

En mulig forbrugsfunktion

Resumé:

Det foreslås at udvide forbrugsfunktionen med Nationalbankens kreditindikator for banker og realkreditinstitutter. Indikatoren har mest været negativ, siden den blev indført i 4. kvartal 2008. Det indikerer, at lånevilkårene er blevet løbende strammet siden finanskrisen, og kreditindikatoren kan bruges som en variabel, der forklarer, hvorfor den private sektors ønskede nettoformue (aktiver minus lån) tilsyneladende er steget og steget.

DKN11O21

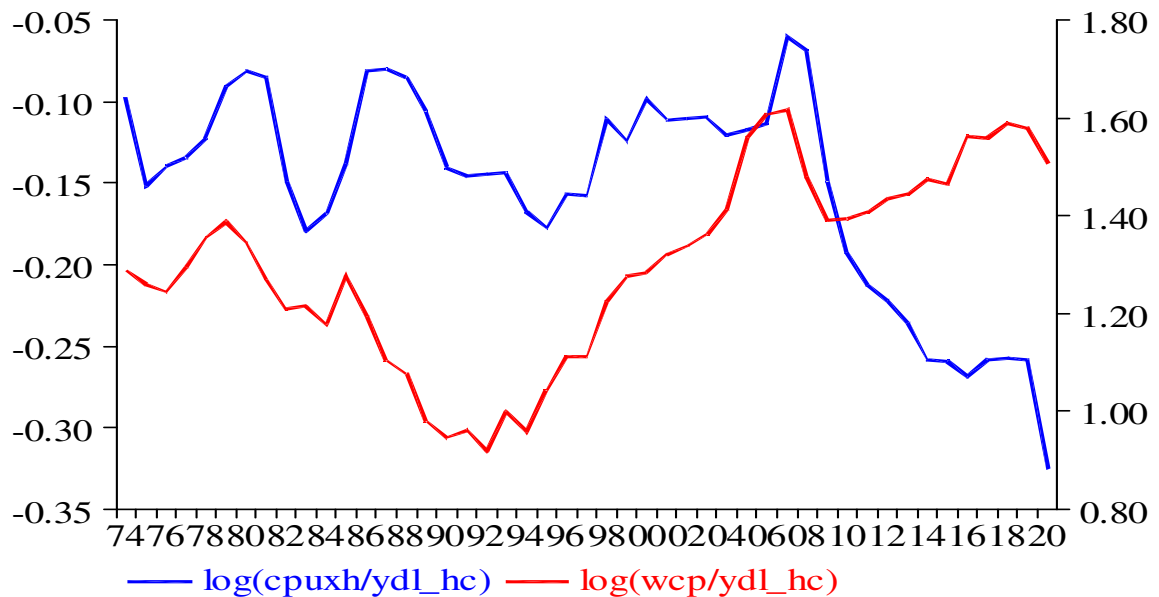
Nøgleord: Forbrugsfunktion, finanskrisen, kreditindikator

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. Nuværende forbrugsfunktion

Ideen i den nuværende forbrugsfunktion er, at forbrugskvoten reagerer på formuekvoten. Stiger formuekvoten (formue/indkomst) får det forbrugskvoten (forbrug/indkomst) til at stige. Der er en vis positiv korrelation i de nuværende data, jf. nedenstående figur 1. Sammenhængen er dog ikke meget tydelig og den er helt væk i det seneste tiår, hvor forbrugskvoten er faldet, selvom formuekvoten begyndte at stige i 2010. I det allerseneste år (2020) faldt forbruget særlig meget, men det kan skyldes pandemien, og vi er heller ikke begyndt at estimere på 2020 endnu.

Figur 1: Nuværende forbrugs- og formuekvote, logværdi



Anm: Cpuxh forbrug ex bolig og med bilforbrug som ydelse, Ydl_hc privat disponibel indkomst (bogstavet 'l' angiver, at det er ADAM's langsigsdefinition på indkomst), Wcp privat formue (boligformue plus finansiel fordring jf. definition i brødteksten).

2. Re-specificeret forbrugsfunktion

Indledningsvis ændrer vi i formuevariablens definition. Nuværende definition af den private formuevariabel er som følger:

$$\begin{aligned}
 Wcp &= kknbl \cdot Knbhl + Knbhk_h + Kncb + Wn_hc - Wp \\
 &+ (Wpio2_bf + Wpco2_bf + Wpco2_ld) + (Wpio1_bf + Wpco1_bf + Wpco1_ld) \cdot (1 - tsyp) \\
 &+ (Wp - Wpio_bf - Wpco_bf - Wpco1_ld - Wpco2_ld) \cdot (1 - tss0 - tssp0 - tss1 - tssp1) \cdot kwps
 \end{aligned}$$

kknbl er en korrektionsfaktor, Knbhl værdi af lejeboliger, Knbhk_h værdi af ejerboliger, Kncb bilbeholdning, Wn_hc privat nettofordring, Wp pensionsformue (delmængde af Wn_hc), Wpio2_bf+Wpco2_bf+Wpco2_ld individuelle og 'collective' kapitalpensionsordninger uden udskudt skat, adm. af banker og private pensionsenheder inkl. forsikringsselskaber eller af LD, Wpio1_bf+Wpco1_bf+Wpco1_ld individuelle og kollektive kapitalpensionsordninger med udskudt skat, adm. af banker eller private pensionsenheder inkl. forsikringsselskaber eller af LD, tsyp er skattesats på særlig indkomst, tss0+tssp0+tss1+tssp1 skattesats på skattepligtig og personlig indkomst, kwps korrektionsfaktor for særlig beskatning af pensionsafkast.

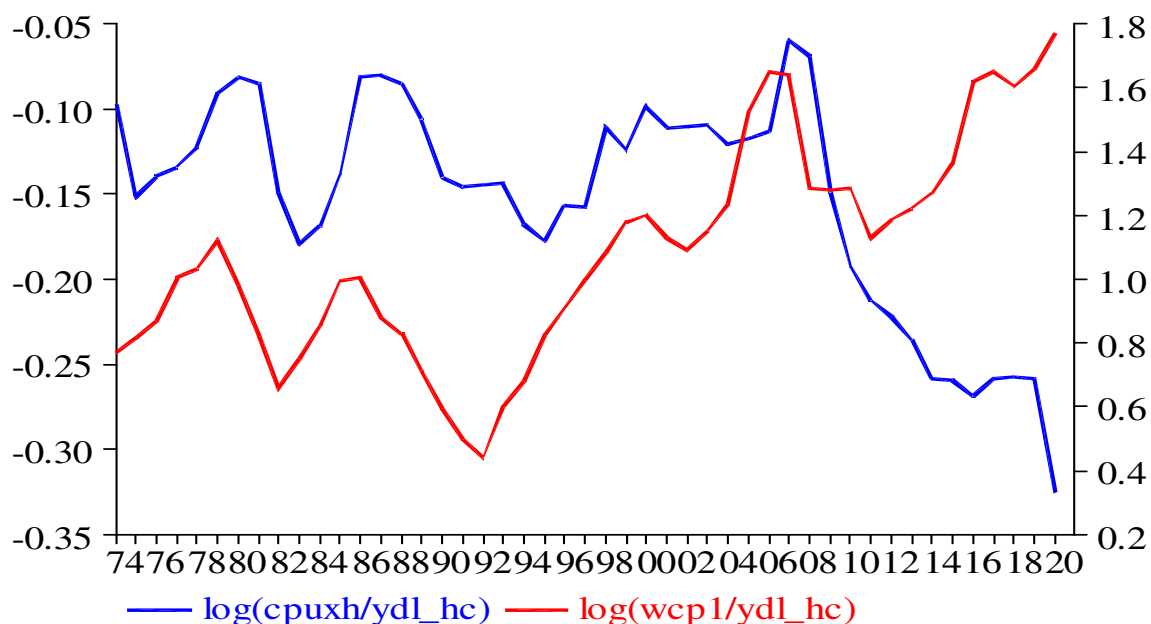
Sammenfattende består den nuværende private formuevariabel W_{cp} af boligkapital, især ejerboliger samt en lille bilbeholdning og en finansiel formue, hvor pensionsformuen er opgjort til efter-skat værdi, dvs. uden den del, der vil tilfalde den offentlige sektor.

Det er fristende at opgøre formuevariablen ex den obligatoriske pensionsformue, dvs. ex pensionsordninger, der er aftalt i kollektive overenskomster. Samtidig sættes korrektionsfaktoren kw_{ps} til 1, så det hele er markedsværdi. Det er også nærliggende at skippe værdien af private lejeboliger, så begrebet koncentrerer sig om ejeboliger, hvis friværdi kan ses som forbrugernes kassekredit. Den nye formuedefinition anvender en delmængde af den nuværende definitions variable og ser ud som følger:

$$W_{cp1} = K_{nbhk_h} + K_{ncb} + W_{n_h} - W_p + W_{pio2_bf} + W_{pio1_bf} (1 - t_{sy}) + W_{pir_bf} (1 - t_{ss0} - t_{ssp0} - t_{ss1} - t_{ssp1})$$

Hvor der fx kun indgår individuelle pensionsformuer, der har 'i' i variabelnavnet. Den nye formuekvote er sammenholdt med forbrugskvoten i figur 2, hvor det er blevet lidt lettere at se, at formuekvoten kan have drevet forbrugskvoten i de første årtier af figurens sample. Derimod er det ikke blevet lettere at forstå udviklingen efter finanskrisen, hvor forbrugs- og formuekvote stadig går i hver sin retning.

Figur 2: Nuværende forbrugskvote og re-specificeret formuekvote, logværdi



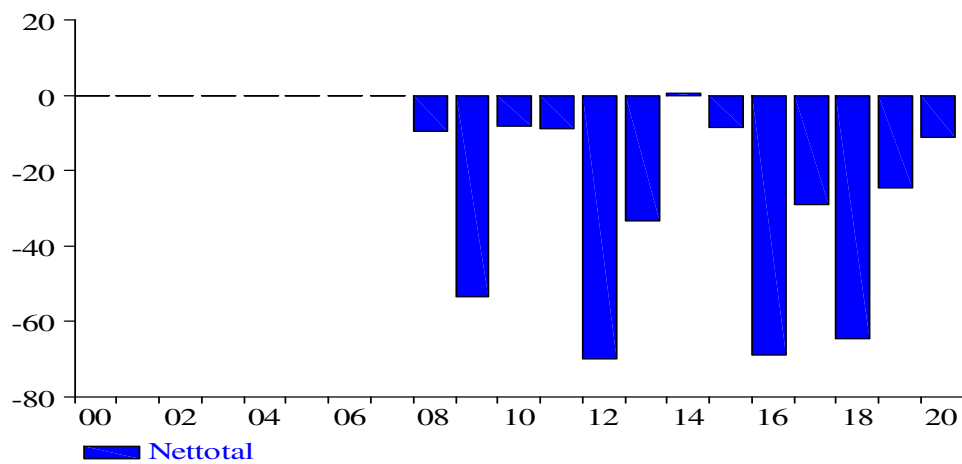
Hvis forbrugsfunktionen skal fange forløbet efter finanskrisen, er der brug for mindst én ny forklarende variabel. Det er ikke et isoleret dansk fænomen, at opsparingen er steget efter finanskrisen, jf. det lave internationale renteniveau. Så andre har problemer med ikke mindst forbrugsfunktionen, og det er almindeligt at bruge en skiftdummy. Man kan også anvende en skiftdummy gange en trend. Så har man en periodeafgrænset trendvariabel til at forklare perioden med stigende formuekvote og faldende forbrugskvote.

Den slags dummykonstruktioner giver selvsagt ikke nogen årsagsforklaring, men man undgår store residualer og koefficientdrift i en periode, hvor der ikke rigtig er en forklaring.

Det er valgt at bruge en skiftdummy, der er 1 fra samplers begyndelse til og med 2008, hvorefter den er nul. En skiftdummy kan dog ikke alene forklare bruddet i figur 1 og 2, og vi prøver at supplere med data fra nationalbankens udlånsundersøgelse.

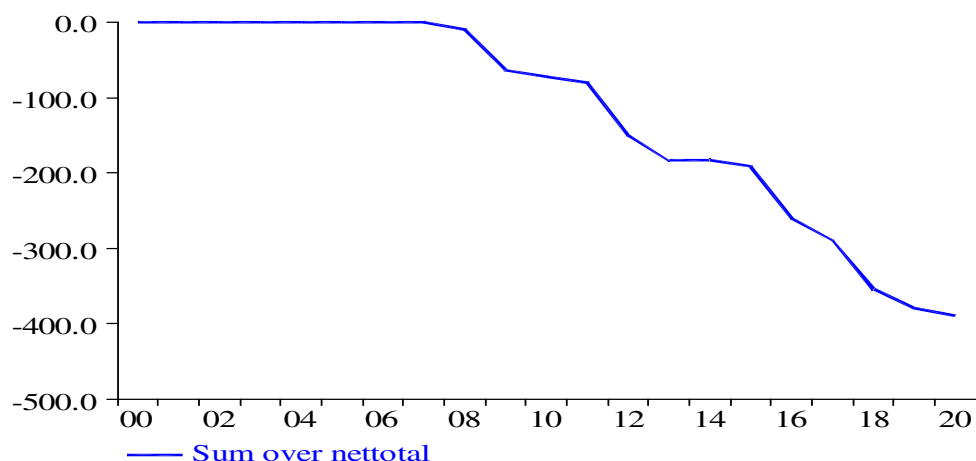
Nærmere bestemt vil vi anvende nettotallet i alt for private kreditvilkår i banker og realkreditinstitutter, jf. statistikbanktabel DNUDPRIV¹. Udlånsundersøgelsen laves hvert kvartal, og nettotallene i figur 3a angiver årlige gennemsnit af de kvartalsvise nettotal. Udlånsundersøgelsen blev sat i gang, da finanskrisen havde ramt, så nettotallet begynder i 4. kvartal 2008.

Figur 3a: Ændring i kreditvilkår for private, negativt nettotal er stramning



Kurven i figur 3b angiver en akkumulation over nettotallene siden 2008, \sum netttotal, og det er en kurve med faldende trend i hele datavinduet, da nettotallene er negative på årsniveau med en enkelt lille undtagelse.

¹ Banker og realkreditinstitutter kaldes under et for MFI'er, monetære og finansielle institutter. Undersøgelsens resultater sammenfattes i netttotal, hvor hvert institutsvar tildes en værdi og herefter vægtes med instituttet andel af det samlede udlån til private. En positiv værdi angiver, at instituttets kreditvilkår er blevet lempeligere i det pågældende kvartal. En negativ værdi angiver strammere kreditvilkår. Nettotallet beregnes ud fra følgende formel: $\text{Nettotal} = \sum si \cdot vi$, hvor si er værdien af institut i's svar, og vi er institut i's vægt. Skalaen for nettotallet går fra -100 til +100.

Figur 3b: Kreditvilkår for private, akkumuleret netttotal

Den anvendte forbrugsfunktion gør forbruget til en funktion af indkomst og formuevariabel, og sammenhængen er gjort loglineær:

$$\log(\text{forbrug}) = (1 - \beta_1) \cdot \log(\text{indkomst}) + \beta_1 \cdot \log(\text{formue}) + \beta_0$$

Koefficienterne til $\log(\text{indkomst})$ og $\log(\text{formue})$ summerer til 1, så en forøgelse af indkomst og formue med 1 pct. øger forbruget med 1 pct. Restriktionen på koefficienterne kan sikres ved at formulere ligningen, så den bruger forbrugskvote og formuekvote.

$$\log(\text{forbrug}/\text{indkomst}) = \beta_1 \cdot \log(\text{formue}/\text{indkomst}) + \beta_0 \quad (1)$$

Der er tale om en langsigtsgligning, hvor betydningen af finanskrisen og den efterfølgende afkobling mellem forbrugs- og formuekvote kan fanges ved at indføre dummy og trendvariabel på højre side af (1). I den nuværende forbrugsfunktion indgår en skiftdummy, d4708, så den nuværende langsigtsgligning kan skrives som i (1*).

$$\log(\text{forbrug}/\text{indkomst}) = \beta_1 \cdot \log(\text{formue}/\text{indkomst}) + \beta_2 \cdot \text{d4708} + \beta_0 \quad (1^*)$$

Denne langsigtsgligning er dynamiseret i en fejlkorrektionsligning:

$$\begin{aligned} \text{dlog}(\text{forbrug}) &= \alpha_1 \cdot \text{dlog}(\text{indkomst}) + \alpha_2 \cdot \text{dif}(\text{d4708}) \\ &+ \gamma \cdot (\log(\text{forbrug}_{-1}/\text{indkomst}_{-1}) - \beta_1 \cdot \log(\text{formue}_{-1}/\text{indkomst}_{-1}) - \beta_2 \cdot \text{d4708}_{-1} - \beta_0) \quad (2) \end{aligned}$$

Bemærk, at skiftdummysen er dynamiseret, så der både er støddummy og skiftdummy. I alt indgår 5 forklarende variable og en konstant på højre side. Langsigtsgligningens forbrug, indkomst og formue er formuleret i løbende priser, men det ændrer ikke ligningen at dividere forbrugs- og formuekvoternes tæller og nævner med prisen pcpuxh på det valgte forbrugsbegreb. Så langsigtsgligningen er den samme i faste som i løbende priser og kan uden videre kombineres med kortsigtsvariable i faste priser. Med ADAM's variable indsat ser fejlkorrektionsligningen således ud:

$$\begin{aligned} \text{dlog}(\text{fcpuxh}) &= \alpha_1 \cdot \text{dlog}(\text{ydk}_h/\text{pcpuxh}) + \alpha_2 \cdot \text{dif}(\text{d4708}) \\ &+ \gamma \cdot (\log(\text{cpuxh}_{-1}/\text{ydl}_{\text{hc}_{-1}}) - \beta_1 \cdot \log(\text{wcp}_{-1}/\text{ydl}_{\text{hc}_{-1}}) - \beta_2 \cdot \text{d4708}_{-1} - \beta_0) \quad (2^*) \end{aligned}$$

Hvis man estimerer (2^{*}) på den aktuelle databank fra ultimo september, fås resultatet i kolonne <1> i tabel 1. Ligning (2^{*})'s 6 koefficienter ($\alpha_1, \alpha_2, \gamma, \gamma\beta_1, \gamma\beta_2, \gamma\beta_0$) kan estimeres frit, men det er valgt at binde koefficienten α_1 til samme års indkomst til 0,4. Frit estimeret bliver den lidt mindre. Fordelen ved at binde α_1 er, at man ikke efter hver re-estimation skal forklare, at indkomstens førsteårs effekt er ændret. Bemærk, at der skelnes mellem langsigtet indkomst ydl_hc , som omfatter husholdninger og selskaber, og kortsigtet indkomst ydk_h , som kun omfatter husholdningernes indkomst.

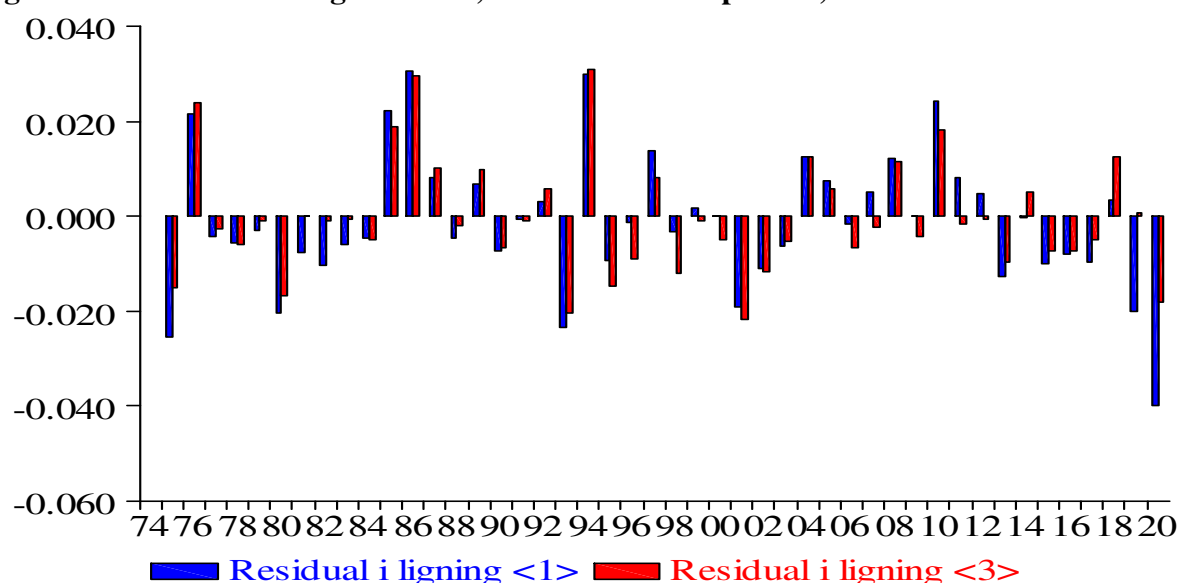
Tabel 1: Fire estimerede forbrugsfunktioner, venstresidevariabel $dlog(fcpuxh)$, sample 1975-2018

Forklarende variable:	<1>	<2>	<3>	<4>
1. $dlog(ydk_h/pcpuxh)$	0.4 (-)	0.4 (-)	0.4 (-)	0.4 (-)
2. $\log(cpuxh[-1])/ydl_hc[-1]$	-0.3632 (0.0681)	-0.3636 (0.0669)	-0.4700 (0.0713)	-0.4514 (0.0727)
3. $\log(wcp[-1])/ydl_hc[-1]$	0.0330 (0.0135)			0.0424 (0.0140)
4. $\log(wcp1[-1])/ydl_hc[-1]$		0.0215 (0.00811)	0.0298 (0.00851)	
5a. $diff(d4708)$	0.0535 (0.0144)	0.0522 (0.0142)	0.0433 (0.00846)	0.0450 (0.00888)
5b. $d4708[-1]$	0.0513 (0.0100)	0.0518 (0.00984)	0.0433 (-)	0.0450 (-)
6. $\sum nettotal[-1]$			0.0001418 (0.0000679)	0.0001117 (0.0000674)
7. Konstant	-0.1244 (0.0290)	-0.1051 (0.0216)	-0.1178 (0.0177)	-0.1405 (0.0261)
8. R2 adj./SE	0.527/0.0136	0.5375/0.0135	0.5842/0.0128	0.5576/0.0132
9. LM autokorr. Chi2 1 DF	0.1076 (0.743)	0.1546 (0.694)	0.8455 (0.358)	0.3917 (0.531)
10. JB normalitet Chi2 2 DF	1.8115 (0.404)	3.4276 (0.180)	3.6974 (0.157)	1.8809 (0.390)
11. Fit 2019-2020 Chi2 2 DF	10.7769 (0.0046)	12.8206 (0.0016)	2.0042 (0.3671)	2.1475 (0.3417)
Anm: I linje 1-7 står standardafvigelsen i parentes ved siden af koefficientestimatet. I linje 9-11 står p-værdien i parentes ved siden af teststatistikken.				

Man kan bemærke, at funktionen i kolonne <1>, som svarer til ADAM's nuværende forbrugsfunktion, har svært ved at ramme de foreløbige data for 2019 og 2020, jf. testet i tabel 1's linje 11, og det er især 2020, der misses. Udfordringen ved den nuværende forbrugsfunktion er dog ikke fejlskuddet i 2020. Det er hele sekvensen af residualer siden finanskrisen.

Det bemærkes også, at koefficienterne α_2 og $\gamma\beta_2$ til hhv. skiftdummys ændring og niveau er ret ens. Så man kunne nøjes med skiftdummys ulaggede niveau.

Figur 4: Residual i forbrugsfunktion, Kreditvilkår for private, akkumuleret netttotal



Den nuværende lignings residual er vist med det blå histogram i figur 4. Residualet bliver mindre, hvis man introducerer de akkumulerede kreditvilkår som forklarende variabel i langsigtsligningen, jf. det røde histogram i figur 4. Den tilhørende fejlkorrigeringsligning er:

$$d\log(\text{fcpuxh}) = 0.4 \cdot d\log(\text{ydk}_h/\text{pcpuxh}) + \alpha_2 \cdot d4708$$

$$+ \gamma \cdot (\log(\text{cpuxh}_{-1}/\text{ydl}_{\text{hc}_{-1}}) - \beta_1 \cdot \log(\text{wcp}_{-1}/\text{ydl}_{\text{hc}_{-1}}) - \beta_2 \cdot \sum \text{netttotal}_{-1} - \beta_0) \quad (3^*)$$

Hvor skiftdummys kun optræder i niveau, for man får ikke så meget ud af at inkludere både ændring og niveau. Til gengæld indgår det kumulerede netttotal for ændringer i kreditvilkårene i langsigtsligningens residual. Estimationsresultatet for (3^{*}) er vist i kolonne <3> i tabel 1.

I ovenstående figur 4 kan det være svært at se, hvor meget mindre og mere uskyldigt det røde residual i ligning <3> er i forhold til det blå residual fra ligning <1>. Det er nemmere at se forskel på de tilhørende brudtests p-værdi i nedenstående figur 5, hvor det er klart, at estimation <3>'s p-værdier (rød kurve) ligger over 5 pct. grænsen i alle år. Så der er ingen brud i ligning <3>. Der er kun brud i ligning <1>.

Figur 5 gengiver p-værdien for en sekvens af brudtest (Chow-test) i årene 1980-2016. Nærmere bestemt drejer det sig om p-værdier for, at en forbrugsfunktion, der er estimeret på samplet 1975 til 2018 (en periode med 44 endelige årsobservationer), er brudfri i årene 1980-2016.

Det to p-værdier er ledsaget af en stiplet linje, der angiver 5 pct. signifikansgrænsen. Det fremgår, at p-værdierne for brud i den nuværende forbrugsfunktion <1> ligger under 5 pct. grænsen fra 1999 og til og med 2007. Den lave p-værdi tyder på, at der er brud i forbrugsfunktionen, og det kunne placeres i 2007 umiddelbart før finanskrisen. Derimod ligger p-værdien, for at den nye forbrugsfunktion <3> er brudfri, over 5 pct. grænsen i hele den undersøgte periode. Så det virker sandsynligt, at <3>'s residualer er tilfældige. Der er med andre ord ikke tegn på brud i den foreslåede 'mulige forbrugsfunktion'.

Figur 5: P-værdier for at forbrugsfunktionerne i <1> og <3> er brudfrie

