formueelementerne kan ses som et forsøg på at trendkorrigere den oprindelige formuekvote for at få en formuekvote, der bedre kan forklare forbrugskvoten. En mere mekanisk tilgang er at opsplutte formuekvoten i konjunktur og trend ved hjælp af et Hodrick-Prescott filter. Gøres dette med $\lambda = 100$, finder man for fire udvalgte formuebegreber, at den filtrerede formuekvote, dvs. konjunkturdelen af formuekvoten, er bedre til at forklare

forbrugskvoten end den rå formuekvote med trend, jf. Figur 16. Desuden er der klart mindre forskel på de fire filtrerede formuekvoter end på de fire rå formuekvoter, om end formuebegrebet med nedvægtning af husholdningernes aktier stadig skiller sig lidt ud.

Der er ikke optimalt, at basere ADAMs relationer på filtrerede tidsserier, så vi vil ikke anvende HP-filtrerede variable, men resultaterne i Figur 16 tyder på, at korrelationen mellem forbrugs- og formuekvote reduceres af nogle lange cykler eller trende i formuen. Den konjunkturmæssige korrelation er mere klar.

Figur 16: Forbrugskvoten og konjunkturdelen af 4 HP-filtrerede formuekvoter



Lineær forbrugsfunktion

Ligesom i RBJ15513 indfører vi en forbrugsfunktion, hvis langsigtsgdel er lineær, mens kortsigtsgdelen beholder den logaritmiske formulering. Respecificationens lineære formulering gør det nemmere at bestemme og tolke vægten til formuekomponenterne, end når variabelnes niveauer er i logaritmer.

Forbrugsfunktionen er nu givet ved:

$$\text{dlog} \left(\frac{cpuxh}{pcpuxh} \right) = \alpha_1 \text{dlog} \left(\frac{Ydk_{hx}}{pcpuxh} \right) + \alpha_2 \frac{cpuxh(-1)}{Ydl_{hcx}(-1)} + \alpha_3 \frac{Wcp(-1)}{Ydl_{hcx}(-1)} + \alpha_4 \quad (7)$$

Hvor en nem tolkning kræver: $0 < \alpha_1 < 1, \alpha_2 < 0, \alpha_3 > 0, \alpha_4 > 0$.

Med den nuværende logaritmiske formulering af langsigtsgdelen i ADAM bliver summen af elasticiteterne til indkomst og formue restrikeret til 1, så 1 pct. stigning i indkomst og formue giver en 1 pct. stigning i forbruget. I den lineære

formulering ovenfor i (7) er forbrug og formue sat ifht. indkomsten for at gøre langsigtsligningen homotetisk, så forbrugsfunktionen bevarer proportionaliteten mellem forbrug, indkomst og formue. I ligevægtstilfældet, vil en vækstrate på 1,5% omdanne ovenstående ligning til:

$$\begin{aligned}
 0,015 &= \alpha_1 \cdot 0,015 + \alpha_2 \cdot \frac{Cpuxh/1.015}{Ydl_{hcx}/1.015} + \alpha_3 \cdot \frac{Wcp/1.015}{Ydl_{hcx}/1.015} + \alpha_4 \\
 \Leftrightarrow Cpuxh &= \frac{(0,015 - \alpha_1 \cdot 0,015 - \alpha_4) \cdot Ydl_{hcx} - \alpha_3 \cdot Wcp}{\alpha_2} \\
 \Leftrightarrow Cpuxh &= \frac{\alpha_4 - (1 - \alpha_1) \cdot 0,015}{-\alpha_2} \cdot Ydl_{hcx} + \frac{\alpha_3}{-\alpha_2} \cdot Wcp
 \end{aligned}$$

Koefficienten til formuen er positiv, hvis α_2 og α_3 , som forventet, er henholdsvis negativ og positiv, og koefficienten til indkomsten er positiv, hvis konstanten α_4 er tilstrækkelig stor og positiv. De positive koefficienter til indkomsten og formuen summerer ikke til noget specielt, men da der ikke er konstant i ligningen, er funktionen homotetisk.

Fri estimation af vægte til formuekomponenter

Den obligatoriske pensionsformue

I de netop omtalte forslag til vægtning af formuekomponenterne er den obligatoriske pensionsformue trukket ud af den forbrugsbestemmende formue. En estimation af den ny-specificerede forbrugsfunktion med den obligatoriske pensionsformue som fri variabel kan vise, om det f.eks. er bedre at nedvægte den obligatoriske formuekomponent uden at fjerne den helt. Pensionsformuen er formentlig ret likvid for den ældre del af arbejdstyrken. Ligningen der skal estimeres er:

$$\begin{aligned}
 & \text{dlog} \left(\frac{Cpuxh}{pcpuxh} \right) \\
 &= \alpha_1 \text{dlog} \left(\frac{Ydk_{hx}}{pcpuxh} \right) + \alpha_2 \frac{Cpuxh(-1)}{Ydl_{hcx}(-1)} \\
 &+ \alpha_3 \frac{Wcp(-1) - W_{obpen}(-1)}{Ydl_{hcx}(-1)} + \alpha_4 \frac{W_{obpen}(-1)}{Ydl_{hcx}(-1)} + \alpha_5
 \end{aligned}$$

I estimationen af ovenstående ligning kan det ikke afvises, at $\alpha_4 = 0$ på et 5% signifikansniveau, og dermed kan det heller ikke afvises at man skal fjerne hele den obligatoriske pensionsformue fra den forbrugsbestemmende formue, jf. Tabel 5.

Tabel 5: Obligatorisk pensionsformue som fri variabel, estimation 1975-2012

SE of regression: 0.0159	Parameterestimat
$Dlog(Ydk_{hx}/pcpuxh)$ α_1	0.3133 (0.1080)
$Cpuxh(-1)/Ydl_{hcx}(-1)$ α_2	-0.5159 (0.1009)
$(Wcp(-1)-Oblig. pension(-1))$ $/Ydl_{hcx}(-1)$ α_3	0.0215 (0.0066)
$Oblig. Pension(-1)/Ydl_{hcx}(-1)$ α_4	0.0116 (0.0080)
<i>Konstant</i> α_5	0.4119 (0.0790)

I de følgende estimationer anvendes formuebegrebet $Wcp1 = Wcp - W_{obpen}$ som udgangspunkt.

Boligformuen

I illustrationen af boligformuens betydning for den forbrugsbestemmende formue blev boligformuen a priori vægtet med 0.75. En estimation med boligformuen som fri variabel kan vise, om de 0.75 er en passende vægtning. Ligningen der skal estimeres er:

$$\begin{aligned} \text{dlog}\left(\frac{Cpuxh}{pcpuxh}\right) &= \alpha_1 \text{dlog}\left(\frac{Ydk_{hx}}{pcpuxh}\right) + \alpha_2 \frac{Cpuxh(-1)}{Ydl_{hcx}(-1)} \\ &+ \alpha_3 \frac{Wcp1(-1) - Whe(-1)}{Ydl_{hcx}(-1)} + \alpha_4 \frac{Whe(-1)}{Ydl_{hcx}(-1)} + \alpha_5 \end{aligned}$$

Estimationsresultatet er:

Tabel 6: Boligformuen som fri variabel, estimation 1975-2012

SE of regression: 0.0163	Parameterestimat
$Dlog(Ydk_{hx}/pcpuxh)$ α_1	0.3205 (0.1107)
$Cpuxh(-1)/Ydl_{hcx}(-1)$ α_2	-0.5086 (0.1064)
$(Wcp1(-1)-Whe(-1))/Ydl_{hcx}(-1)$ α_3	0.0231 (0.0079)
$Whe(-1)/Ydl_{hcx}(-1)$ α_4	0.0197 (0.0067)
<i>Konstant</i> α_5	0.4016 (0.0836)

I den estimerede ligning, er vægten til boligformuen lig med forholdet mellem den estimerede koefficient til henholdsvis boligformuen og resten af formuen, dvs. α_4/α_3 , jf. følgende omskrivning:

$$\begin{aligned} & \alpha_3 \cdot \frac{Wcp1(-1) - Whe(-1)}{Ydl_{hcx}(-1)} + \alpha_4 \cdot \frac{Whe(-1)}{Ydl_{hcx}(-1)} \\ &= \alpha_3 \cdot \frac{Wcp1(-1) - Whe(-1) + \alpha_4/\alpha_3 \cdot Whe(-1)}{Ydl_{hcx}(-1)} \end{aligned}$$

Ved den frie estimation bliver vægten til boligformuen $\alpha_4/\alpha_3 = 0.0197/0.0231 = 0.85$. Det er lidt mere end de 0.75, og det kan ikke afvises at $\alpha_3 = \alpha_4$, så det kan ikke afvises, at boligformuen skal have vægten 1 som resten af formuen.

Friværdien

For at belyse om boligernes friværdi har en særlig rolle foretages en estimation, hvor friværdien er trukket ud af den forbrugsbestemmende formue, og indgår som en selvstændig variabel. Resultatet ses i tabellen nedenfor.

Tablet 7: Friværdien som fri variabel, estimation 1975-2012

SE of regression: 0.0163	Parameterestimat
$Dlog(Ydk_hx/pcpuxh)$ α_1	0.3310 (0.1113)
$Cpuxh(-1)/Ydl_hcx(-1)$ α_2	-0.5314 (0.1052)
$(Wcp1(-1) - (Whe(-1) - Wlm_h_cf(-1)))/Ydl_hcx(-1)$ α_3	0.0190 (0.0078)
$(Whe(-1) - Wlm_h_cf(-1))/Ydl_hcx(-1)$ α_4	0.0210 (0.0071)
Konstant α_5	0.4216 (0.0837)

Parameteren til friværdien er lidt højere end parameteren til resten af formuen. Det tyder på, at det er boligens friværdi snarere end dens handelsværdi, der påvirker forbruget.

Nærmere bestemt indebærer resultatet i Tabel 7 at friværdien får en vægt på $\alpha_4/\alpha_3 = 0.0210/0.0190 = 1.10$, men man kan ikke afvise, at $\alpha_3 = \alpha_4$, og det reducerer heller ikke forbrugsligningens standardafvigelse at estimere friværdiens koefficient frit, jf. en sammenligning af Tabel 6 og 7.

Aktieformuen

Der er som nævnt argumenter for, at aktieformuen påvirker forbruget relativt lidt. Vi vil nu lave to frie estimationer af vægten til aktieformuen. En estimation hvor formuebegrebet omfatter boligformuen med vægten 0.85, og en hvor formuebegrebet omfatter friværdien med vægten 1.1. Resultaterne findes i henholdsvis Tabel 8 og 9.

Tabel 8: Aktieformuen som fri variabel, estimation 1975-2012

SE of regression: 0.0162	Parameterestimat
$Dlog(Ydk_hx/pcpuxh)$ α_1	0.3353 (0.1118)
$Cpuxh(-1)/Ydl_hcx(-1)$ α_2	-0.5247 (0.1019)
$(Wcp1(-1) - 0.15*Whe(-1))/Ydl_hcx(-1)$ α_3	0.0241 (0.0075)
$Wsr_d_h(-1)/Ydl_hcx(-1)$ α_4	0.0284 (0.0109)
<i>Konstant</i> α_5	0.4098 (0.0795)

Tabel 9: Aktieformuen som fri variabel, estimation 1975-2012

SE of regression: 0.0163	Parameterestimat
$Dlog(Ydk_hx/pcpuxh)$ α_1	0.3271 (0.1128)
$Cpuxh(-1)/Ydl_hcx(-1)$ α_2	-0.5293 (0.1051)
$(Wcp1(-1) + 0.1*(Whe(-1) - Wlm_h_cf(-1)))/Ydl_hcx(-1)$ α_3	0.0192 (0.0063)
$Wsr_d_h(-1)/Ydl_hcx(-1)$ α_4	0.0180 (0.0088)
<i>Konstant</i> α_5	0.4205 (0.0822)

Vi får en estimeret vægt til aktieformuen på $\alpha_4/\alpha_3 = 0.0284/0.0241 = 1.18$ med vægtet boligformue i formuebegrebet og $\alpha_4/\alpha_3 = 0.0180/0.0192 = 0.94$ med vægtet friværdi i formuebegrebet. Begge vægte ligger tæt på 1, så vi lader vægten til aktieformuen forblive 1.

Estimation af den samlede forbrugsrelation

I dette afsnit præsenteres resultatet af at estimere den samlede forbrugsrelation med forskellige formuebegreber. Estimationen med formuebegrebet fra Okt15,

Wcp , er inkluderet for sammenligningens skyld. Derudover indeholder Tabel 10 estimationer med Wcp ekskl. obligatorisk pensionsformue, Wcp ekskl. obligatorisk pensionsformue og med vægten 0.85 til boligformuen, Wcp ekskl. obligatorisk pensionsformue og med vægten 1.1 til friværdien.

Ved hver estimation er der foretaget et Breusch/Godfrey LM-test for 1. ordens autokorrelation samt et Jarque-Bera test for normalfordelte fejllid. De kritiske værdier er henholdsvis 3.841 og 5.991 på et 5% signifikansniveau.

Resultatet af at estimere ligningen med formuebegrebet fra Okt15, står i Tabel 10's 1. række. Det bemærkes, at parameteren til formuekvoten ikke er signifikant på et 95%-konfidensinterval. Desuden er der store residualer i den sidste del af perioden, jf. Figur 20 i Bilag A.

Tabellens 2. række viser estimationen, når den obligatoriske pensionsformue er trukket ud af formuen. Ændring gør parameteren til formuen signifikant, og estimationens standardfejl er mindre end i 1. række. Specielt er fittet blevet bedre i sidste del af perioden, jf. Figur 21 i Bilag A.

Tabellens 3. række viser estimationen når den obligatoriske pensionsformue er vægtes med 0 og boligformuen er vægtes med 0.85. Der er kun små forskelle til estimationen i 2. række. Formueparameteren er blevet en anelse højere, mens parameteren til indkomsten er blevet en smule lavere, og tilpasningen mod langsigtsforbruget er blevet lidt langsommere. Regressionens standardfejl er nogenlunde uændret. Residualerne i slutningen af perioden er reduceret ifht. række 2, til gengæld undervurderes forbruget en smule mere i midten af 00'erne, jf. Figur 22.

Tabellens 4. række viser estimationen når den obligatoriske pensionsformue er vægtes med 0 og friværdien er vægtes med 1.1. Parameteren til formuen bliver i dette tilfælde mindre end i både række 2 og 3. Tilspaningstiden mod det langsigtede forbrug bliver lidt hurtigere, parameteren til indkomsten er en smule større, og estimationens standardfejl er marginalt større end i 3. række.

Fit og residualer viser, at estimationen underestimerer forbrugsniveauet lidt mindre i perioden omkring midten af 00'erne end estimationen med formuebegrebet med vægtes bolig gjorde, mens residualerne i slutningen af perioden er blevet lidt større, jf. Figur 23.

I Tabel 10 bemærkes desuden, at alle estimationer ser ud til at have normalfordelte fejllid uden autokorrelation, så OLS-estimerne er konsistente og unbiased.

Ifølge estimationsresultaterne i Tabel 10 bør den obligatoriske pensionsformue trækkes ud af den forbrugsbestemmende formue, og man kan overveje at vægte boligformuen med 0.85 eller friværdien med 1.1. Det gør dog ikke står forskel

at ændre ved vægten til boligformuen brutto eller til boligformue minus realkreditlån. Residualerne for perioden 2000-2015 tyder på, at formuebegrebet med vægtet friværdi fitter bedst i perioden 2004-2008, men i 2009-2015 er det formuebegrebet med vægtet boligformue, som fitter bedst.

Tabel 10: Estimationsresultater

Formue	ΔFYK	$C(-1)/Y(-1)$	$W(-1)/Y(-1)$	Konstant	SE	LM1	JB
Wcp	0,3225 (0,1201)	-0,4296 (0,1077)	0,0078 (0,0053)	0,3606 (0,0859)	0,0177	1,2949	0,0320
Wcp - obl. pensionsformue	0,3276 (0,1093)	-0,5259 (0,1023)	0,0203 (0,0066)	0,4156 (0,0803)	0,0161	0,5438	0,0385
Wcp - obl. pensionsformue - 0,15*boligformue	0,3203 (0,1084)	-0,5081 (0,0978)	0,0232 (0,0073)	0,4013 (0,0777)	0,0160	0,4331	0,3553
Wcp - obl. pensionsformue + 0,1*friværdi	0,3309 (0,1092)	-0,5313 (0,1030)	0,0191 (0,0062)	0,4214 (0,0809)	0,0161	0,4966	0,0018

Sample=1975-2012.

Realrenten

I afsnittet om realrenten tydede en estimation af langsigtssrelationen på, at realrenten efter skat påvirkede forbruget, når realrentevariablen indgik med et lag på 3 år og med halv vægt til inflationen. Indføres realrenten efter skat i den samlede forbrugsfunktion med både kortsigts- og langsigtssdynamik i (7) bliver parameteren insignifikant. Det gælder uanset om forbrugsfunktionen anvender det originale formuebegreb eller de modificerede formuebegreber fra Tabel 10.

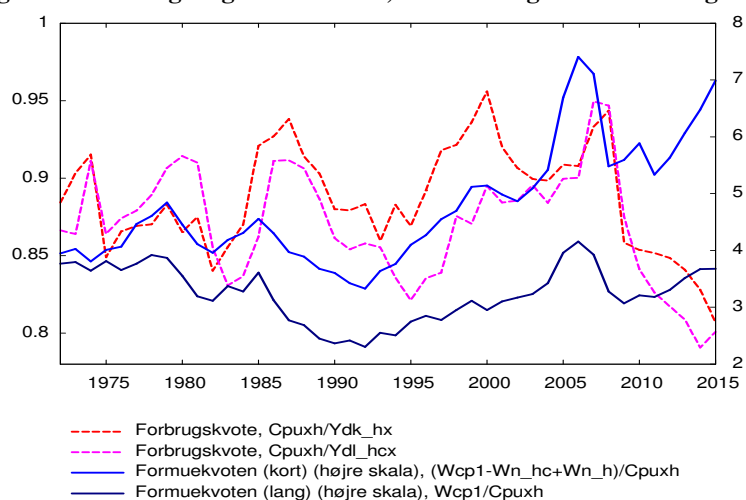
Indkomstbegrebet

I Tabel 10 benyttes forskellige indkomstbegreber til kortsigts- og langsigtssdynamikken, henholdsvis Ydk_{hx} og Ydl_{hcx} . Forskellen består i, at selskabernes indkomst medtages i langsigtssindkomsten men ikke i kortsigtssindkomsten, da selskabernes indkomst antages at påvirke forbruget med større forsinkelse end husholdningernes indkomst, som indgår i begge begreber.

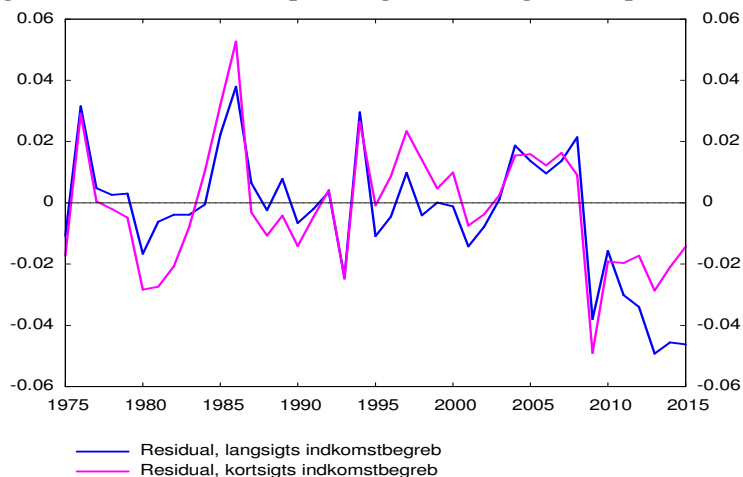
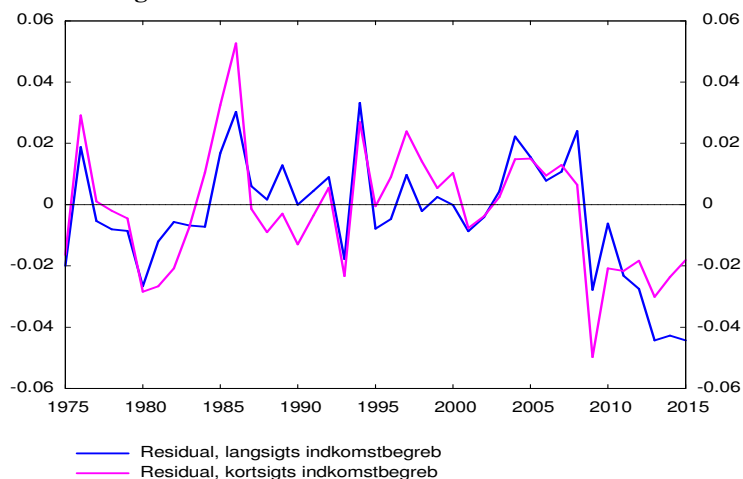
Det er lidt usædvanligt at bruge den samlede private indkomst i en forbrugsfunktion, normalt bruger man kun husholdningernes indkomst og lader selskaberne påvirke forbruget via husholdningernes aktiebeholdning. Hvis vi følger konventionen og bruger det kortsigtssede indkomstbegreb, dvs. husholdningernes indkomst, til både kortsigtssdynamik og langsigtssrelation, bør vi samtidigt trække selskabernes formue ud af det benyttede formuebegreb. En sådan ændring af ADAM's indkomst og formuebegreb får forbrugskvoten op på et højere niveau omkring 1985-2005, og fra 2010 og frem falder den nye forbrugskvotens ikke så meget som den oprindelige kvote, jf. Figur 17. Formuekvoten uden obligatorisk pensionsformue får et generelt højere niveau,

når selskabernes nettoformue trækkes ud, og den nye formuekvote stiger mere frem mod 2015 end den gamle, jf. Figur 17. Selskabernes negative nettoformue afspejler, at vi kun bruger selskabernes finansielle poster inkl. deres egenkapital, der er opgjort som aktiernes markedsværdi. For de fleste selskaber, især ikke-finansielle selskaber, skabes deres markedsværdi af selskabets reale aktiver herunder den opsamlede humane kapital, patenter o.lign. Dermed er markedsværdien af et selskabs egenkapital naturligt nok større end selskabets finansielle nettoaktiver, og selskabssektoren får en negativ nettoformue i nationalregnskabet og dermed i ADAM's finansielle konti.

Figur 17: Forbrugs- og formuekvote, indkomst og formue med og uden selskaber



Reestimeres den samlede forbrugsfunktion (7) med selskabernes indkomst og nettoformue fjernet fra den samlede private indkomst og formue, får man insignifikante parametre til alle variable, når der estimeres over perioden 1975-2012, og det gælder alle versioner af formuebegrebet. Hvis man ikke desto mindre benytter de insignifikante parameterestimerer til at beregne residualer i 2013 til 2015 får man tydeligt mindre residualer, jf. Figur 18 og 19. Det er også tydeligt, at man over hele samplet, får større residualer, hvis man benytter husholdningernes indkomst og formue i langsigtsligningen. Vi har åbenbart ikke fundet en indkomst- og formuedefinition plus forbrugsfunktion, der passer hele tiden.

Figur 18: Residualer med oprindelige formuebegreb, Wcp**Figur 19: Residualer med formuebegreb ekskl. obl. pensionsformue og med vægtet boligformue**

Sammenfatning

Det bedste forslag til den forbrugsbestemmende formue er tilsyneladende at fjerne den obligatoriske pensionsformue og enten give boligformuen en vægt på 0.85 eller give friværdien en vægt på 1.1. Det bedste forslag til den forbrugsbestemmende indkomst er at inkludere den frivillige pensionsopsparing, så kun den obligatoriske ekskluderes.

Erlandsen og Nymoen (2008) finder på norske data, at en aldersvariabel, der fanger ændringer i aldersfordelingen i befolkningen, bør inkluderes i makroforbrugsrelationer. Det ser imidlertid ud til, at en sådan aldersvariabel ikke har effekt i ADAMs forbrugsrelation. I stedet vil befolkningens alderssammensætning påvirke forbruget indirekte ved at påvirke den obligatoriske pensionsopsparing. Erlandsen og Nymoen (2008) finder også en realrenteeffekt, når aldersvariablen er til stede. Man kan også spore en realrenteeffekt i ADAMs langsigtetsrelation for forbruget, men når kortsigts- og langsigtodynamikken estimeres sammen i en fejlkorrektionsmodel forsvinder effekten.

Litteraturliste

Jensen, Ralph Bøge og Dan Knudsen:

- ”*Forslag til forbrugsrelation med vægtet formue*”, Modelgruppen, Danmarks Statistik (RBJ15513)

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.

Browning, Martin, Mette Gørtz og Søren Leth-Petersen, 2013:

- ”*Housing Wealth and Consumption: A Micro Panel Study*”, The Economic Journal, April.

Poterba, James M., 2000:

- ”*Stock Market Wealth and Consumption*”, Journal of Economic Perspectives, Foråret.

Romer, Christina, 1990:

- ”*The Great Crash and the Onset of the Great Depression*”, Journal of Economics, August.

Zandi, Mark R., 1999:

- ”*Wealth Worries*”, Regional Financial Review, August.

Attfield, C.L.F. og Edmund Cannon, 2003:

- ”*The Impact of Age Distribution Variables on the Long Run Consumption Function*”, Discussion Paper Department of Economics University of Bristol, Januar.

Erlandsen, Solveig og Ragnar Nymoen, 2008:

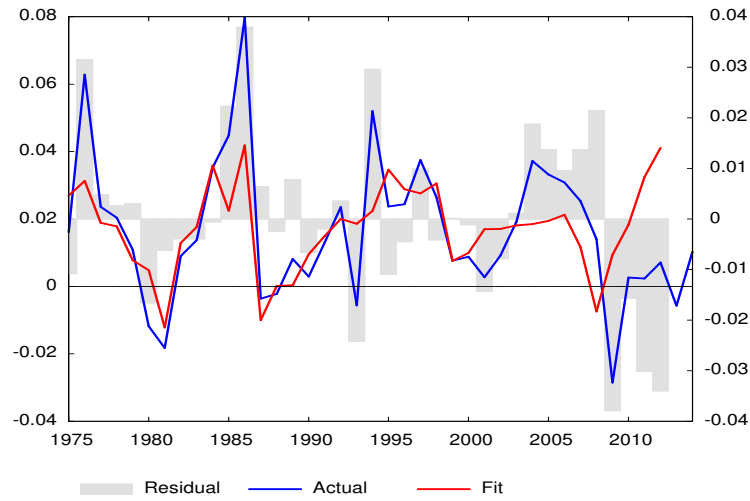
- ”*Consumption and population age structure*”, Journal of population Economics, Juli.

Jansen, Eilev S., 2009:

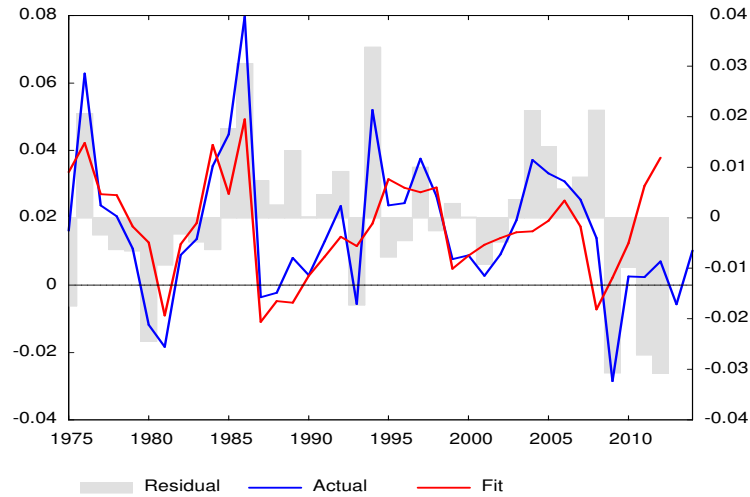
- ”*Kan formueseffekter forklare utviklingen i privat konsum?*”, Samfunnsøkonomen, Nr 5.

Bilag A – Fit og residualer

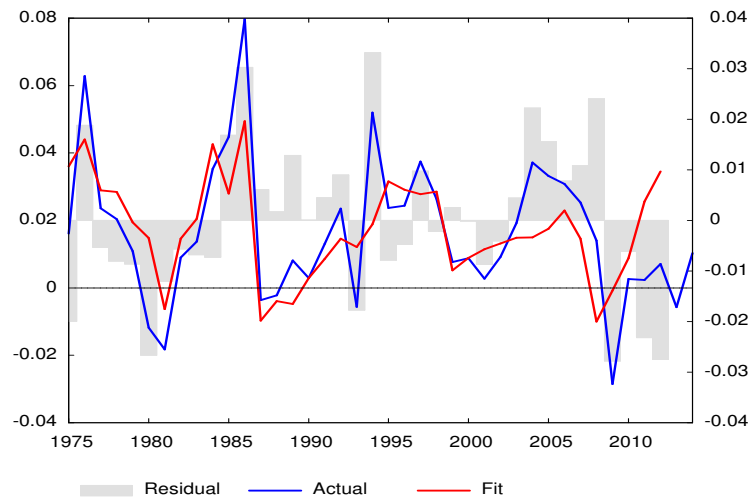
Figur 20: Fit med det oprindelige formuebegreb



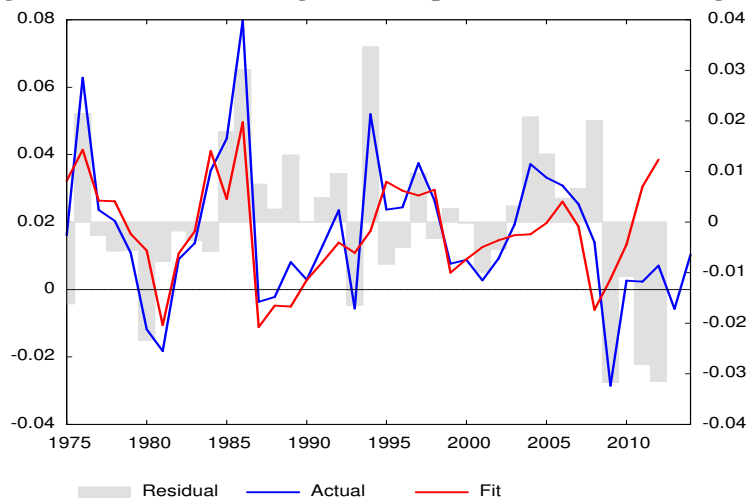
Figur 21: Fit med formuebegreb u. obl. pensionsformue



Figur 22: Fit med formuebegreb u. obl. pensionsformue og vægtet boligformue



Figur 23: Fit med formuebegreb u. obl. pensionsformue samt vægtet friværdi



Figur 24: Residualer frem til 2015 for de 4 formuebegreber

