



DANMARKS
NATIONALBANK

DANMARKS NATIONALBANK

WORKING PAPERS

2008 • 51

Jan Overgaard Olesen

Danmarks Nationalbank

En forbrugsrelation for husholdningerne

April 2008

The Working Papers of Danmarks Nationalbank describe research and development, often still ongoing, as a contribution to the professional debate.

The viewpoints and conclusions stated are the responsibility of the individual contributors, and do not necessarily reflect the views of Danmarks Nationalbank.

As a general rule, Working Papers are not translated, but are available in the original language used by the contributor.

Danmarks Nationalbank's Working Papers are published in PDF format at www.nationalbanken.dk. A free electronic subscription is also available at this Web site.

The subscriber receives an e-mail notification whenever a new Working Paper is published.

Please direct any enquiries to

Danmarks Nationalbank, Communication Desk, Havnegade 5, DK-1093 Copenhagen K Denmark

Tel.: +45 33 63 70 00 (direct) or +45 33 63 63 63

Fax : +45 33 63 71 03

E-mail: info@nationalbanken.dk

Nationalbankens Working Papers beskriver forsknings- og udviklingsarbejde, ofte af foreløbig karakter, med henblik på at bidrage til en faglig debat.

Synspunkter og konklusioner står for forfatterens regning og er derfor ikke nødvendigvis udtryk for Nationalbankens holdninger.

Working Papers vil som regel ikke blive oversat, men vil kun foreligge på det sprog, forfatterne har brugt.

Danmarks Nationalbanks Working Papers er tilgængelige på Internettet www.nationalbanken.dk i pdf-format. På webstedet er det muligt at oprette et gratis elektronisk abonnement, der leverer en e-mail notifikation ved enhver udgivelse af et Working Paper.

Henvendelser kan rettes til :

Danmarks Nationalbank, Kommunikation, Havnegade 5, 1093 København K.

Telefon: 33 63 70 00 (direkte) eller 33 63 63 63

E-mail: info@nationalbanken.dk

Det er tilladt at kopiere fra Nationalbankens Working Papers - såvel elektronisk som i papirform - forudsat, at Danmarks Nationalbank udtrykkeligt anføres som kilde. Det er ikke tilladt at ændre eller forvanske indholdet.

ISSN (trykt/print) 1602-1185

ISSN (online) 1602-119

En forbrugsrelation for husholdningerne

Jan Overgaard Olesen

Danmarks Nationalbank
Økonomisk afdeling
Havnegade 5
1093 København K

Tlf.nr. 33 63 65 83

E-mail: jao@nationalbanken.dk

April 2008

Resumé

I papiret estimeres en forbrugsfunktion på grundlag af nye data for husholdningernes formue. Udgangspunktet er en standard fejlkorrektionsmodel, hvor forbruget på langt sigt forklares ved udviklingen i indkomst og formue. Modellen, der er estimeret på kvartalsdata for perioden 1973-2005, udmærker sig ved, at langsigtsammenhængen er signifikant og stabil over tid, ligesom modellen umiddelbart opfylder et krav om homogenitet, dvs. at forbruget på langt sigt vokser proportionalt med indkomst og formue. Modellen kan grundlæggende tolkes som en re-estimation af den eksisterende forbrugsrelation i Mona. Denne baserer sig på indkomst- og formuedata for den samlede private sektor, men har problemer med at forklare forbrugsudviklingen efter 1998, hvor den historiske sammenhæng mellem forbrugs- og formuekvoterne for den private sektor har vist sig ikke længere at være gyldig. Brug af data for husholdningerne er teoretisk mere adækvat for en beskrivelse af privatforbruget og løser samtidig problemet med manglende modelstabilitet i de senere år.

Abstract

In this paper, we estimate a consumption function based on a new set of data for household wealth. The basis is a standard error correction model where consumption is driven by income and wealth developments in the long run. The model which is estimated on quarterly data for the period 1973-2005 is characterized by a long-run relationship which is significant and stable over time. Moreover, the model satisfies a homogeneity requirement, implying that consumption is proportional to income and wealth in the long-run. The model can, basically, be interpreted as a re-estimated version of the existing consumption function in Mona, which is based on income and wealth data for the aggregate private sector. However, the latter model has difficulties in explaining consumption developments in the years after 1998 where the relationship between consumption and wealth ratios for the private sector has turned out not longer to be valid. The use of data for households is theoretically more adequate when modelling private consumption and, at the same time, solves the problem of model instability over the most recent years.

Nøgleord: Forbrugsrelation, husholdningernes formue, modelstabilitet

Keywords: Consumption function, household wealth, model stability

1. Indledning

Det private forbrug udgør klart den største indenlandske efterspørgselskomponent med en andel af BNP på næsten 50 pct., og ændringer i husholdningernes forbrugstilbøjelighed har historisk været en afgørende drivkraft bag konjunktursvingningerne i Danmark. En god forståelse af, hvad der bestemmer forbrugsudviklingen, er derfor vigtig i forbindelse med udarbejdelsen af bl.a. konjunkturanalyser for dansk økonomi.

Nationalbankens makroøkonometriske model, Mona, indeholder, hvad der må betegnes som en standard makroøkonomisk forbrugsfunktion, hvor forbruget på langt sigt forklares ved udviklingen i indkomster og formuer for den private sektor. Forbrugsfunktionen tager udgangspunkt i traditionel forbrugsteori og minder om de forbrugsmodeller, der kendes fra andre makroøkonometriske modeller som fx Adam og SMEC. Mona's forbrugsfunktion er bygget op omkring en grundlæggende sammenhæng mellem forbrugskvoten (forbrug som andel af indkomsten) og formuekvoten (formue som andel af indkomsten) for den private sektor, hvor en stigning (et fald) i formuekvoten fører til en stigning (et fald) i forbrugskvoten. Det er en empirisk sammenhæng, der har vist sig robust over en længere historisk periode.

Problemet er, at sammenhængen mellem forbrugs- og formuekvoten for den private sektor ikke har holdt i de senere år. Fra 1998 til 2005 er formuekvoten forøget betydeligt – bl.a. drevet af store kapitalgevinster på boliger – mens forbrugskvoten i 2005 var på stort set samme niveau som i 1998 – efter at ligget meget lavt i de mellemliggende år. Forbrugskvoten har således ikke fulgt formuekvoten med op i de senere år – i modstrid med hvad de historiske erfaringer vil tilsige. Det har i forhold til Mona's forbrugsfunktion vist sig ved, at modellen har mistet forklaringssevne, herunder at de estimerede koefficienter til formue og indkomst er blevet ustabile, og det har selvsagt besværliggjort anvendelsen af modellen i praksis.

Mona's forbrugsfunktion er baseret på formue- og indkomstudviklingen for den samlede private sektor, dvs. for husholdninger og selskaber under ét, selv om det i sagens natur er husholdningerne alene, der står for privatforbruget. Det er historisk betinget og hænger sammen med, at formuedata hidtil kun har været tilgængelige for den samlede private sektor. Med den gradvise udbygning af de finansielle statistikker i Danmark har dette imidlertid ændret sig, og der findes nu lange dataserier for husholdningernes formuestilling, jf. Olesen (2008).

I dette papir re-estimeres Mona's forbrugsfunktion på grundlag af de nye data for husholdningernes formue samt – for at være konsistent – data for husholdningernes indkomst. Det viser sig, at brugen af de teoretisk mere adækvate data for husholdningerne også løser problemet med manglende stabilitet af forbrugsfunktionen. Den re-estimerede model fremstår således stabil over observationsperioden fra 1973 til 2005, dvs. også i de ellers problematiske år efter 1998. Selv om forbrugsfunktionen for husholdningerne ikke er perfekt i alle henseender - sammenhængen halter lidt over historiske delperioder - udmærker den sig også ved, at (langsigs)sammenhængen mellem forbrug, indkomst og formue er stærkere end i den eksisterende Mona-

relation, ligesom forbrugsfunktionen umiddelbart opfylder kravet om homogenitet, dvs. at forbruget vokser proportionalt med indkomst og formue på langt sigt. Det er en teoretisk attraktiv egenskab, der er med til at sikre stabile langsigtsegenskaber i forhold til den samlede Mona-model.

Papirets disposition er som følger. I afsnit 2 skitseres den nuværende Mona-relation, der også bruges som modelramme for den ny forbrugsfunktion for husholdningerne. Det nye består således "alene" af afgrænsningen af formue- og indkomstdata, og der er ikke i dette papir gjort forsøg på at opstille en grundlæggende ny forbrugsmodel med alternative forklarende variable, en anden funktionel form el.lign. I afsnit 3 beskrives data (kvartalsdata for perioden 2. kvartal 1973 – 4. kvartal 2005), og den konkrete model, der ligger til grund for estimationerne, specificeres. Da det metode- og data-reviderede nationalregnskab endnu ikke er ført længere tilbage end til 1990 på kvartalsbasis, har det været nødvendigt også at konstruere konsistente serier for forbrug og indkomster tilbage til 1973. I afsnit 4 præsenteres resultaterne af at estimere forbrugsfunktionen for både det lange og det korte sigt på basis af dataene for husholdningerne. Disse sammenholdes med resultaterne af at estimere en forbrugsfunktion på data for den samlede private sektor. Sidstnævnte kan – i hvert fald i en restringeret form – opfattes som en opdateret version af Mona's forbrugsfunktion estimeret på basis af de reviderede nationalregnskabstal. I alt estimeres 4 forskellige modelversioner, der adskiller sig mht. afgrænsningen af indkomst- og formuedata, samt hvorvidt kravet om homogenitet pålægges langsigtsrelationen, og resultaternes robusthed over tid undersøges. I afsnit 5 illustreres egenskaberne af den foretrukne model, dvs. modellen for husholdningerne, ved hjælp af multiplikatorløbsløser, der viser forbrugseffekterne af stiliserede ændringer i indkomst og formue. Der sammenlignes med de tilsvarende resultater for Mona's forbrugsfunktion. Afsnit 6 sammenfatter papiret.

2. Mona's forbrugsrelation ¹

Forbrugsrelationen i Mona består af en fejlkorrektionsmodel - dvs. en kortsigtet, dynamisk ligning med indbygget langsigtligevægt - hvor den kvartalsvise ændring (væksten) i privatforbruget i faste priser forklares ved ændringer i realindkomsten, ændringer i det forventede tab ved arbejdsløshed (hvor ledighedsniveauet påvirker sandsynligheden for at blive arbejdsløs), inflationsniveauet, samt tilpasning til langsigtligevægten for forbruget, jf. boks 1.

¹ Mona's forbrugsrelation er også beskrevet i Danmarks Nationalbank (2003), der indeholder en mere uddybende gennemgang og motivation.

FORBRUGSRELATIONEN I MONA

Boks 1

MONA:LOGFCP Private consumption (log)
 Ordinary Least Squares
 QUARTERLY data for 110 periods from 1973Q3 to 2000Q4
 Date: 4 JAN 2006

```
dlog(fcp)
= 0.10090 * dlog((ydp-dalo-pyfe*fyfe)/pcp)
  (1.63196)
+ 0.14859 * [log((ydp.1-ipv.1-pyfe.1*fyfe.1)/pcp.1)-log(fcp.1)]
  (4.08704)
+ 0.11732 * [log(realfor.1)-log(fcp.1)] - 3.62314 * arblo2
  (2.26853) (2.75793)
+ 0.05408 * d7734 + 0.03482 * dmims - 0.56773 * dlogpcpt
  (5.38750) (3.06099) (2.74949)
- 0.25905
  (2.34881)
```

Sum Sq	0.0189	Std Err	0.0136	LHS Mean	0.0032
R Sq	0.5529	R Bar Sq	0.5222	F 7,102	18.0189
D.W.(1)	2.1334	D.W.(4)	2.1489		

Anm.: Estimationsperioden er 3. kvartal 1973 – 4. kvartal 2000. Estimeret på data fra Mona-databanken fra juni 2004. *dlog(.)* angiver 1. differens af logaritmer. t-værdier i parentes under koefficientestimerne.

Variabelforklaring (Mona-variable, baseret på nationalregnskabet fra før revisionen i 2005):

fcp	Privat forbrug i faste priser (1995-kr.)
pcp	Privat forbrugsdeflator
ydp	Privat disponibel indkomst
fyfe	BVT for råstofudvinding (energi) i faste priser (1995-kr.)
pyfe	BVT-deflator for råstofudvinding (energi)
dalo	Pensionsopsparing i kollektive ordninger
ipv	Privat re-investering
realfor	Privat sektors realformue
arblo2	Ændring i forventet indkomsttab som følge af arbejdsløshed, hvor forventet indkomsttab = arbejdsløshedsrate * forskellen mellem en gennemsnitsløn og dagpengesatsen
d7734	Dummy, der korrigerer for annonceret afgiftsforhøjelse i efteråret 1977 Antager værdien 1 i 3. kvartal 1977, -1 i 4. kvartal 1977, 0 ellers
dmims	Dummy, der korrigerer for annonceret midlertidig moms-reduktion ved årsskiftet 1975/76. Antager værdien 1 i 4. kvartal 1975, -1 i 1. kvartal 1976, 0 ellers
dlogpcpt	Inflationsled, beregnet som en trendrenset kvartalsvis prisstigning (målt ved forbrugsdeflatoren). Trend stiger med 0,025 pct. for 1. kvartal 1971 - 2. kvartal 1993, konstant herefter

Langsigtsligevægten, der er det centrale element i relationen, fastlægger det reale forbrug som en funktion af den disponible realindkomst samt realformuen i den private sektor²:

$$(1) \quad \log(fcp) = 0,5588 * \log(realindkomst) + 0,4412 * \log(realformue)$$

hvor de relevante indkomst- og formuebegreber i langsigtsrelationen konkret er:

² Der er set bort fra konstantleddet. Koefficienterne til indkomst og formue beregnes fra fejlkorrigeringsmodellen i boks 1 som $0.14859/(0.14859+0.11732)$ hhv. $0.11732/(0.14859+0.11732)$.

realindkomst	$= (\text{ydp-ipv-pyfe} \cdot \text{fyfe}) / \text{pcp}$ = den disponible indkomst i den private sektor ekskl. afskrivninger og indkomst genereret i energisektoren, deflateret med forbrugsdeflatoren
realformue	= realfor = formuen i den samlede private sektor, deflateret med forbrugsdeflatoren

Mona indeholder ikke en særskilt husholdningssektor, hvorfor indkomst og formue relaterer sig til den samlede private sektor inkl. selskaberne. Den præcise afgrænsning af selskaberne er forskellig for indkomst- og formuebegreberne, idet indkomsten dækker alle selskaberne i den private sektor, mens formuen omfatter de ikke-finansielle selskaber samt visse finansielle selskaber som fx realkreditinstitutter³.

(1) kan tolkes som en traditionel makroøkonomisk forbrugsfunktion, hvor forbruget (på langt sigt) er bestemt ved udviklingen i indkomst og formue – helt i tråd med den oprindelige "Life-Cycle Hypothesis", jf. Modigliani & Brumberg (1979), og efterfølgende udvidelser af forbrugsteorien, jf. fx oversigten i Muellbauer & Lattimore (1996). Det er alene den aktuelle indkomst, der indgår i forbrugsrelationen, dvs. der tages ikke (eksplicit) højde for forventningerne til den fremtidige indkomstudvikling, herunder sondringen mellem permanente og transitoriske indkomstændringer som i Friedman (1957)'s "Permanent Income Hypothesis". Det kan potentielt motiveres med, at forbrugerne er kreditrationerede eller myopiske i deres forventningsdannelse, jf. ovennævnte oversigt.

Den log-lineære specifikation i (1) indebærer, at de estimerede koefficienter er udtryk for marginale forbrugselasticiteter frem for marginale forbrugskvoter. Tolkningen er, at eksempelvis en stigning i indkomsten på 1 pct. på langt sigt – og med fastholdt formue – øger forbruget med (afrundet) 0,56 pct. Tilsvarende vil en formuestigning på 1 pct. – med fastholdt indkomst – øge forbruget med (afrundet) 0,44 pct. på langt sigt. Omsat til kvoter betyder det – på langt sigt og alt andet lige – at ud af en indkomstforøgelse på 1 kr. vil knap 40 øre gå til forbrug, mens knap 5 øre ud af en formuestigning på 1 kr. vil blive anvendt på forbrug.⁴

Formuleringen af fejlkorrektionsmodellen sikrer, at indkomst- og formuekoefficienterne i langsigtsslige vægten summerer til 1, og dermed at forbruget er homogent (af første grad) i indkomst og formue på langt sigt. Det betyder, at en samtidig stigning i indkomst og formue på x pct. vil øge forbruget med x pct. på langt sigt. Det er en te-

³ Formuen omfatter konkret "virksomheder bortset fra pengeinstitutter, Nationalbanken, livsforsikringsselskaber og pensionskasser".

⁴ Overgangen mellem forbrugselasticiteter og -kvoter følger umiddelbart fra sammenhængene $\text{MPC}_Y = (C/Y) \cdot \varepsilon_Y$ og $\text{MPC}_W = (C/W) \cdot \varepsilon_W$, hvor MPC og ε angiver den marginale forbrugskvoteforhold hhv. den marginale forbrugselasticitet ud af indkomst og formue, mens C, Y og W angiver hhv. forbrug, indkomst og formue (opgjort nominelt eller realt – den anvendte prisdeflator skal blot være den samme som i forbrugsrelationen). Fx kan den marginal forbrugselasticitet ud af indkomst på 0,5588 (ε_Y) med en gennemsnitlig forbrugskvoteforhold (C/Y) på ca. 0,70 oversættes til en marginal forbrugskvoteforhold ud af indkomst (MPC_Y) på omtrent 0,39. Den gennemsnitlige forbrugs-formue kvoteforhold (C/W) i Mona ligger i størrelsesorden 0,12.

oretisk attraktiv egenskab, der er med til at sikre stabile langsigtsegenskaber (eksistensen af en steady state ligevægt) for den samlede Mona-model.

Det kan formelt testes, hvorvidt (1) udgør en empirisk langsigtligevægt. Da forbrug, indkomst og formue er ikke-stationære variable (jf. afsnit 3.2), er det et spørgsmål om at teste, hvorvidt (1) er en kointegrerende sammenhæng, således at relationens residual er stationært. Resultaterne er dog ikke så stærke. Et simpelt augmented Dickey-Fuller test (med 1 signifikant lag) over estimationsperioden fra 3. kvartal 1973 til 4. kvartal 2000 giver et (numerisk) resultat på 2,8 for test af hypotesen, at der ikke er kointegration. Det er lavere end den kritiske test-værdi på 3,1 ved et 10 pct. signifikansniveau, jf. MacKinnon (1991), dvs. at kointegration må afvises ved normale signifikansniveauer.⁵ Resultaterne for fejlkorrektionsmodellen i boks 1 antyder dog, at de laggede niveau-variable har en signifikant effekt på kortsigtdynamikken i forbruget⁶, ligesom fortegnene på koefficienterne er konsistente med en tilpasning til den postulerede langsigtligevægt. Selv om (1) således ikke formelt kan understøttes som en (stærk) empirisk langsigtligevægt for den givne periode, er relationen alligevel vigtig i forhold til en forklaring af dynamikken i forbruget.

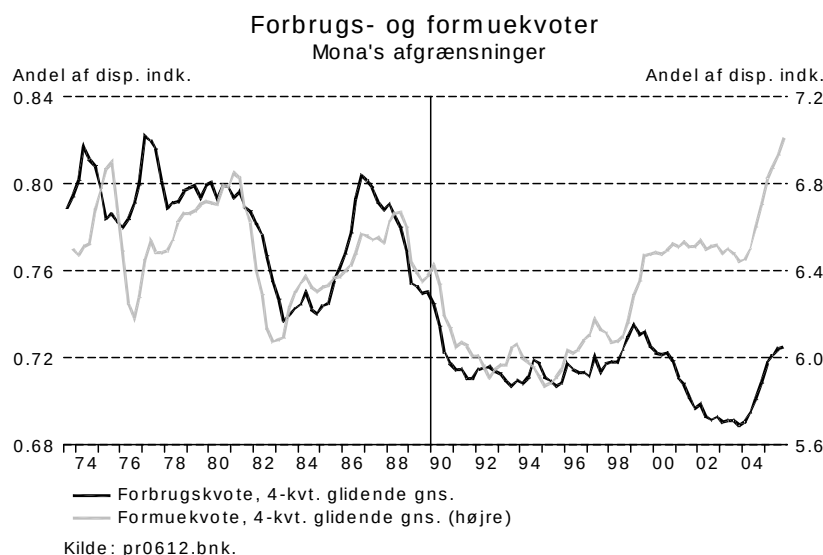
I Mona's forbrugsrelation vil indkomstændringer have et umiddelbart gennemslag på forbruget i samme kvartal, hvor ændringen sker, jf. at (ændringer i) indkomsten også indgår i kortsigtdynamikken. Den direkte indkomstelasticitet på (afrundet) 0,10 er dog ikke stor og ligger noget under den langsigtede indkomsteffekt⁷. På kort sigt påvirkes forbruget også af ændringer i det forventede indkomsttab som følge af arbejdsløshed (*arblos2*) samt inflationstakten (*dlogpcpt*). Førstnævnte afspejler især ændringer i arbejdsløshedsraten, og argumentet er, at en stigning i arbejdsløshedsraten øger risikoen for at blive ramt af arbejdsløshed, og det får husholdningerne til – ud fra et forsigtighedsprincip - at forbruge mindre og spare mere op, jf. at koefficienten til *arblos2* er negativ. Effekten fra inflationstakten kan motiveres med pengeillusion på det korte sigt, dvs. at husholdningerne umiddelbart fastholder et givet husholdningsbudget i kr. og ører. Stigende forbrugerpriser vil derfor på kort sigt reducere det reale forbrug *ud over* den effekt, der måtte komme via et fald i realindkomsten, jf. at koefficienten til *dlogpcpt* er negativ. Fejlkorrektionsmodellen indeholder endvidere to dummy-variable (*d7734* og *dmims*), der korrigerer for nogle store forbrugsudsving i forbindelse med to annoncerede afgiftsændringer i 1970'erne, jf. boks 1.

⁵ Langsigtsrelationen kan som et alternativ til (1) estimeres direkte ved at regressere forbruget på indkomst og formue, jf. første trin i Engle-Granger 2-step proceduren. Denne fremgangsmåde giver indkomst- og formuekoefficienter på 0,34 og 0,66, hvis koefficienterne pålægges den restriktion, at de skal summere til 1. Dvs. noget forskellige fra koefficienterne i (1), men kointegration må fortsat afvises ved et 10 pct. signifikansniveau. Udvidelse af estimationsperioden med kvartalerne efter 2000 vil sandsynligvis trække i den forkerte retning i forhold til test af kointegration, givet problemerne med manglende stabilitet af Mona's forbrugsrelation over denne periode, jf. det følgende.

⁶ t-værdien for det laggede forbrug vil følge en Dickey-Fuller type fordeling med en 5 pct. asymptotisk kritisk test-værdi på (for den konkrete model) 3,5 for hypotesen, at fejlkorrektionsleddet ikke er signifikant (svarende til at der ikke er kointegration), jf. Ericsson & MacKinnon (2002). Anvendes dette i forhold til de laggede niveau-variable, antyder de estimerede t-værdier på 4,1 og 2,3, at indkomstleddet er signifikant i fejlkorrektionsmodellen, mens formueleddet er insignifikant.

⁷ Med en t-værdi på 1,6 er den direkte indkomsteffekt kun svagt statistisk signifikant.

Mona's forbrugsrelation lider af den "skavank", at sammenhængen mellem forbrugs- og formuekvoten for den private sektor (forbrug og formue i forhold til den privat disponible indkomst) er brudt sammen over de senere år, jf. figur 1. Sammenbruddet kan dateres til omtrent 1998⁸ og kan fx illustreres ved, at forbrugskvoten i 2005 var på stort set samme - relativt lave - niveau som i størstedelen af 1990'erne, hvorimod formuekvoten lå på sit højeste niveau siden starten af 1970'erne. Set over årene 2003-2005, dvs. de første år af det seneste konjunkturopsving, var der en nogenlunde parallel udvikling i de to kvoter, selv om forbrugskvoten måske ikke steg helt så meget, som man kunne forvente ud fra historiske erfaringer. Forklaringsproblemet vedrører derfor især perioden 1998-2003, hvor forbrugskvoten faldt til et "historisk" lavt niveau, mens formuekvoten først steg betydeligt og derefter stabiliserede sig på det nye, højere niveau.

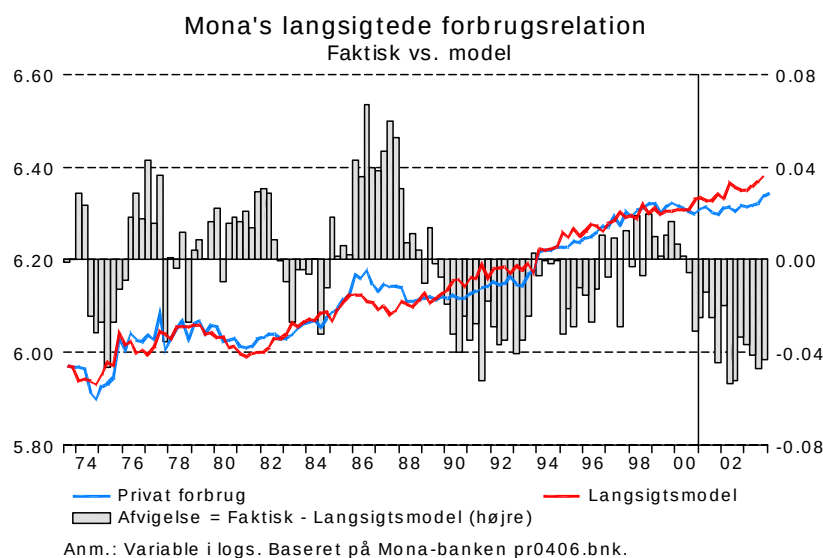


Figur 1

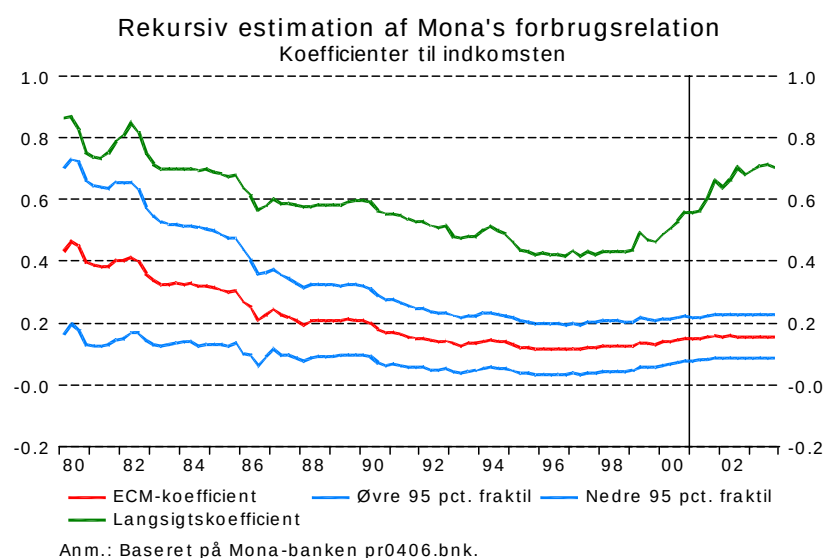
Den manglende sammenhæng mellem forbrugs- og formuekvoten viser sig naturligt ved, at forbrugsrelationens langsigtsammenhæng "hænger" efter 1998, hvor modellen systematisk overvurderer forbrugsniveauet, og de tilhørende estimerede koefficienter til indkomst og formue (koefficienterne til de laggede niveau-variable i fejlkorrektionsmodellen samt de afledte langsigtskoefficienter) bliver ustabile, jf. figurerne

⁸ Pinsepakken blev vedtaget i 1998 som et forbrugsbegrænsende indgreb, der bl.a. omfattede en gradvis reduktion af den skattemæssige værdi af rentefradraget, en forhøjelse af topskatten samt en fortsættelse af den ellers midlertidige, tvungne pensionsopsparing. Man kan spekulere i, at indgrebet måske medførte en strukturel ændring i husholdningernes forbrugsadfærd, således at husholdningerne efterfølgende valgte at forbruge en mindre del af deres aktuelle indkomst (spare mere op) for given formuekvote. Efterlønsreformen fra 1999, som bl.a. indførte (øget) egenfinansiering af efterlønnen og en forkortet efterlønsperiode (som følge af nedsættelse af folkepensionsalderen), kan evt. også bruges som argument for et *muligt* strukturelt skift i retning af øget opsparing som følge af øget usikkerhed om indkomsterne i alderdommen. Indikationerne på et strukturelt brud kan dog ikke genfindes i forbrugsmodellerne for husholdningerne, jf. det følgende.

2-4⁹. Mona-relationen er estimeret på data frem til og med 4. kvartal 2000, så beregningerne for de efterfølgende kvartaler er "out of sample"¹⁰. Det skal også bemærkes, at beregningerne er baseret på data fra Mona-databanken fra juni 2004 (og dermed data fra før data- og metoderevisionen af nationalregnskabet i 2005) – det samme datasæt, som Mona's eksisterende relation er estimeret på. Resultaterne skal derfor tolkes med det forbehold, at årene 2001-2003 i den anvendte Mona-databank var "foreløbige" også i det gamle nationalregnskab.



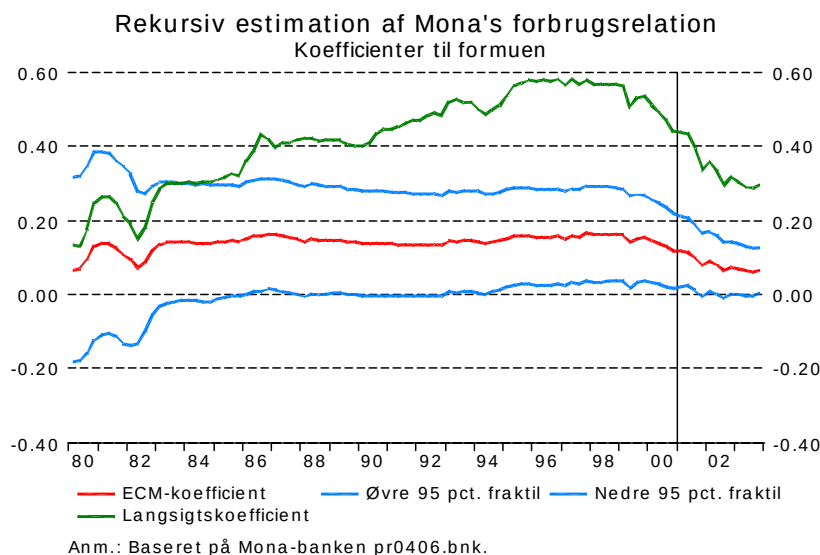
Figur 2



Figur 3

⁹ Fejlkorrigeringsmodellen "hænger" også efter 1998, hvor modellen typisk overvurderer forbrugsvæksten (ikke vist) – systematikken er dog ikke så markant som for langsigtsrelationen. Fejlkorrigeringsmodellen skønner i sagens natur for højt på forbrugsvæksten, fordi den modellerede tilpasning til langsigtslige vægten ikke viser sig i de faktiske tal.

¹⁰ Model-fit og residualer er beregnet ud fra Mona's forbrugsrelation, der er estimeret for perioden 3. kvartal 1973 – 4. kvartal 2000. De rekursive koefficientestimater er fremkommet ved en rekursiv udvidelse af estimationsperioden også for kvartalerne efter 4. kvartal 2000.



Figur 4

3. Model og data

Formålet med dette papir er basalt set at undersøge, hvorvidt problemet med manglende stabilitet af forbrugsrelationen i Mona kan løses ved at bruge formue- og indkomstdata, der ligger tættere på husholdningerne end Mona's data for den samlede private sektor. Dette afsnit præsenterer indledningsvist modelrammen og de anvendte data.

3.1 Model

Modelrammen er grundlæggende den samme som i Mona, dvs. udgangspunktet er en *langsigtsammenhæng*, der bestemmer forbruget som en funktion af disponibel indkomst og formue over tid (alle variable opgjort i faste priser):

$$(2) \quad \log(\text{forbrug}) = \beta_0 + \beta_1 \log(\text{realindkomst}) + \beta_2 \log(\text{realformue}) + \varepsilon$$

hvor ε er afvigelsen fra langsigtslige vægten, og β_1 (β_2) angiver forbrugets marginale indkomstelastisitet (formueelastisitet) på langt sigt.

Der vil gennemgående og overordnet være to "konkurrerende" modelversioner - modellerne H og P – hvor forskellen består i afgrænsningen af indkomsten og formuen. Modelversion H anvender således data for *husholdningernes* indkomst og formue, mens version P er baseret på data for indkomst og formue for den samlede *private* sektor. Endvidere sondres der for begge modelversioner mellem to tilfælde – tilfældet, hvor (2) estimeres frit (U for "*unrestricted*"), og tilfældet, hvor (2) er pålagt en restriktion om homogenitet, dvs. at indkomst- og formuekoefficienterne skal summere til 1, $\beta_1 + \beta_2 = 1$ (R for "*restricted*"). Alt i alt er der således 4 modelversioner:

- ◆ **UH:** baseret på formue og indkomst for husholdningerne & fri estimation af (2)
- ◆ **UP:** baseret på formue og indkomst for den private sektor & fri estimation af (2)
- ◆ **RH:** baseret på formue og indkomst for husholdningerne, med homogenitetsrestriktion pålagt (2)

- ♦ **RP:** baseret på formue og indkomst for den private sektor, med homogenitetsrestriktion pålagt (2)

Sidstnævnte version er den, der kommer tættest på Mona's forbrugsrelation.

Homogenitetsrestriktionen pålægges i praksis ved at estimere en forbrugsrelation baseret på forbrugs- og formuekvoter, jf. at $\beta_1 = 1 - \beta_2$ indsat i (2) og en smule omskrivning giver:

$$(3) \quad \log(\text{forbrugskvote}) = \beta_0 + \beta_2 \log(\text{formuekvote}) + \varepsilon$$

hvor forbrugs- og formuekvoterne angiver forbruget hhv. formuen i forhold til den disponible indkomst (med de respektive dataafgrænsninger). Estimation af (3) giver umiddelbart et skøn på formuekoefficienten β_2 (samt konstantleddet β_0), og indkomstkoefficienten β_1 kan herefter beregnes residualt fra homogenitetsrestriktionen.

For forbrugsudviklingen på *det korte sigt* opstilles en simpel fejlkorrektionsmodel, hvor ændringer i forbruget forklares ved samtidige og laggede ændringer i de relevante indkomst- og formuebegreber, tilpasning til den tilhørende langsigtsligevægt, samt de supplerende kortsigtsvariable og dummys, som også indgår i Mona's forbrugsrelation (*arblos2*, *dlogpcpt*, *d7734* og *dmims*, jf. boks 1).

Fejlkorrektionsmodellen estimeres ved OLS. Det skal bemærkes, at brug af OLS til estimation af koefficienten til den samtidige indkomstændring giver et *biased* skøn som følge af simultanitet i indkomsten, jf. at et stød til forbruget (fejlleddet i fejlkorrektionsmodellen) alt andet lige øger produktionen og dermed indkomsten i samfundet via forsyningsbalancen og den generelle indkomstdannelse. Den positive samvariation mellem fejllid og indkomstændring trækker således i retning af en estimeret indkomstkoefficient, der er for høj (*upward bias*). Der er ikke gjort forsøg på at fjerne denne simultanitetsbias, bl.a. fordi de estimerede koefficienter til indkomstændringen ikke ligger særligt højt, jf. resultaterne i afsnit 4.2. Det tyder på, at problemet ikke er stort i praksis. Ved estimation af Mona's forbrugsrelation er der heller ikke gjort forsøg på at korrigere for denne *bias*, og man kan argumentere for, at problemet med simultanitet reduceres i modeller, der anvender data for husholdningernes indkomst i og med, at denne indkomst ligger længere væk fra den generelle indkomstdannelse end den privat disponible indkomst.¹¹

3.2 Data

De to modeller, der er afgrænset til husholdningerne, anvender et nyt datasæt for husholdningernes formuestilling, jf. data og dokumentation i Olesen (2008). Konkret anvendes tal for husholdningernes samlede formue, der er beregnet som summen af de finansielle aktiver (inkl. en skønnet efter-skat værdi af den opsparingsbaserede

¹¹ Et andet estimationsproblem kan være målefejl (statistisk usikkerhed) på indkomstændringen. Det vil omvendt påvirke den estimerede indkomstkoefficient i *nedadgående* retning (*downward bias*), og denne effekt kan potentielt dominere ovennævnte simultanitetsbias som følge af et betydeligt element af støj i de kvartalsvise indkomstdata, jf. Knudsen (1992).

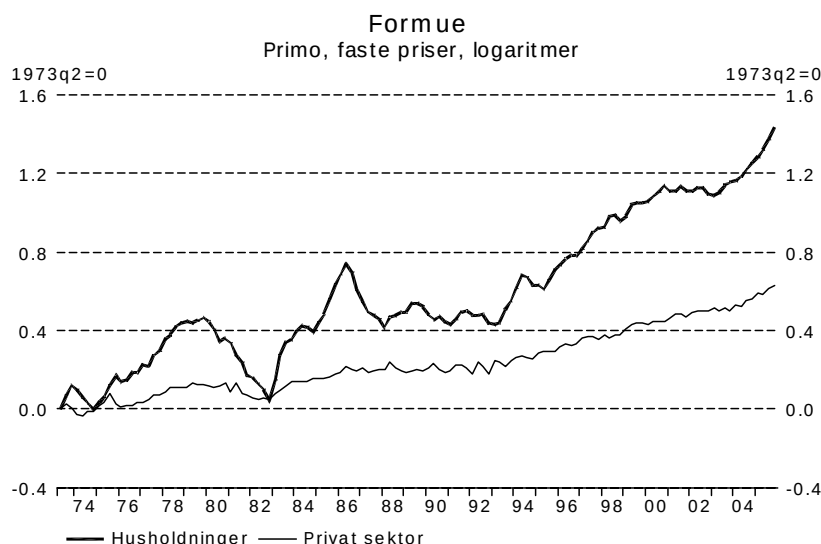
pensionsformue¹²) og boligformuen, og er opgjort netto for værdien af passiverne. For perioden fra og med 4. kvartal 1998 svarer formueopgørelsen til husholdningernes finansielle nettoformue i de kvartalsvise finansielle konti (med undtagelse af korrektionen for beskatning af pensionsformuen) tillagt Nationalbankens opgørelse af husholdningernes boligformue, jf. Olesen & Pedersen (2006). Backdata er konstrueret ved tilbageregning med udvalgte serier fra bl.a. Mona og Adam. Husholdningernes formue er opgjort til markedsværdi.

For den private sektor anvendes Mona's formuebegreb, der er en opgørelse af formuen i den private ikke-finansielle sektor, dvs. for husholdninger og ikke-finansielle selskaber (samt visse finansielle selskaber). Opgørelsen omfatter såvel finansielle som reale aktiver og indeholder bl.a. et særskilt skøn på boligformuen samt pensionsformuen efter skat. De væsentligste forskelle til formueopgørelsen for husholdningerne er – ud over sektorafgrænsningen – at Mona's formue inkluderer den samlede erhvervskapital (værdien af erhvervsmæssige bygninger, anlæg og materiel opgjort til genanskaffelsespriser) samt en imputeret værdi af folkepensionen (en "unfunded" pensionsformue), mens instrumentet aktier (som aktiv eller passiv) til gengæld ikke indgår. For en yderligere beskrivelse af forskelle, henvises til Olesen (2008).

Figur 5 illustrerer udviklingen i de to formuebegreber (opgjort reelt ved deflatering med prisdeflatoren for privatforbruget). Husholdningernes formue er vokset noget stærkere over hele dataperioden end den private sektors formue, ligesom udsvingene er betydeligt større. Sidstnævnte afspejler bl.a., at udviklingen i aktiekurserne slår igennem på opgørelsen for husholdningerne (men ikke på den private formue). Forskellen i den trendmæssige udvikling hænger bl.a. sammen med, at erhvervskapitalen fungerer som en "dødvægt" i den private formue i og med, at værdien er opgjort til genanskaffelsespriser. Aktiekurserne og dermed aktieformuen, som er opgjort til markedsværdi, er steget i reale termer set over hele dataperioden, og det har bidraget til den stærkere udvikling i husholdningernes formue.

I model-estimationerne anvendes i begge tilfælde formuen opgjort *primo* kvartalet, således at formue-variablen er prædetermineret i forhold til forbruget.

¹² Det er antaget, at pensionsudbetalinger i gennemsnit beskattes med 50 pct.

**Figur 5**

Det nye kvartalsvise nationalregnskab¹³ foreligger kun tilbage til og med 1. kvartal 1990. Det har derfor været nødvendigt at konstruere egne dataserier tilbage til starten af 1970'erne for forbrug og disponible indkomster i løbende priser samt opdelingen af forbruget i pris og mængde (kædeværdier). Det er især sidstnævnte opdeling, der har ændret sig i forhold til det gamle nationalregnskab. Datakonstruktionen er konkret sket ved tilbageregning af de foreliggende kvartalsserier med niveauerne fra det nye årlige nationalregnskab (årsregnskabet dækker hele dataperioden), idet udviklingen på kvartaler er beregnet ved at anvende de tilsvarende serier i det gamle kvartalsvise nationalregnskab som indikatorer¹⁴.

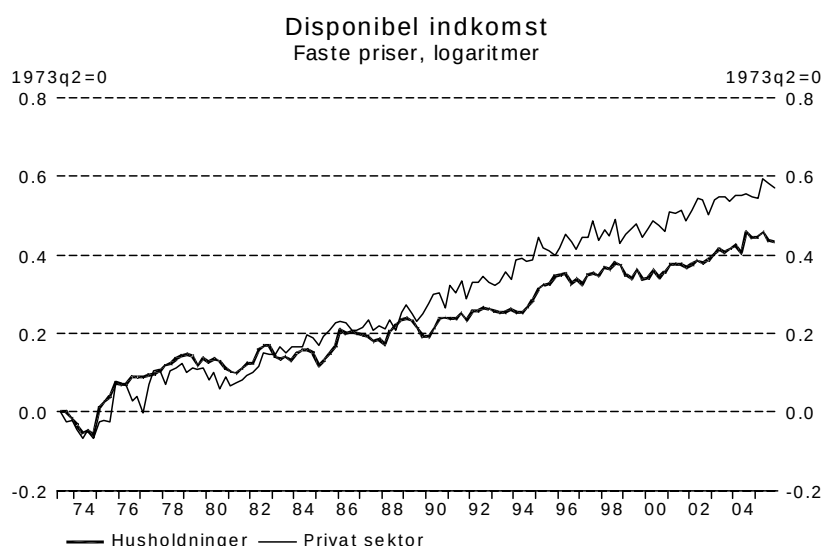
Som indkomstbegreb er anvendt den disponible indkomst for hhv. husholdningerne og den private sektor, dvs. husholdningerne og alle selskaberne under ét. Husholdningernes disponible indkomst findes (i skrivende stund) kun på årsbasis i nationalregnskabet, hvorfor kvartalsdata er konstrueret ved interpolation af årstallene ud fra udviklingen i den kvartalsvise disponible "masseindkomst" i Mona (Mona-variablen *ydm*_{as}). Masseindkomsten omfatter løn og transfereringer og er fratrasket indkomstskatter mv. Det er ikke helt det samme som husholdningernes disponible indkomst – bl.a. mangler formueindkomsten – men det burde være tæt nok på til at kunne fange kvartalsmønsteret. Den disponible indkomst for den private sektor findes heller ikke i det kvartalsvise nationalregnskab, men foreligger umiddelbart på kvartalsbasis som en del af Mona's datagrundlag (Mona-variablen *ydp*). Sidstnævnte er konstrueret ud fra den privat disponible indkomst i det årlige nationalregnskab, idet forløbet på kvartaler er beregnet med udgangspunkt i bl.a. kvartalsvise statistikker for skatter og offentlige transfereringer. Den private sektors disponible indkomst kommer tæt på Mona's indkomstbegreb i langsigtsammenhængen. Dog korrigeres der i Mona – på *ad hoc* basis - for private afskrivninger og indkomstdannelsen i energisektoren, jf.

¹³ Dvs. nationalregnskabet opgjort med de data- og metoderevisioner, der blev implementeret i 2005.

¹⁴ Beregningerne er baseret på kvartalsdata fra Mona-databanken version december 2006 (intern betegnelse pr0612.bnk) for perioden før 1990. Disse følger det gamle nationalregnskab. Nævnte Mona-databank er også kilden til data for den private sektors realformue (*realfor*).

afsnit 2, og det giver en lidt mere afdæmpet indkomstudvikling især fra midten af 1990'erne, hvor energiudvinding er vokset særligt stærkt og har fået en større vægt som andel af den samlede værditilvækst (BVT).¹⁵

Den relative udvikling i husholdningernes og den private sektors disponible indkomster fremgår af figur 6. De to indkomstserier minder på mange områder om hinanden, men der er også væsentlige forskelle. Set over hele dataperioden har husholdningerne således haft en svagere fremgang i den disponible indkomst end hele den private sektor, og i nogle delperioder har de to indkomster udviklet sig væsensforskelligt (fx er husholdningernes indkomst vokset noget langsommere i 1. halvdel af 1980'erne hhv. 1990'erne). Den privat disponible indkomst er også noget mere volatil (større kvartalsvise fluktuationer), hvilket evt. kan skyldes udsving i den private sektors formueindkomst.¹⁶



Figur 6

Data foreligger på kvartalsbasis for perioden 2. kvartal 1973 – 4. kvartal 2005 (begge inkl.)¹⁷. En variabeloversigt samt illustration af data (i niveau og 1. differens) findes i bilag.

Enhedsrodstest á la Dickey & Fuller (1981) og Kwiatkowski *et. al.* (1992) (test-resultater ikke vist) samt en simpel visuel inspektion fører til den konklusion, at forbrugs-, indkomst- og formueserierne er integreret af 1. orden, $I(1)$, dvs. ikke-

¹⁵ Indkomstkorraktionen forbedrer Mona-relationens egenskaber væsentligt. Hvis relationen estimeres uden korraktionen, fås en fejlkorraktionsmodel, hvor de laggede niveau-variable, der fanger langsigtsammenhængen, er tæt på at være statistisk insignifikante.

¹⁶ Formueindkomsten er således ikke periodiseret på kvartalsbasis i forbindelse med konstruktion af Mona-variablen ydp .

¹⁷ Data er baseret på Danmarks Statistiks kvartalsvise nationalregnskab fra februar 2007 samt det årlige nationalregnskab fra december 2006. I de nævnte versioner af nationalregnskabet var årene 2004 og 2005 (og de tilhørende kvartalstal) foreløbige.

stationære i niveauer, men stationære i 1. differens - dog med den modifikation, at indkomst-serierne er trend-stationære (ved normale signifikansniveauer), dvs. stationære omkring en lineær trend. Forbrugs- og formuekvoterne opgjort i forhold til disponibel indkomst (og i henhold til de respektive afgrænsninger) er også $I(1)$. Kvoternes egenskaber er det relevante i forhold til de restringerede modeller RH og RP, jf. kvotespecifikationen af langsigtsammenhængen i (3). Endelig er kortsigtsvariablene *dlogpcpt* (inflationsleddet i fejlkorrektionsmodellen) og *arblos2* (arbejdsløshedsleddet) stationære i niveauer, dvs. integreret af orden 0, $I(0)$. Data opfylder dermed de stationaritetsegenskaber, der er nødvendige for at kunne estimere fejlkorrektionsmodellen i afsnit 3.1.

4. Resultater

Forbrugsrelationerne estimeres ved en simpel Engle-Granger 2-step procedure¹⁸, jf. resultaterne i afsnit 4.1 og 4.2 for hhv. langsigtsammenhæng og fejlkorrektionsmodel. Resultaternes følsomhed over for en simultan estimation af kortsigtsdynamik og langsigtsammenhæng undersøges i afsnit 4.3, mens afsnit 4.4 ser nærmere på langsigtsrelationens stabilitet over tid.

4.1 Langsigtsammenhæng

Tabel 1 (bagerst i papiret) viser estimationsresultaterne for de 4 afgrænsninger af langsigtsammenhængen (2) med tilhørende test for kointegration¹⁹. Langsigtsmodellernes forklaringsevne er illustreret i figurerne 7-10.

I punktform kan det bl.a. konkluderes, at:

- ◆ Modellen baseret på den private sektors formue og indkomst klarer sig meget godt bedømt ud fra forklaringsevne og graden af kointegration, hvis relationen estimeres frit, dvs. uden homogenitetsrestriktion på koefficienterne (UP). Test viser, at der formelt set ikke er kointegration ved sædvanlige signifikansniveauer, selv om modellens residual ellers ikke fremstår særligt persistent, jf. figur 7

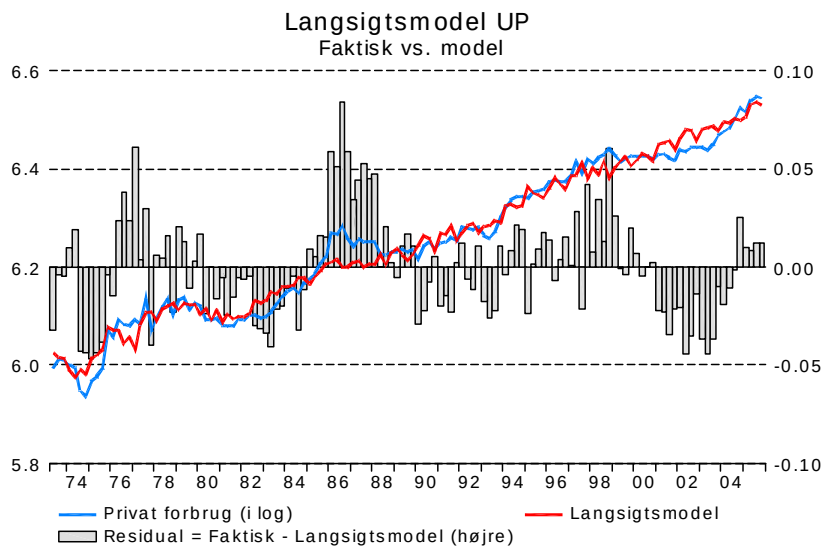
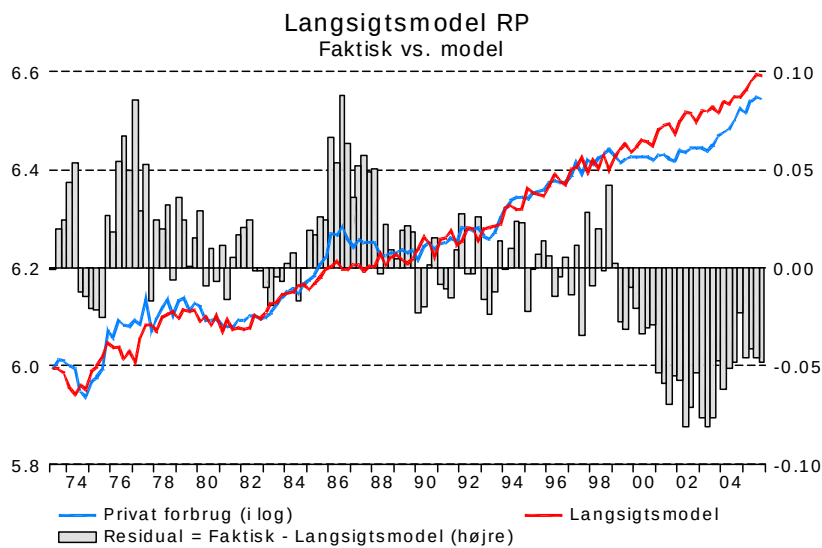
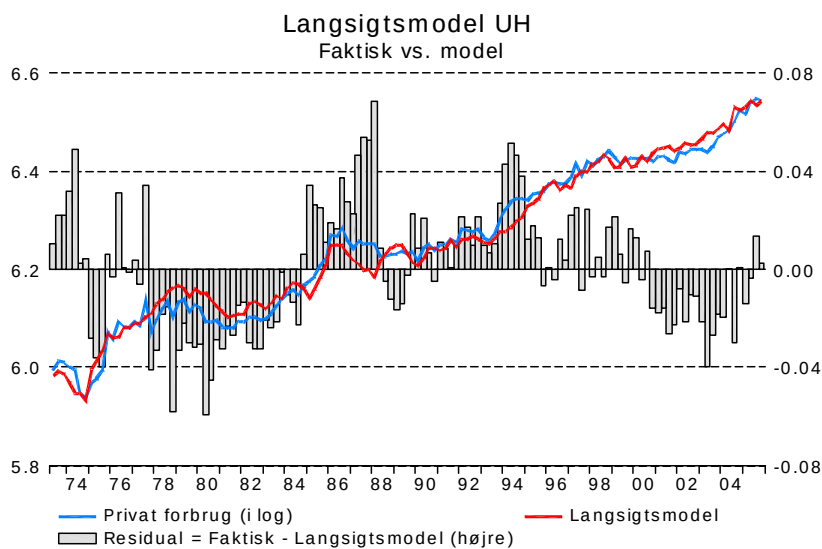
¹⁸ Jf. Engle & Granger (1987). Forbrugsrelationerne er også søgt estimeret inden for rammerne af en VECM-model – dog uden succes. Der er generelt problemer med opstilling af en velspecificeret VAR model i forhold til indkomstligningen (mange outliers og nødvendigt med lange lags for at korrigere for autokorrelation), og inden for de velspecificerede VAR-modeller, der kan opstilles, er der kun svage tegn på eksistensen af en kointegrerende sammenhæng. Sidstnævnte konklusion gælder også for VAR-modeller opstillet for forbrugs- og formuekvoterne.

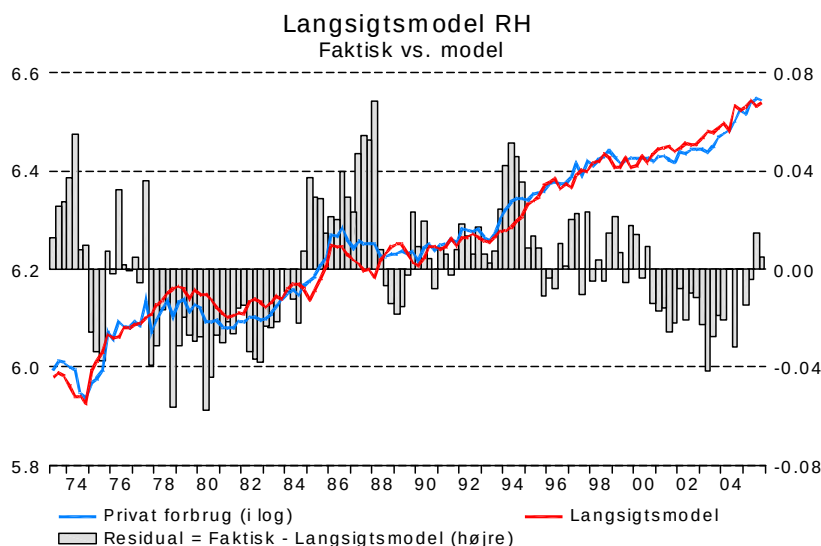
¹⁹ For de ikke-restringerede modeller UH og UP er vist de kritiske værdier for kointegrationstestet i tilfældet med to $I(1)$ regressorer (forklarende variable). Sidstnævnte test-værdier holder ikke eksakt, hvis indkomstserierne er trend-stationære, idet der i dette tilfælde kun er én $I(1)$ regressor. Modelvarianterne UH og UP kunne alternativt estimeres med en trend som erstatning for indkomstleddet. I dette tilfælde – med én $I(1)$ regressor og en trend – er de tilsvarende tærskel-værdier for test af hypotesen om kointegration (-4,45; -3,68; -3,55) svarende til de respektive signifikansniveauer 1, 5 og 10 pct. Dvs. ikke langt fra de kritiske værdier i tabel 1. Selv om modellen med en trend som erstatning for indkomstleddet måske rent statistisk er pænere, er modellens økonomiske struktur dog samtidig betydeligt fattigere.

- ◆ Koefficientestimaterne i UP ligger dog langt fra et krav om homogenitet, og hvis homogenitetsrestriktionen pålægges, bliver modellens forklaringsevne væsentligt dårligere (RP-modellen). Kointegration afvises klart, og modellen "hænger" efter 1998, jf. figur 8. Den estimerede sammenhæng kommer meget tæt på langsigtsammenhængen i den eksisterende Mona-relation, jf. (1), og lider følgelig også af de samme problemer
- ◆ Den ikke-restringerede model baseret på indkomst og formue for husholdningerne (UH) udmærker sig ved, at koefficientestimaterne ligger meget tæt på homogenitet. Det viser sig også ved, at modellens egenskaber ikke ændres væsentligt, når homogenitetsrestriktionen pålægges *a priori* (RH-modellen)
- ◆ Test viser, at der i RH-modellen – som den eneste af modelversionerne - er kointegration ved et 5 pct. signifikansniveau (dog ikke ved 1 pct.). Figur 10 afslører en vis persistens (systematik) i afvigelsen fra ligevægt, men det er altså ikke tilstrækkeligt til at afvise kointegration. Relationen halter især i perioden 1978-1984, hvor forbruget systematisk ligger under modellens forudsigelse. Til gengæld klarer RH-modellen sig meget fornuftigt over de "problematiske" år fra 1998 og frem

RP-modellen kommer som nævnt meget tæt på den eksisterende Mona-relation - forbrugets indkomst- og formueelasticiteter er hhv. 0,53 og 0,46, hvilket ikke er langt fra Mona's elasticiteter. Modellen for husholdningerne (RH) er væsensforskellig – indkomstelasticiteten er betydeligt højere (0,83) og formueelasticiteten tilsvarende lavere (0,17). Sidstnævnte hænger formentlig sammen med, at udsvingene i husholdningernes formue er noget større end for den private sektors formue. En mulig "økonomisk" tolkning er, at givet de større udsving er ændringer i husholdningernes formue i højere grad temporære (fx fordi de er drevet af kapitalgevinster og –tab på aktier), og gennemslaget på forbruget vil derfor - ud fra en "Life-Cycle" eller permanent indkomst tankegang med fremadrettede forventninger - være mindre. Udtrykt som kvoter, indebærer forbrugsrelationen for husholdningerne (RH), at ca. 85 øre ud af en indkomststigning på 1 kr. bliver anvendt på forbrug på langt sigt (med fastholdt formue). Tilsvarende går lidt over 5 øre ud af en formuestigning på 1 kr. (med fastholdt indkomst) til forbrug.²⁰ Den marginale forbrugstilbøjelighed ud af indkomst ligger betydeligt over Mona's, jf. afsnit 2, hvilket primært afspejler den større vægt (elasticitet) til indkomsten i langsigtsrelationen. Til gengæld er den marginale forbrugstilbøjelighed ud af formue stort set den samme. Sidstnævnte hænger sammen med, at husholdningernes formue er meget mindre end formuen for den samlede private sektor i Mona, hvorfor en formueændring på 1 kr. relativt set fylder meget mere i forhold til husholdningerne. Det opvejer den lavere vægt (elasticitet) til formuen i langsigtsrelationen for husholdningerne.

²⁰ Kvoteberegningerne er baseret på en gennemsnitlig forbrugskvote ud af indkomst (C/Y) på 0,98 hhv. en gennemsnitlig forbrugs-formue-kvote (C/W) på 0,47. Begge er beregnet som gennemsnittet over dataperioden 2. kvartal 1973-4. kvartal 2005.

**Figur 7****Figur 8****Figur 9**



Figur 10

4.2 Kortsigtsmodel

Kortsigtdynamikken i forbruget er beskrevet ved en standard fejlkorrektionsmodel. Der er konkret opstillet en fejlkorrektionsmodel for hver af de 4 langsigtsammenhænge i tabel 1 med samme afgrænsning af indkomst og formue i kortsigtdynamikken som i langsigtsmodellen²¹. Der er anvendt en "general-to-specific" procedure, hvor den kvartalsvise ændring i forbruget (i log) i udgangspunktet forklares med op til 4 lags af ændringer i formue og indkomst (i log), fejlkorrektionsleddet, der fanger tilpasningen til langsigtslige vægten (1. lag af afvigelsen fra langsigtsmodellen), samt de samme supplerende kortsigtsvariable (i det følgende betegnet eksogene dynamiske led), som indgår i Mona-relationen, jf. oven for. Insignifikante variable er herefter fjernet successivt (ved et 5 pct. signifikansniveau), og de resulterende parsimone fejlkorrektionsmodeller fremgår af tabel 2 sammen med gængse misspecifikationstests. Generelt er modellerne meget enkle – ændringerne i indkomst og formue er typisk insignifikante i kortsigtdynamikken.

Vurderet ud fra modellernes forklaringssevne, herunder gængse informationskriterier, er UP-(kortsigts)modellen umiddelbart at foretrække. De eneste signifikante variable er de eksogene dynamiske led samt fejlkorrektionsleddet – den samtidig ændring i indkomsten, der ellers indgår i Mona-relationen, viser sig at være insignifikant. RP-modellen adskiller sig kun ved specifikationen af fejlkorrektionsleddet, og den dårligere langsigtsmodel, hvor homogenitetsrestriktionen er pålagt, forringer også kortsigtsmodellen væsentligt. Det viser sig bl.a. ved en klart svagere tilpasning til langsigtslige vægten (numerisk lavere koefficient til fejlkorrektionsleddet). Begge modeller er velspecificerede – på nær måske lidt tegn på heteroskedasticitet i RP-modellen.

²¹ Spørgsmålet om homogenitet relaterer sig alene til langsigtsammenhængen.

Kortsigtsmodellerne UH og RH er – ligesom de tilsvarende langsigtsmodeller – stort set identiske. Ud over de eksogene dynamiske led og fejlkorrektionsleddet er den samtidige ændring i indkomsten også pænt signifikant (t-værdi over 3). Koefficienten til fejlkorrektionsleddet på (minus) 0,216 er stærkt signifikant (t-værdi over 4) og indebærer en "rimeligt" hurtig tilpasning til langsigtligevægten – ca. halvdelen af en given afvigelse fra ligevægten vil normalt blive elimineret inden for 3-4 kvartaler. Modellen forklarer knap halvdelen af variationen i forbrugsvæksten ($R^2=0,49$), men meget af forklaringsgraden hænger på de to dummyer for kvartalerne i 1970'erne (*dmims* og *d7734*). RH-modellen (og UH-modellen) er generelt velspecificeret – tilstedeværelsen af nogle outliers²² betyder, at fejlleddet ikke er normalt fordelt, men det er ikke kritisk.

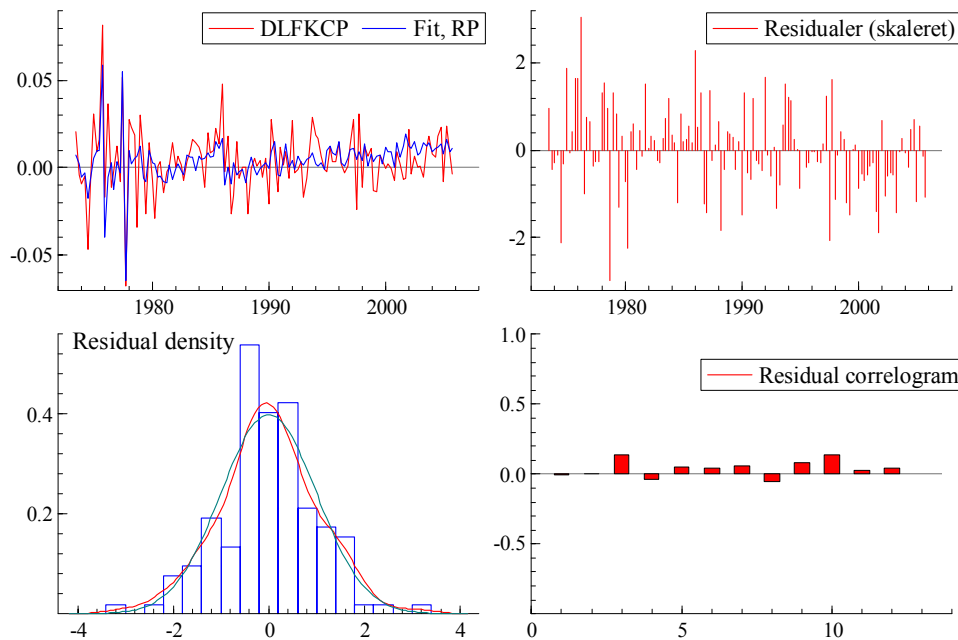
Residualer, rekursive koefficientestimer mv. er vist i figurene 11-14 for modelversionerne RP og RH – dvs. de fejlkorrektionsmodeller, hvis langsigtssammenhæng opfylder kravet om homogenitet. RH fremstår stabil over tid, hvorimod koefficienterne i RP-modellen er noget ustabile over de seneste 5-10 år.

²² Konkret outliers for 2. kvartal 1976 (positivt residual), 4. kvartal 1978 (negativt) og 2. kvartal 1980 (negativt).

Fejlkorrrektionsmodel RP:

"Diagnostic graphics":

Faktiske og fittede værdier for forbrugsvæksten (ændringen i forbruget i log), residual plot, fordeling for residualen (grønlig kurve angiver standardnormalfordeling) samt korrelogram.

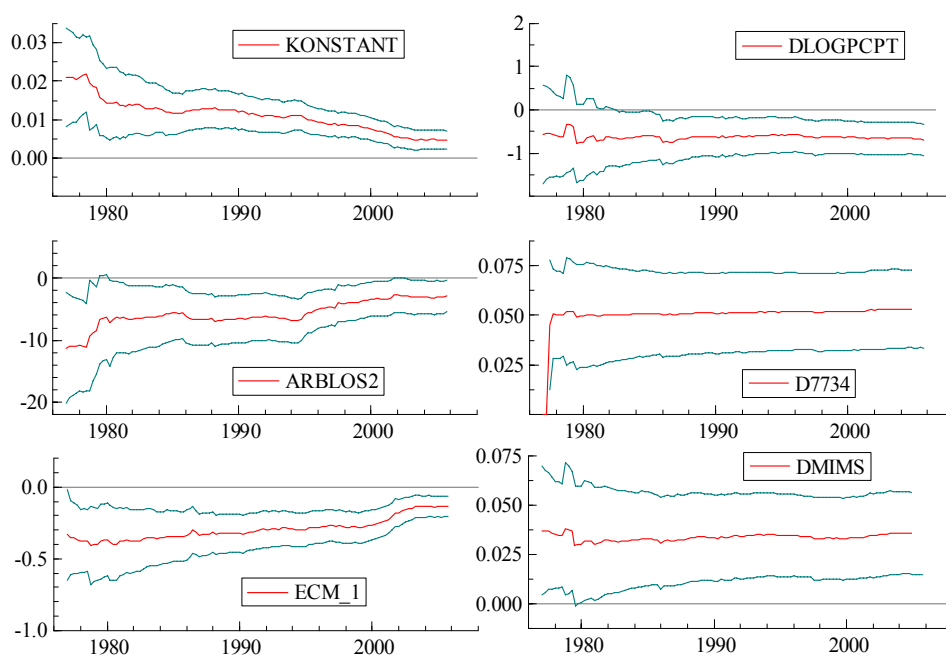


Figur 11 a og b

Figur 11 c og d

Rekursive koefficientestimer:

Rekursive koefficientestimer (rød) samt 95 pct. konfidensbånd (grønlig).



Figur 12 a og b

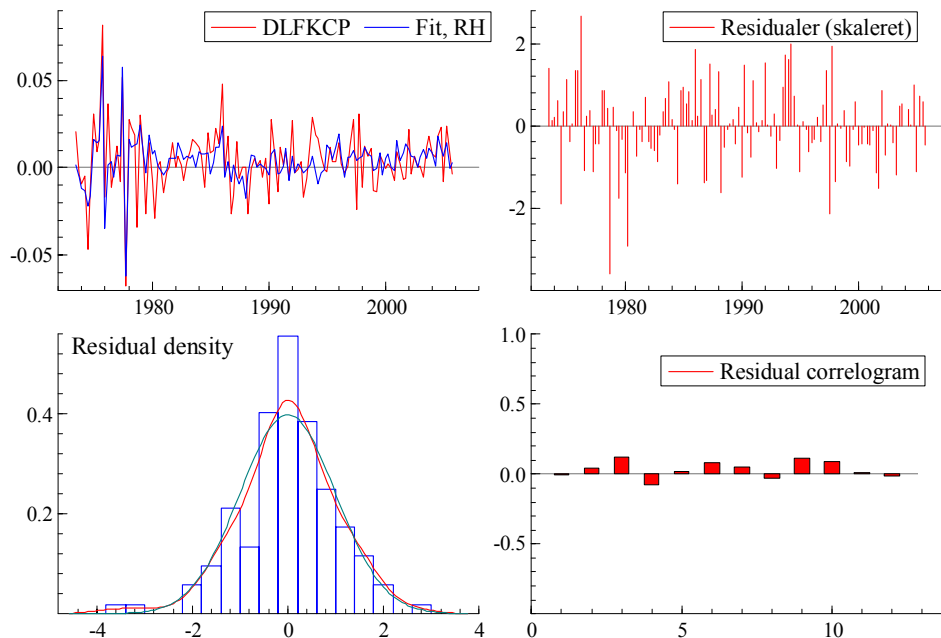
Figur 12 c og d

Figur 12 e og f

Fejlkorrektionsmodel RH:

"Diagnostic graphics":

Faktiske og fittede værdier for forbrugsvæksten (ændringen i forbruget i log), residual plot, fordeling for residualen (grønlig kurve angiver standardnormalfordeling) samt korrelogram.

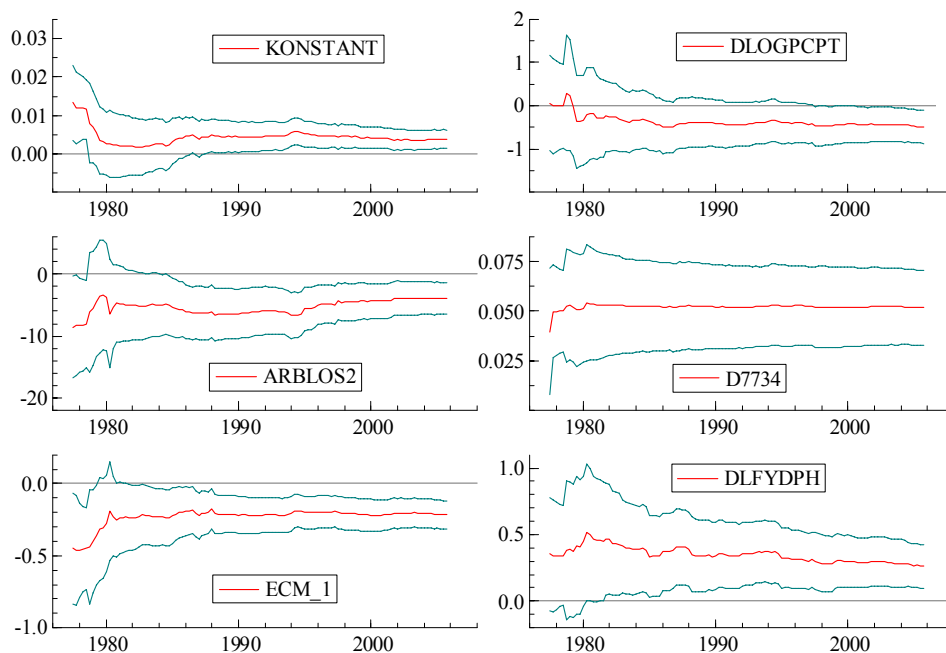


Figur 13 a og b

Figur 13 c og d

Rekursive koefficientestimer:

Rekursive koefficientestimer (rød) samt 95 pct. konfidensbånd (grønlig).



Figur 14 a og b

Figur 14 c og d

Figur 14 e og f

Anm.: Koefficientestimer for DMIMS er udeladt af præsentationsmæssige hensyn.

4.3 En simultan model: robusthed og koefficient-test

Forbrugsrelationens kortsigtdynamik og langsigtsammenhæng kan også estimeres simultant, dvs. under ét – helt analogt til estimationen af Mona's forbrugsrelation, jf. boks 1. Denne alternative estimationsmetode tjener som et robusthedstjek af resultaterne fra Engle-Granger 2-step proceduren og har samtidig den fordel, at det er muligt at foretage (asymptotisk) valide test på langsigtskoefficienterne²³.

Konkret estimeres følgende relation – betegnet den simultane model - ved OLS (alle variable i faste priser):

$$(4) \quad \Delta \log(\text{forbrug}) = SR + \alpha_1 \log(\text{forbrug}_{-1}) + \alpha_2 \log(\text{indkomst}_{-1}) + \alpha_3 \log(\text{formue}_{-1}) + u$$

hvor SR angiver de dynamiske led (inkl. konstant) fra fejlkorrektionsmodellen, jf. afsnit 4.2, og u er regressionens fejllid. Langsigtsammenhængen udledes umiddelbart ud fra koefficienterne til de laggede niveau-variable (der ses bort fra konstantleddet):

$$(4') \quad \log(\text{forbrug}) = \left(-\frac{\alpha_2}{\alpha_1} \right) * \log(\text{indkomst}) + \left(-\frac{\alpha_3}{\alpha_1} \right) * \log(\text{formue})$$

Koefficienten α_1 i (4) fanger tilpasningen til langsigtslige vægten (svarer til koefficienten til fejlkorrektionsleddet i tabel 2) og vil være signifikant og negativ, forudsat at (4') er en kointegrerende sammenhæng. Asymptotisk valide standardafvigelse på langsigtskoefficienterne $-\alpha_2/\alpha_1$ og $-\alpha_3/\alpha_1$ kan vha. delta-metoden beregnes ud fra standardafvigelserne på koefficienterne α_1 , α_2 og α_3 .

(4) er formuleret for tilfældet, hvor langsigtskoefficienterne estimeres frit. Homogenitetsrestriktionen på langsigtskoefficienterne svarer til et krav om, at $(-\alpha_2/\alpha_1) + (-\alpha_3/\alpha_1) = 1$, eller ækvivalent at $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 0$. Denne restriktion implementeres i praksis ved at estimere en simultan model, hvor forbrugs- og formuekvoterne målt i forhold til indkomsten indgår som niveau-variable, jf. at $\alpha_2 = -\alpha_3 - \alpha_1$ fra homogenitetsrestriktionen, og indsat i (4) giver det:

$$(4'') \quad \Delta \log(\text{forbrug}) = SR + \alpha_1 \log(\text{forbrugskvote}_{-1}) + \alpha_3 \log(\text{formuekvote}_{-1}) + u$$

Estimation af (4'') giver skøn på α_1 og α_3 , og α_2 kan herefter beregnes ud fra homogenitetsrestriktionen. Langsigtsammenhængen er som i (4'), blot med homogenitetsrestriktionen pålagt, således at langsigtskoefficienten til formuen kan beregnes umiddelbart som $-\alpha_3/\alpha_1$, mens koefficienten til indkomsten kan beregnes residualt som $1 + \alpha_3/\alpha_1$.²⁴

²³ De beregnede (OLS-)standardfejl på langsigtskoefficienterne i tabel 1 er *biased* og kan derfor ikke danne grundlag for valide test af koefficientrestriktioner.

²⁴ Homogenitetsrestriktionen kan alternativt pålægges ved at estimere en relation baseret på forbrugsandele – dvs. forbruget som andel af hhv. indkomst og formue – som niveau-variable, jf. at $\alpha_1 = -\alpha_2 - \alpha_3$ fra homogenitetsrestriktionen, og indsat i (4) giver det (fodnoten fortsætter på næste side):

$$\Delta \log(\text{forbrug}) = SR - \alpha_2 \log(\text{forbrug}_{-1} / \text{indkomst}_{-1}) - \alpha_3 \log(\text{forbrug}_{-1} / \text{formue}_{-1}) + u$$

Tabel 3 viser resultaterne af at estimere kortsigtdynamik og langsigtssammenhæng simultant for hver af de 4 modelversioner i tabellerne 1 og 2. Tabellen viser resultaterne for såvel fejlkorrektionsmodellen, jf. (4) eller (4''), som den afledte langsigtssammenhæng, jf. (4'). Det generelle billede er, at parameterestimaterne ikke ændrer sig meget – hverken i forhold til kortsigtdynamikken eller langsigtssammenhængen. Overordnet findes den største forskel for langsigtskoefficienterne, hvor indkomstkoefficienten typisk ligger lidt højere og formuekoefficienten typisk lidt lavere end de tilsvarende resultater i tabel 1 – især for de to modeller baseret på data for husholdningerne. Forskellene ligger dog generelt inden for én standardafvigelse af parameterestimatet og er derfor ikke statistisk signifikant. Resultaterne fra tabel 1 og 2 fremstår derfor robuste over for den simultane estimation.

I de simultane modeller UH og UP kan der foretages et eksplicit test for, om de afledte langsigtskoefficienter opfylder kravet om homogenitet. Et F-test af hypotesen $H_0: \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 0$ viser således, at homogenitet *ikke* kan afvises ved normale signifikansniveauer for modellen UH, mens hypotesen klart afvises i modellen UP. Det stemmer godt overens med konklusionerne i afsnit 4.1, som "blot" tog udgangspunkt i langsigtsrelationernes forklaringsevne.

I den restringerede model for husholdningerne, RH, estimeres langsigtskoefficienterne til 0,90 (for indkomsten) og 0,10 (for formuen). Indkomsten er stærkt signifikant, og med en t-værdi over 4 er formuen også klart signifikant ved alle normale signifikansniveauer²⁵.

4.4 Mere om modelstabilitet: langsigtssammenhængen

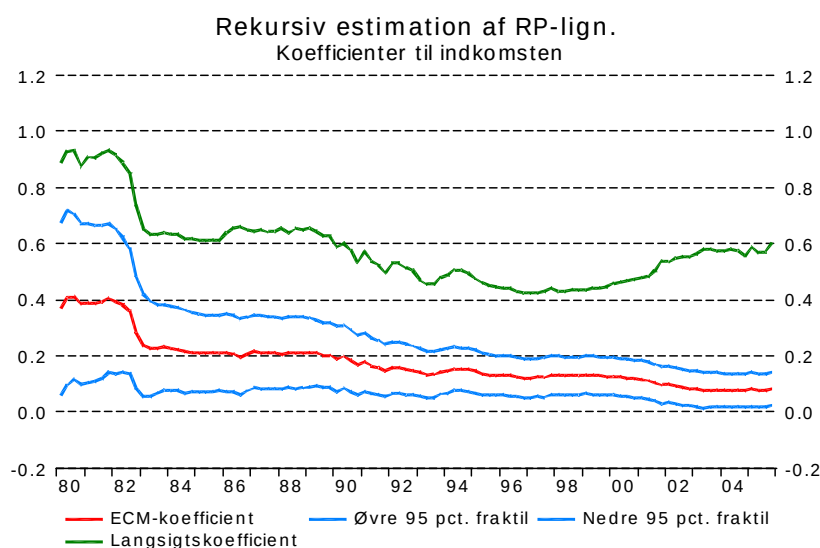
Den simultane model fra afsnit 4.3 gør det også muligt at undersøge stabiliteten af langsigtssammenhængen ved rekursivt at estimere (4) og betragte stabiliteten af de relevante koefficientestimater, dvs. estimaterne af α_1 , α_2 og α_3 samt de afledte langsigtskoefficienter $-\alpha_2/\alpha_1$ (til indkomsten) og $-\alpha_3/\alpha_1$ (til formuen). Det er grundlæggende samme metode, som blev brugt til at undersøge stabiliteten af Mona's forbrugsrelation i afsnit 2²⁶.

(... noten fortsat fra forrige side) Estimation af denne relation giver umiddelbart skøn på α_2 og α_3 , og tilpasningsparameteren α_1 kan herefter beregnes ud fra homogenitetsrestriktionen. Langsigtskoefficienterne til indkomst og formue kan beregnes ud fra (4') eller ækvivalent – ved substitution af α_1 ud fra homogenitetsrestriktionen – som $\alpha_2/(\alpha_2 + \alpha_3)$ hhv. $\alpha_3/(\alpha_2 + \alpha_3)$. Hvorvidt man vælger denne specifikation eller (4'') til at pålægge homogenitetskravet er en smagssag. Mona's forbrugsrelation bruger specifikationen med forbrugsandele som niveau-variable, jf. boks 1 (hvor forbrugsandelene blot indgår reciprok).

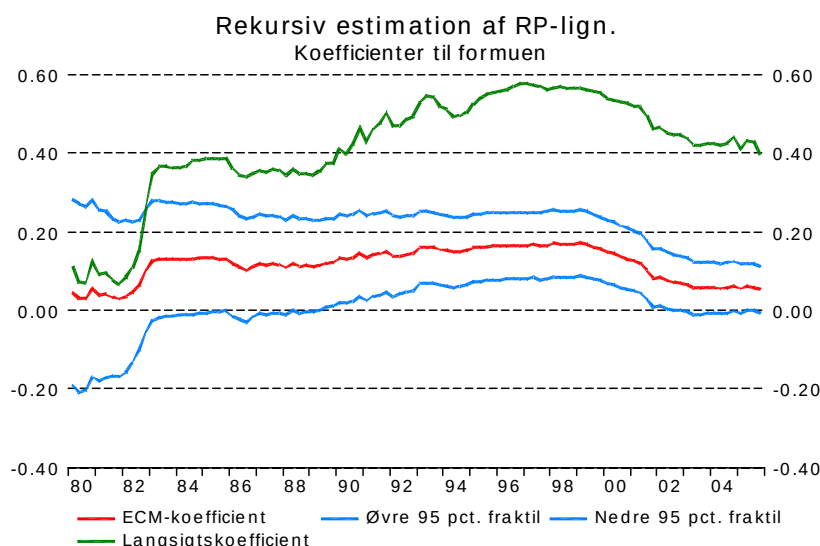
²⁵ I den ikke-restringerede model UH har den afledte formuekoefficient i langsigtssammenhængen en t-værdi på 2,3, hvilket er signifikant på et 5 pct. signifikansniveau, men ikke på et 1 pct. niveau. Den stærkere signifikans i RH-modellen hænger sammen med, at en hensyntagen til den valide homogenitetsrestriktion reducerer parameterusikkerheden betydeligt.

²⁶ Ved at estimere (4) rekursivt – frem for blot at estimere langsigtsrelationen (2) rekursivt – tages der højde for kortsigtdynamikken, herunder stabiliteten af kortsigtdynamikken, når stabiliteten af

Figurene 15-18 viser de rekursive koefficientestimer for indkomst og formue for de to restringerede modeller RH og RP – såvel koefficientestimerne i fejlkorrektionsmodellen (parametrene α_2 og α_3 , som i figurene er betegnet "ECM-koefficient") som de afledte langsigtsskoefficienter²⁷. Resultaterne bekræfter, at der er problemer med stabiliteten af langsigtssmodellen RP over de senere år. Der er endvidere tegn på, at modellen er ustabil også længere tilbage i dataperioden, jf. især forløbet af langsigtsskoefficienterne. Modellen for husholdningerne (RH) fremstår til gengæld som en stabil langsigtssmodel.



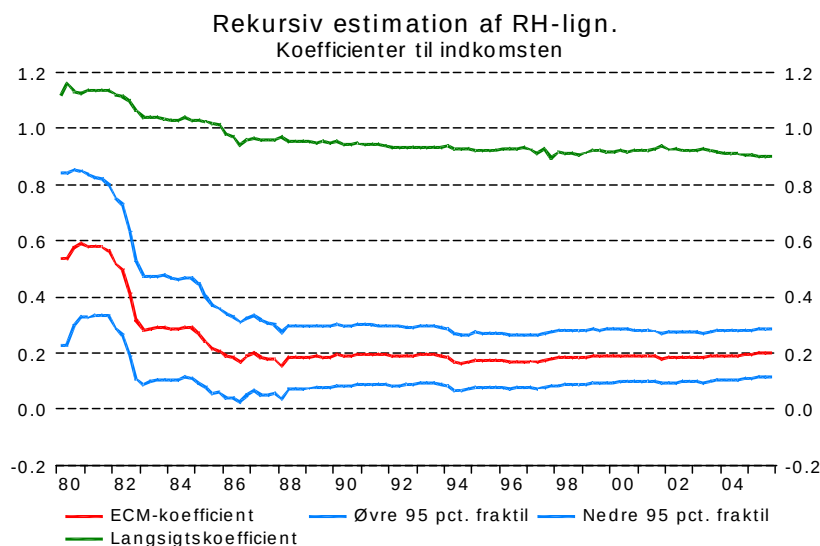
Figur 15



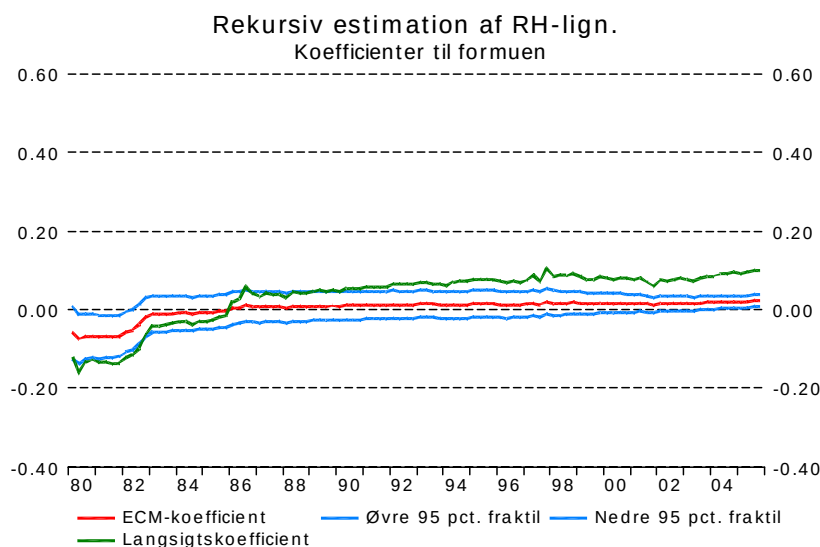
Figur 16

langsigtssammenhængen undersøges. Bemærk i øvrigt, at parametrene α_2 og α_3 er produkter af langsigtsskoefficient og tilpasningshastighed (α_1), så en undersøgelse af stabiliteten heraf er en kontrol af stabiliteten af langsigtsskoefficient og tilpasningshastighed under ét.

²⁷ De rekursive estimer for tilpasningshastigheden α_1 er ikke vist. Koefficienterne i figur 15-18 er estimeret efter samme fremgangsmåde som for Mona's forbrugsrelation, dvs. ud fra en simultan model, hvor forbrugsandele – forbrug i forhold til indkomst hhv. formue – indgår som niveauvariable, jf. afsnit 4.3.



Figur 17

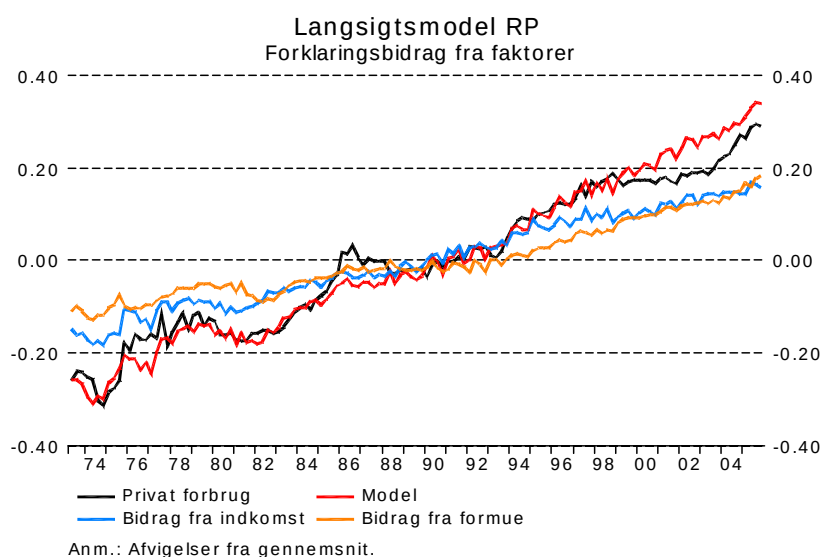


Figur 18

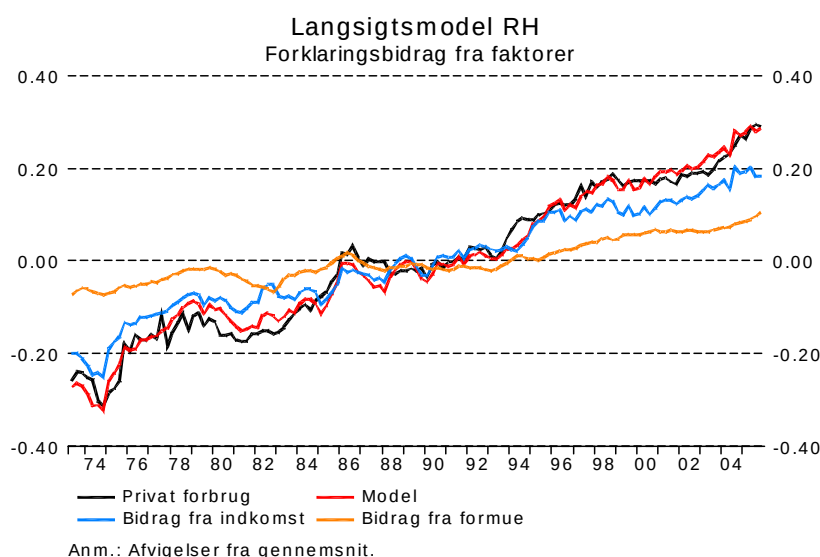
RH-modellen (langsigtsammenhængen) klarer sig specielt bedre i de "problematiske" år 1998-2002, hvor forbruget stort set stod i stampe, og forbrugsvæksten derfor var betydeligt lavere, end hvad Mona's forbrugsrelation og RP-modellen vil tilsige. RH-modellen forklarer primært stagnationen i forbruget med en svag udvikling i husholdningernes disponible realindkomst, som i disse år stort set bevægede sig sidelæns, jf. figur 20 med forklaringsbidrag (figur 19 viser tilsvarende forklaringsbidragene for RP-modellen). Der var samtidig en afdæmpning af den reale formue tilvækst især i årene efter 2000²⁸. RH-modellen kan ikke helt forklare forbrugsafmatningen,

²⁸ Afdæmpningen af formuevæksten skyldes en svag udvikling i husholdningernes finansielle formue over denne periode. Det hænger sammen med, dels at husholdningerne havde en negativ finansiell opsparring i de første år (dvs. at husholdningerne brugte af den finansielle formue til finansiering af forbrug og boliginvesteringer), dels at de faldende aktiekurser efter 2000 (som følge af brist af IT-boblen og senere 11. september 2001 angrebet) betød et kapitaltab på husholdningernes aktieformue.

jf. at modellen overvurderer forbruget mod slutningen af delperioden, men forskellen er ikke voldsom – og i hvert fald meget mindre end i RP-modellen, jf. figur 19. Rent modelteknisk klarer RH-modellen sig bedre end RP-modellen i årene 1998-2002 pga. vægtforskydningen fra formue til indkomst som forklarende faktor. RH-modellen har en større indkomstkoefficient og en tilsvarende lavere formuekoefficient end RP-modellen, og i en periode hvor formuen vokser (betydeligt) hurtigere end indkomsterne, dvs. formuekvoten stiger, giver det alt andet lige et (væsentligt) mindre bidrag til modellens forudsigelse af forbrugsvæksten.²⁹



Figur 19

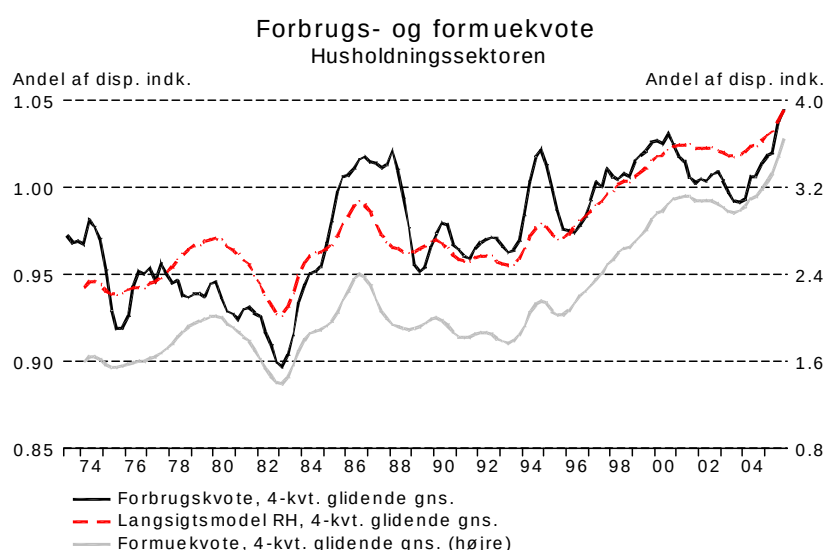


Figur 20

²⁹ Forskellene i husholdningernes og den private sektors formue- og indkomstudvikling i disse år har mindre betydning.

I forhold til konjunkturopsvinget, som tog fart i 2003, kan det i øvrigt også bemærkes, at RH-modellen følger forbrugsaccelerationen rimeligt fornuftigt. Det er både indkomstfremgangen og de betydelige formuestigninger, der bidrager til at forklare den stærke(re) forbrugsvækst. Forbrugsstigningen i årene 2003-2005 var kraftigere end modellens forudsigelse, men niveauet for forbruget i 2005 fanges meget godt – den ekstra stigning i det faktiske forbrug kan i modellens termer forklares med, at forbruget som udgangspunkt lå lavt (under langsigtslige vægten), og at der efterfølgende var en vis indhentningseffekt. RP-modellen forklarer også forbrugsudviklingen rimeligt godt over denne periode, men udgangspunktet og dermed forudsigelsen af niveauet for forbruget er åbenlyst meget skævt.

Figur 21 illustrerer sammenhængen mellem forbrugs- og formuekvoterne for husholdningerne, herunder RH-modellens (langsigtsammenhængens) forklaringssevne³⁰. Det er åbenlyst, at der er en del bevægelse i forbrugskvoten, som ikke fanges (fuldt ud) i modellen – udsvingene i forbrugskvoten er typisk noget større end modellens forudsigelse ud fra bevægelserne i formuekvoten – men de overordnede eller mere langsigtede tendenser i forbrugskvoten fanges, ligesom bevægelserne i formuekvoten ofte *kvalitativt* "mimer" de tydelige udsving (vendepunkterne) i forbrugskvoten. Fx falder formuekvoten fra omkring 1998/99 – ikke meget ganske vist, men kvalitativt i tråd med, at forbrugskvoten falder. Det står i kontrast til fx Mona's forbrugsrelation, hvor forbrugs- og formuekvoter peger i hver sin retning i denne periode, jf. figur 1 i afsnit 2. Forbrugsaccelerationen i perioden efter 2003, hvor forbrugskvoten igen begynder at stige, fanges også pænt – rent kvalitativt - af en begyndende stigning i formuekvoten.



Figur 21

³⁰ Modellens forudsigelse for forbrugskvoten i niveau er beregnet ved en simpel eksponentiel transformation af forudsigelsen fra den logaritmiske model i (3).

5. Multiplikatoreksperimenter

Forbrugsfunktionens dynamiske egenskaber kan illustreres ved hjælp af multiplikatoreksperimenter, der viser effekterne på forbruget på både kort og langt sigt af stiliserede ændringer i de forklarende (eksogene) variable, hvor interessen hér samler sig om indkomsten og formuen. I den sammenhæng spiller ændringer i formuen en særlig rolle. Formuen er en prædetermineret variabel i forbrugsfunktionen og kan som sådan opfattes som værende eksogen i forbindelse med estimationen, men i og med at forbruget er med til at bestemme husholdningernes løbende opsparing og dermed udviklingen i formuen over tid, vil den fremtidige formue reelt være endogen. Derfor giver det mest mening at forklare formueudviklingen som en integreret del af multiplikatoreksperimenterne.

Generelt vil udviklingen i formuen over tid afhænge af såvel den løbende opsparing som kapitalgevinster og -tab på husholdningernes aktiver og passiver. For forenklingens skyld ses der hér bort fra kapitalgevinster og -tab i forhold til den løbende formueakkumulation.³¹ Udviklingen i formuen kan derfor beskrives ved følgende simple ligning:

$$P_t W_t - P_{t-1} W_{t-1} = P_{t-1} (Y_{t-1} - C_{t-1}) \Rightarrow$$

$$(5) \quad \Delta W_t = W_t - W_{t-1} = Y_{t-1} - C_{t-1} - \left(\frac{i_t}{1+i_t} \right) * [Y_{t-1} - C_{t-1} + W_{t-1}]$$

hvor W er formuen primo perioden, Y er den disponible indkomst (som er inkl. en eventuel formueindkomst), og C er forbruget. Variablene er opgjort *realt* ved deflatering med forbrugsdeflatoren P , således at fx $P_t W_t$ angiver den *nominelle* formue. i er inflationstakten målt ved forbrugsdeflatoren. Ifølge (5) vil ændringen i realformuen over tid være givet ved den løbende reale opsparing ($Y-C$) fratrasket inflationsudhulningen af initialformuen og den løbende opsparing (sidste led i (5)).³²

³¹ I en nationalregnskabsmæssig sammenhæng påvirkes formuen også af "andre mængdemæssige ændringer i status". Disse omfatter fx tab på udlån (næppe så relevant for husholdningerne), men er derudover mest en teknisk korrektionspost, der skal fange bl.a. ændringer i sektorklassifikationer i nationalregnskabet og disses effekt på formueopgørelsen. Et eksempel er omklassifikationen pr. 1. januar 2002 af fonden Den særlige Pensionsopsparing (SP), som med virkning fra dette tidspunkt blev omklassificeret fra at være en del af sektoren offentlig forvaltning og service til at indgå under forsikringsselskaber og pensionskasser. Konsekvensen var, at husholdningernes formue pr. denne dato blev opskrevet med deres indestående i SP – en teknisk betinget ændring, der skyldes, at husholdninger pr. konvention ikke kan have pensionsmæssige fordringer på offentlig forvaltning og service. Der ses i det følgende også bort fra andre mængdemæssige ændringer i status.

³² For forenklingens skyld ser (5) bort fra husholdningernes løbende pensionsopsparing, herunder det forhold at opgørelsen af husholdningernes formue medtager pensionsformuen efter 50 pct. beskattning. Tages der hensyn til pensionsopsparingen, skal (5) også indeholde et bidrag, der fanger den løbende opsparing i de kollektive pensionsordninger (indgår i opsparingen, men ikke i den disponible indkomst, jf. nationalregnskabsposten D.8), samt et fradrag for den skattemæssige værdi af den samlede (private og kollektive) pensionsopsparing ved indbetaling.

Neden for illustreres forbrugseffekterne af ændringer i husholdningernes indkomst og formue inden for rammerne af RH-modellen³³, idet formuen tilpasser sig endogen i henhold til (5). Der sammenlignes med resultaterne for Mona's forbrugsrelation af tilsvarende ændringer i den private sektors indkomst og formue. Selv om formueudviklingen forklares, er eksperimentet naturligvis fortsat partielt, idet fx indkomsten antages at være eksogen. I praksis vil indkomsten således reagere på ændringer i forbruget via forsyningsbalancen og den generelle indkomstdannelse, og det vil som udgangspunkt forstærke forbrugseffekterne via den sædvanlige Keynesianske multiplikatorproces. Et "fuldt" multiplikatoreksperiment vil kræve, at eksperimentet udføres inden for rammerne af den samlede Mona-model med den nye forbrugsfunktion indsat, men det ligger uden for formålet med dette papir.

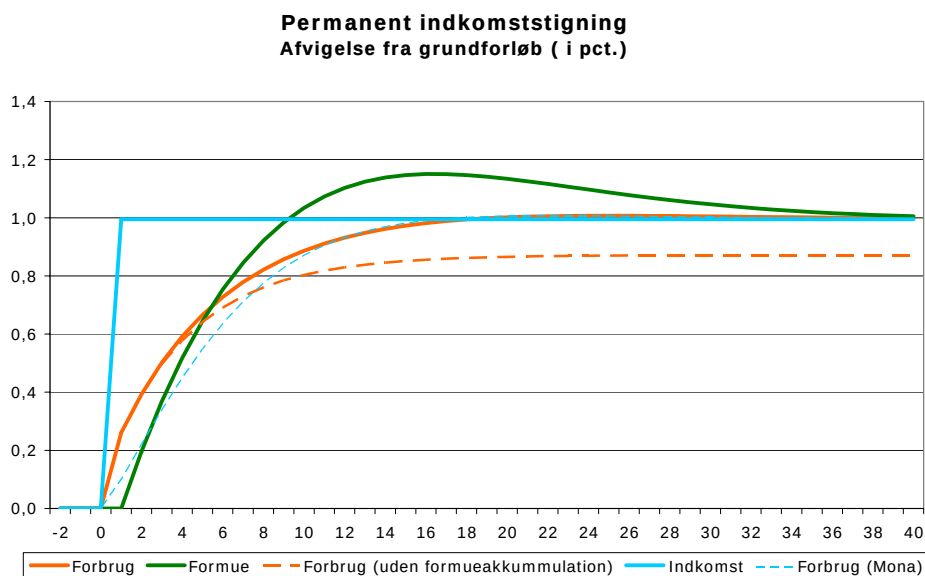
Resultaterne vises som afvigelser fra et grundforløb, der hér er fastlagt med udgangspunkt i niveauerne fra 4. kvartal 2005 og en antagelse om konstant vækst i den disponible realindkomst samt konstant inflation. Modellen bestående af den homogene langsigtede forbrugsfunktion RH samt formueakkumulationen i (5) indebærer, at forbrug og formue på langt sigt vil tilpasse sig til en *steady state* med konstant realvækst og konstante forbrugs- og formuekvoter³⁴.

5.1 Permanent indkomststigning

Først betragtes effekterne af et permanent løft i husholdningernes disponible realindkomst med 1 pct. i forhold til grundforløbet. Resultaterne fremgår af figur 22, hvor tidsaksen angiver antal kvartaler, og stigningen i indkomsten indtræder i 1. kvartal. Til sammenligningsformål er også indtegnet forbrugsprofilen for tilfældet uden formueakkumulation hhv. forbrugsprofilen svarende til Mona's forbrugsrelation, jf. nærmere neden for.

³³ Det er konkret RH-modellen fra tabellerne 1 og 2, der er anvendt i multiplikatoreksperimenterne. RH-modellen fra tabel 3 kunne alternativt anvendes, men det ændrer ikke væsentligt ved resultaterne, jf. at parametrene i de to modelspecifikationer ligger meget tæt på hinanden.

³⁴ Forbrugs- og formuekvoternes niveau i *steady state* afhænger til dels af den reale vækstrate (antaget at være 3 pct.) og inflationstakten (sat til 2 pct.). Vækstraten og inflationstakten har dog ikke nævneværdig betydning for resultaterne af multiplikatoreksperimenterne, idet de er formuleret som afvigelser fra grundforløbet.



Figur 22

Anm.: Enheden på tidsaksen er antal kvartaler. Formuen er opgjort primo kvartalet.

Indkomststigningen har et umiddelbart gennemslag på forbruget på 1/4 pct. i 1. kvartal – en effekt, der afspejler den kortsigtede marginale indkomstelasticitet, jf. fejlkorrektionsmodellen RH i tabel 2. Den langsigtede marginale indkomstelasticitet er noget højere (0,876), hvorfor forbruget ligger under sit nye langsigtsniveau. Forbruget vokser derfor gradvist i de efterfølgende kvartaler som en tilpasning til langsigtssligevægten. Samtidig øges opsparingen, og stigningen i formuen bidrager yderligere til forbrugsvæksten via langsigtsrelationens formueeffekt. På langt sigt – efter omtrent 4 år – når forbruget sit nye ligevægtsniveau, der ligger 1 pct. over grundforløbet. Udviklingen i formuen er betydeligt mere træg, og formuen når først sit nye langsigtede ligevægtsniveau efter ca. 9 år og efter i en periode at have ligget (lidt) over ligevægtsniveauet.³⁵ På langt sigt er formuen også forøget med 1 pct. i forhold til grundforløbet. Udviklingen i forbrug, formue og indkomst indebærer, at forbrugs- og formuekvoterne falder i 1. kvartal, men herefter stiger de gradvist for på langt sigt at være tilbage på deres udgangsniveauer. Effekterne på forbrugs- og formuekvoterne er således rent midlertidige.

Betydningen af at inddrage formueopbygningen kan illustreres som forskellen mellem den fuldt optrukne og den stiplede orange kurve i figuren, hvor sidstnævnte angiver tilpasningen i forbruget *uden* formueakkumulation, dvs. med *fastholdt* formue. I denne situation øges forbruget på langt sigt med 0,876 pct., svarende til langsigtsrelationens indkomstelasticitet. *Med* endogen formueopbygning bliver forbrugets ind-

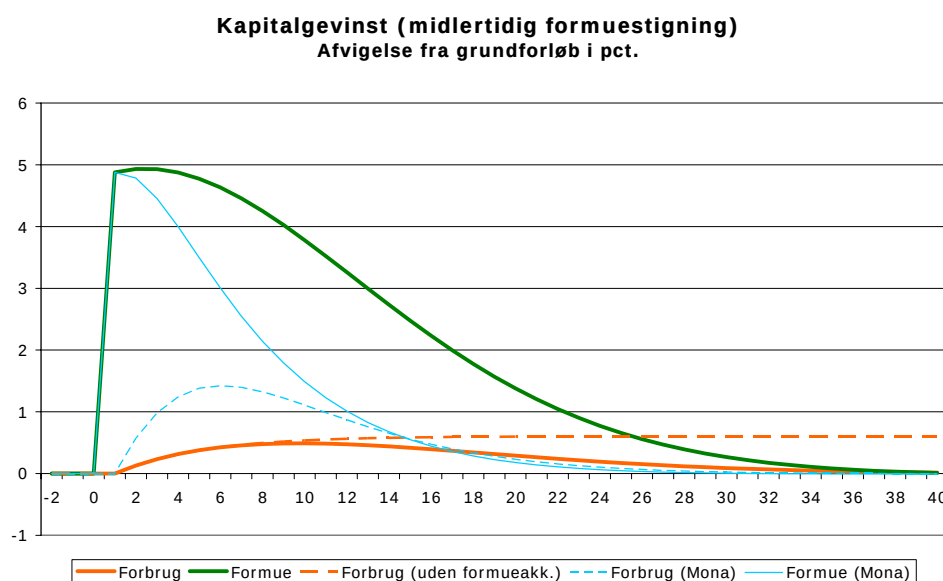
³⁵ Formuens *overshooting* af det nye ligevægtsniveau er udtryk for, at husholdningerne i en overgangsperiode akkumulerer for stor en formue, dvs. sparer for meget op, i forhold til den nye ligevægt. Det er et resultat af modellens dynamiske struktur, herunder samspillet mellem den log-lineære forbrugsfunktion og den lineære formueakkumulation i (5), og afspejler grundlæggende, at den marginale opsparingskvote (elasticitet) er relativt høj på kort sigt. Sidstnævnte er modstykket til, at den marginale forbrugskvot er relativt lav på kort sigt, dvs. lavere end den marginale forbrugskvot på langt sigt.

komstelasticitet reelt 1 på langt sigt, dvs. at forbruget på sigt øges proportionalt med indkomsten.

Forbrugsrelationen for husholdningerne giver en betydeligt hurtigere forbrugstilpasning end Mona's relation ved en tilsvarende ændring i den privat disponible indkomst, jf. figur 22 (den stiplede blå kurve). Det afspejler især den højere marginale indkomstelasticitet på kort sigt, men den større indkomstfølsomhed i langsigsrelationen bidrager også til den hurtigere tilpasning³⁶. Første års effekten på forbruget kan (approksimativt) beregnes til 0,44 pct. eller $1\frac{1}{2}$ gang effekten i Mona's forbrugsrelation. På langt sigt er indkomstelasticiteten også 1 for Mona's forbrugsrelation med endogen formueakkumulation.

5.2 Kapitalgevinst (midlertidig formuestigning)

Betydningen af stød til formuen kan illustreres ved at betragte en eksogent givet stigning i formuen. Baggrunden kan fx være en stigning i boligprisen eller aktiekursen, som fører til en (engangs)kapitalgevinst på de tilsvarende formueaktiver. Da udviklingen i formuen er endogen, vil formuestigningen vise sig at være rent midlertidig, selv om kapitalgevinsten er permanent, jf. neden for.



Figur 23

Anm.: Enheden på tidsaksen er antal kvartaler. Formuen er opgjort primo kvartalet.

Figur 23 viser resultaterne af et multiplikatoreksperiment, hvor husholdningernes samlede realformue øges eksogent med 5 pct. i 1. kvartal (dvs. primo 1. kvartal) for derefter at følge et endogent forløb i overensstemmelse med formueakkumulationen i (5). Forbruget påvirkes med et kvartals forsinkelse, idet samtidige ændringer i for-

³⁶ Tilpasningshastigheden til langsigsrelationen i Mona, dvs. koefficienten til fejlkorrigeringsleddet ($0,2659 = \text{summen af koefficienterne } 0,1486 \text{ og } 0,1173 \text{ i boks 1}$), er tæt på tilpasningshastigheden i RH-modellen, så en given afvigelse fra langsigtsligevægt har stort set samme forbrugseffekt i de to modeller.

muen ikke indgår i kortsigtsmodellen. Formuestigningen indebærer, at forbruget umiddelbart vil ligge under sit nye ligevægtsniveau ifølge langsigtsrelationen, jf. tabel 1, og forbruget stiger derfor gradvist fra og med 2. kvartal som udtryk for en tilpasning til ligevægten. Det betyder til gengæld, at opsparingen reduceres (i forhold til grundforløbet vil der være tale om en nedsparring), og husholdningerne bruger af formuen til finansiering af det større forbrug. Den faldende formue vil via langsigtsrelationen trække i retning af et fald i forbruget over tid, og denne effekt dominerer efter (omtrent) udgangen af det andet år. På langt sigt vil effekterne på både forbrug og formue forsvinde, dvs. at variablene vender tilbage til grundforløbet, idet hele den oprindelige kapitalgevinst og formuestigning er blevet omsat til forbrug. Effekten på forbruget topper ved udgangen af det andet år, hvor forbruget ligger $\frac{1}{2}$ pct. over grundforløbet, dvs. en forholdsvis beskeden effekt. Det er i øvrigt tæt på den forbrugseffekt, der opnås på langt sigt i en situation *uden* formueakkumulation, jf. den stiplede orange kurve i figur 23. Her vil forbruget på langt sigt stige med 0,6 pct. i forhold til grundforløbet ($0,124 \cdot 5$ pct. = 0,62 pct., hvor de 0,124 er forbrugets formueelasticitet i langsigtsrelationen). De beskudne forbrugseffekter på kort sigt betyder, at formuenedbrydningen og dermed tilpasningen til langsigtlig ligevægt, hvor forbrug og formue er vendt tilbage til udgangsforløbet, tager meget lang tid – 8-9 år.

I Mona's forbrugsrelation er den langsigtede formueelasticitet (målt i forhold til den private sektors formue) større, og formuegevinster får dermed en større og hurtigere effekt på forbruget på kort sigt, jf. den stiplede blå kurve i figur 23. Forbrugseffekten topper med $1\frac{1}{2}$ pct. over grundforløbet efter $1\frac{1}{2}$ år. Formuenedbrydningen sker derfor også hurtigere, og forbrugs- og formueeffekterne dør ud efter ca. seks år.

6. Afrunding

Det er husholdningerne, der står for privatforbruget. Derfor er en forbrugsrelation baseret på formue og indkomst for husholdningerne teoretisk mere *adækvat* end en tilsvarende relation baseret på den private sektors formue og indkomst. Hvis man ud fra et modelmæssigt eller teoretisk hensyn har et krav om, at forbruget er homogent i formue og indkomst på langt sigt, vil en forbrugsrelation afgrænset til husholdningerne også have bedre *empiriske* egenskaber end en tilsvarende relation for den private sektor. Relationen for husholdningerne opfylder umiddelbart kravet om homogenitet ved fri estimation, kointegration accepteres ved normale signifikansniveauer, og modellen fremstår stabil over tid både i forhold til langsigtssammenhæng og kortsigtdynamik – egenskaber, der ikke opfyldes af en tilsvarende relation for den private sektor. Specielt har forbrugsrelationen for husholdningerne ikke samme problemer med at forklare forbrugsudviklingen efter 1998 som relationen for den private sektor.

Den eksisterende forbrugsrelation i Mona er estimeret på grundlag af data for den private sektor, og relationen lider af samme forklaringsproblemer efter 1998 som arbejdspapirets forbrugsrelation for den private sektor. Resultaterne viser, at brug af data for husholdningerne kan løse problemet med manglende modelstabilitet. Forbrugsrelationen for husholdningerne adskiller sig fra Mona's relation ved at have en

større vægt til indkomsten (større indkomstelasticitet) og en tilsvarende lavere vægt til formuen (lavere formueelasticitet) i langsigtsammenhængen. Kortsigtdynamikken er også anderledes. Forbrugsrelationen for husholdningerne er kendetegnet ved, at indkomstændringer har en hurtigere effekt på forbruget, således at de kortsigtede forbrugseffekter bliver noget større end for Mona's forbrugsrelation. Til gengæld er forbrugseffekterne af kapitalgevinster og -tab (midlertidige ændringer i formuen) noget trægere og noget svagere.

På trods af ovennævnte attraktive egenskaber er forbrugsrelationen for husholdningerne ikke uden empiriske mangler. Især "hænger" langsigtsammenhængen mellem 1978 og 1983, hvor modellen (langsigtsammenhængen, men ikke kortsigtsmodellen) konsekvent overvurderer forbruget. En forklaringsgrad på 50 pct. for kortsigtsmodellen, hvor en del kan henføres til brugen af dummyer, er som sådan heller ikke imponerende. Der er selvfølgelig et vist element af støj i de kvartalsvise udsving i forbruget, men den lave forklaringsgrad afspejler også, at langsigtsmodellen ikke fuldt ud kan forklare de (kort- og) mellemfristede bevægelser i forbrugskvoten.

Der er således mulighed for forbedringer, og én mulighed er at arbejde videre med alternative indkomstbegreber³⁷ – fx brug af lønindkomst frem for samlet indkomst (sidstnævnte inkluderer også formueindkomsten, og i "Life-Cycle" modellen er lønindkomsten det relevante begreb) eller forsøg på at indarbejde sondringen mellem transitoriske og permanente indkomstændringer evt. som del af en bredere analyse af forventningsdannelsen vedr. fremtidige indkomster.

I forbindelse med estimation af forbrugsrelationerne for husholdningerne er forskellige afgrænsninger af formuen blevet afprøvet som forklarende variabel (resultater ikke vist). Ud over det anvendte formuebegreb i dette papir – husholdningernes samlede formue inkl. en skønnet efter-skat pensionsformue – er der bl.a. estimeret modeller baseret på en ren finansiel formue (dvs. boligformuen er udeladt), formuer ekskl. pensionsformuen, samt formuer inkl. den fulde pensionsformue (dvs. uden fradrag for beskatning ved udbetaling). Det generelle billede er, at disse alternative formueafgrænsninger giver en dårligere langsigtsmodel målt på forklaringssevne, herunder graden af kointegration. Det vil være oplagt at se nærmere på betydningen af de respektive formuekomponenter, herunder især bolig-, aktie- og pensionsformuen, mere eksplicit, idet formuekomponenterne adskiller sig med hensyn til bl.a. mar-

³⁷ Forbrugsrelationerne har været estimeret med et alternativt indkomstbegreb, hvor husholdningernes nettoopsparing i kollektive pensionsordninger (nationalregnskabsposten D.8, "korrektion for ændringen i husholdningernes nettoformue i pensionskassereserver") er tillagt disponibel indkomst for hhv. husholdninger og den private sektor (sidstnævnte er måske lidt søgt, givet at der er tale om en overførsel mellem husholdninger og pensionskasser mv., dvs. inden for den private sektor). Tankegangen er, at nettoopsparingen i de kollektive ordninger som fx arbejdsmarkedspensioner bidrager til livstidsindkomsten og derfor vil være relevant for husholdningernes aktuelle forbrugsbeslutninger. De empiriske resultater er dog ikke overbevisende, idet langsigtsmodellerne med denne indkomstkorrektion klarer sig dårligere målt på forklaringssevne og graden af kointegration. Forklaringen kan være, at nettoopsparingen typisk ikke er særligt synlig for husholdningerne, og at der netop er tale om en "tvungen" opsparing, der i givet fald skal realiseres via mindre opsparing andetsteds – fx via låntagning.

keds(pris)volatilitet, likviditet og belåningsmulighed. Gennemslaget på forbruget kan derfor variere på tværs af formuekomponenterne, jf. fx oversigten i ECB (2005).

Papirets forbrugsrelation for husholdningerne planlægges indarbejdet i Mona.

Referencer

- Danmarks Nationalbank (2003), *Mona – en kvartalsmodel af dansk økonomi*.
- Dickey, D.A. & W.A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica* 49, 1057-1072.
- ECB (2005), diverse forfattere, "Wealth and asset price effects on economic activity", Occasional Paper #29.
- Engle, R.F. & C.W.J. Granger (1987), "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica* 55, 251-276.
- Ericsson, N.R. & J.G. MacKinnon (2002), "Distributions of error correction tests for cointegration", *Econometrics Journal* 5, 285-318.
- Friedman, M. (1957), *A theory of the consumption function*, Princeton University Press.
- Knudsen, D. (1992), "Formue og inflation i forbrugsfunktion", i Symposium i anvendt statistik, 423-432.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt & Y. Shin (1992), "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics* 54, 159-178.
- MacKinnon, J.G. (1991), "Critical values for cointegration tests", kapitel 13 i R.F. Engle & C.W.J. Granger (red.), *Long-run economic relationships: Readings in cointegration*, Oxford University Press.
- Modigliani, F. & R. Brumberg (1979), "Utility analysis and aggregate consumption functions: An attempt at integration", i A. Abel (red.), *The collected papers of Franco Modigliani*, vol. 2, MIT Press.
- Muellbauer, J. & R. Lattimore (1996), "The consumption function: A theoretical and empirical overview", i H. Peasaran & M. Wickens, *Handbook of applied econometrics*, Blackwell.
- Olesen, J.O. (2008), "Data for husholdningernes formuestilling", Working paper, Danmarks Nationalbank (*forthcoming*).
- Olesen, J.O. & E.H. Pedersen (2006), "En opgørelse af boligformuen", Working paper #37, Danmarks Nationalbank.

LANGSIGTSMODEL FOR PRIVATFORBRUGET, 2. KVT. 1973-4. KVT. 2005

Tabel 1

Forbrug (log)	LFKCP	UH	UP	RH	RP
Konstant		0,099 (0,191)	0,129 (0,151)	-0,117 (0,007)	-1,174 (0,108)
Indkomst (log)	LFYDPH, LFYDP	0,824 (0,047)	0,599 (0,044)	0,876 (0,009)	0,533 (0,058)
Formue (log)	LFWTT, LREALFOR	0,140 (0,016)	0,260 (0,048)	0,124 (0,009)	0,467 (0,058)
Standardfejl		0,0247	0,0261	0,0248	0,0350
Durbin-Watson		0,546	0,784	0,562	0,458

Test for kointegration:

DF	-4,41***	-5,49***	-4,54***	-3,81**
ADF(1)	-3,33 [0,016]	-3,46 [0,001]	-3,49** [0,026]	-2,27 [0,000]
ADF(2)	-3,28 [0,730]	-3,48 [0,521]	-3,51** [0,556]	-2,23 [0,909]
ADF(3)	-3,21 [0,806]	-2,92 [0,173]	-3,44** [0,743]	-1,79 [0,083]
ADF(4)	-2,95 [0,600]	-3,42 [0,034]	-3,12* [0,523]	-2,04 [0,150]
ADF(5)	-2,61 [0,329]	-3,47 [0,489]	-2,76 [0,330]	-1,97 [0,987]

Kritiske test-værdier:

10 pct.	-3,50	-3,50	-3,08	-3,08
5 pct.	-3,81	-3,81	-3,39	-3,39
1 pct.	-4,41	-4,41	-3,99	-3,99

Anm.: Modellerne UH og RH anvender formue og indkomst for husholdningerne (LFWTT hhv. LFYDPH), mens UP og RP anvender formue og indkomst for den private sektor (LREALFOR og LFYDP). RH (RP) fremkommer fra UH (UP) ved at pålægge restriktionen, at indkomst- og formuekoefficienterne summerer til 1. De restringerede modeller er estimeret ud fra den tilsvarende kvotespecifikation af forbrugsrelationen. Modellerne er estimeret ved OLS. OLS-standardfejl, der alene er *indikative*, er angivet i parentes. Dickey-Fuller (DF) og Augmented Dickey-Fuller (ADF) test for kointegration med det anførte antal lags. I kantet parentes er anført kritisk signifikansniveau for det højeste lag-led i ADF-regressionen. Det relevante ADF-test, hvor det højeste lag-led er signifikant på et 5 pct. niveau, er markeret med fed. Kritiske værdier for kointegrationstest er fra MacKinnon (1991). For RH og RP er anvendt kritiske værdier for to ikke-stationære variable (én I(1) regressor), jf. kvotespecifikationen af forbrugsrelationen. *, ** og *** angiver signifikant kointegration ved hhv. 10, 5 og 1 pct. signifikansniveau for test af nul-hypotesen, at der ikke er kointegration.

KORTSIGTSMODEL FOR PRIVATFORBRUGET, 3. KVT. 1973-4. KVT. 2005

Tabel 2

Vækst i forbruget	DLFKCP	UH	UP	RH	RP
Konstant		0,0039 (0,0012)	0,0049 (0,0011)	0,0038 (0,0012)	0,0047 (0,0012)
Vækst i indkomsten	DLFYDPH	0,2576 (0,082)	...	0,2624 (0,082)	...
Inflationsled	DLOGPCPT	-0,487 (0,190)	-0,650 (0,169)	-0,483 (0,190)	-0,685 (0,182)
Arbejdsløshedsled	ARBLOS2	-3,974 (1,274)	-5,050 (1,257)	-3,875 (1,268)	-2,844 (1,298)
Dummy for 1977	D7734	0,0518 (0,0095)	0,0513 (0,0091)	0,0518 (0,0095)	0,0531 (0,0098)
Dummy for 1975/1976	DMIMS	0,0329 (0,010)	0,0357 (0,0095)	0,0329 (0,010)	0,0352 (0,010)
Fejlkorrektionsled (lag 1)	ECM_1	-0,2163 (0,049)	-0,2764 (0,045)	-0,2164 (0,049)	-0,1338 (0,035)
Standardfejl		0,0132	0,0127	0,0132	0,0137
Koefficient F-test		0,000	0,000	0,000	0,000
R ²		0,48	0,52	0,49	0,44
R ² adj.		0,46	0,50	0,46	0,42
AIC		-8,600	-8,687	-8,603	-8,535
HQ		-8,538	-8,633	-8,540	-8,481
SC		-8,446	-8,554	-8,448	-8,402
Autokorrelation, AR(1)		0,997	0,888	0,979	0,969
Autokorrelation, AR(2)		0,869	0,923	0,884	0,999
Autokorrelation, AR(4)		0,501	0,472	0,519	0,549
Autokorrelation, AR(8)		0,662	0,574	0,709	0,705
Heteroskedasticitet, ARCH(4)		0,541	0,631	0,565	0,580
Heteroskedasticitet, HET		0,814	0,257	0,771	0,073
Funktionel form, RESET		0,556	0,448	0,525	0,349
Normalitet		0,011	0,295	0,015	0,251

Anm.: Estimeret ved OLS. OLS-standardfejl på koefficientestimer angivet i parentes. Modelvarianterne UH, UP, RH og RP referer til den anvendte langsigtsmodel og tilhørende specifikation af fejlkorrektionsleddet, jf. tabel 1. Vækst i indkomsten er kun signifikant for modellerne UH og RH (t-værdi på 1 hhv. 0,3 i modellerne UP og RP). For misspecifikationstest er anført kritiske signifikansniveauer (p-værdier). Misspecifikation ved 10 pct. signifikansniveau er markeret med fed skrift. F-test angiver simultant test for signifikans af koefficienterne i regressionen; tal angiver det kritiske signifikansniveau. AIC, HQ og SC angiver informationskriterier for modeludvælgelse. Den foretrukne model er i hvert tilfælde markeret med fed. HET-testet for heteroskedasticitet tester for, om fejlledsvariansen afhænger af de forklarende variable i niveau eller kvadreret.

SIMULTAN MODEL FOR PRIVATFORBRUGET, 3. KVT. 1973-4. KVT. 2005

Tabel 3

Vækst i forbruget	DLFKCP	UH	UP	RH	RP
Konstant		-0,0211 (0,106)	0,1128 (0,0788)	-0,0177 (0,0068)	-0,134 (0,062)
Vækst i indkomsten	DLFYDPH	0,2653 (0,083)	...	0,2650 (0,082)	...
Inflationsled	DLOGPCPT	-0,470 (0,192)	-0,640 (0,169)	-0,470 (0,191)	-0,685 (0,182)
Arbejdsløshedsled	ARBLOS2	-4,423 (1,405)	-5,558 (1,399)	-4,432 (1,371)	-2,702 (1,353)
Dummy for 1977	D7734	0,0516 (0,0095)	0,0512 (0,0091)	0,0516 (0,0095)	0,0532 (0,0098)
Dummy for 1975/1976	DMIMS	0,0333 (0,0100)	0,0365 (0,0097)	0,0333 (0,0100)	0,0359 (0,0105)
Forbrug (log, lag 1)	LFKCP_1	-0,2199 (0,0494)	-0,2820 (0,0458)	...	...
Indkomst (log, lag 1)	LFYDPH_1, LFYDP_1	0,1990 (0,0480)	0,1717 (0,0342)	...	...
Formue (log, lag 1)	LFWTT_1, LREALFOR_1	0,0215 (0,0113)	0,0629 (0,0278)	...	...
Forbrugskvote (log, lag 1)	LCKVOH_1, LCKVOP_1	...	...	-0,2201 (0,0488)	-0,1333 (0,0350)
Formuekvote (log, lag 1)	LWKVOH_1, LWKVOP_1	...	...	0,02179 (0,00768)	0,05272 (0,0299)

Langsigtsrelation for forbruget: LFKCP

Indkomst (log)	LFYDPH, LFYDP	0,9047 (0,1184)	0,6087 (0,0808)	0,9010 (0,0238)	0,6044 (0,1842)
Formue (log)	LFWTT, LREALFOR	0,0979 (0,0421)	0,2230 (0,0876)	0,0990 (0,0238)	0,3956 (0,1842)
Test for homogenitet		0,974	0,000***	...	...
Standardfejl		0,0132	0,0127	0,0132	0,0138
Koefficient F-test		0,000	0,000	0,000	0,000
R ²		0,49	0,52	0,49	0,44
R ² adj.		0,46	0,50	0,46	0,41
AIC		-8,581	-8,665	-8,597	-8,521
HQ		-8,501	-8,594	-8,525	-8,458
SC		-8,383	-8,489	-8,420	-8,366
Autokorrelation, AR(1)		0,906	0,832	0,908	0,987
Autokorrelation, AR(2)		0,924	0,869	0,923	0,999
Autokorrelation, AR(4)		0,544	0,483	0,538	0,555
Autokorrelation, AR(8)		0,756	0,508	0,749	0,712
Heteroskedasticitet, ARCH(4)		0,518	0,636	0,511	0,528
Heteroskedasticitet, HET		0,875	0,343	0,829	0,106
Funktionel form, RESET		0,648	0,546	0,654	0,324
Normalitet		0,017	0,278	0,017	0,282

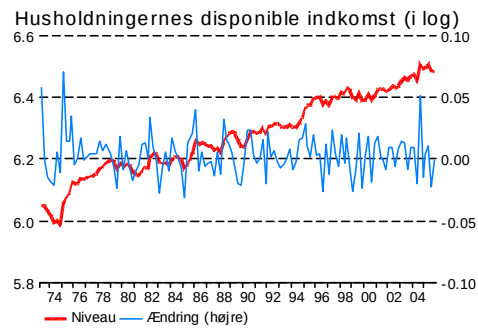
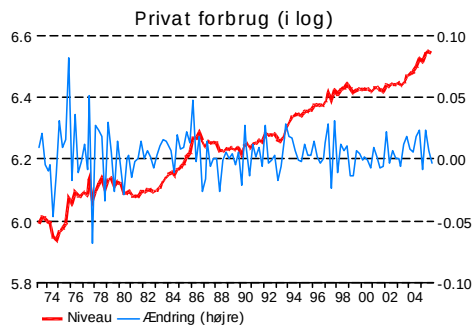
Anm.: Estimeret ved OLS. OLS-standardfejl på koefficientestimeret angivet i parentes. Modelvarianterne UH, UP, RH og RP referer til dataafgrænsningen for indkomst og formue samt anvendelsen af homogenitetsrestriktionen, jf. anmærkningen til tabel 1. Vækst i indkomsten indgår kun i modellerne UH og RH. For misspecifikationstest er anført kritiske signifikansniveauer (p-værdier). Misspecifikation ved 10 pct. signifikansniveau er markeret med fed skrift. F-test angiver simultant test for signifikans af koefficienterne i regressionen; tal angiver det kritiske signifikansniveau. AIC, HQ og SC angiver informationskriterier for modeludvælgelse. Den foretrukne model er i hvert tilfælde markeret med fed. Forbrugs- og formuekvoterne er beregnet som: LCKVOH = $\log(\text{FKCP}/\text{FYDPH})$, LCKVOP = $\log(\text{FKCP}/\text{FYDP})$, LWKVOH = $\log(\text{FWTT}/\text{FYDPH})$, LWKVOP = $\log(\text{REALFOR}/\text{FYDP})$. Langsigtsrelationen for forbruget er afledt ud fra koefficienterne til de laggede niveau-variable (der er set bort fra konstantleddet). Tal i parentes angiver afledte approksimative standardfejl, der er beregnet vha. delta-metoden. Det anførte test for homogenitet er et F-test af hypotesen, at koefficienterne til indkomst og formue i den afledte langsigtsrelation summerer til 1; tallet angiver det kritiske signifikansniveau (test kun relevant for de ikke-restringerede modeller UH og UP). *,** og *** angiver afvisning af hypotesen på hhv. et 10, 5 og 1 pct. signifikansniveau. HET-testet for heteroskedasticitet tester for, om fejleddens variansen afhænger af de forklarende variable i niveau eller kvadreret.

BILAG:

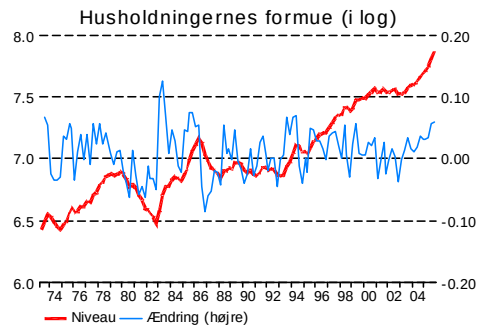
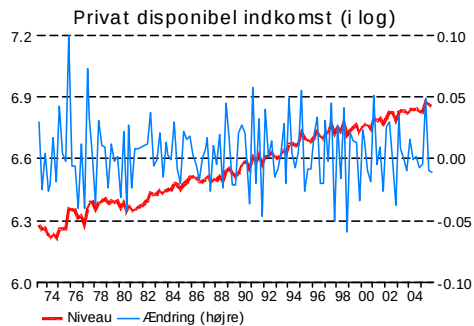
Variabelfortegnelse og datafigurer

cp	=	Privatforbruget (løbende priser)
$fkcp$	=	Privatforbruget opgjort i 2000-priser, kædeværdier
$pkcp$	=	$cp/fkcp$ = Implicit prisdeflator for privatforbruget (2000=1)
ydp	=	Husholdningernes disponible indkomst (løbende priser)
$fydp$	=	$ydp/pkcp$ = Husholdningernes disponible realindkomst (deflateret med forbrugsdeflatoren)
ydp	=	Disponibel indkomst for privat sektor (løbende priser)
$fydp$	=	$ydp/pkcp$ = Privat sektors disponible realindkomst (deflateret med forbrugsdeflatoren)
$realfor$	=	Privat sektors realformue fra Mona (lagget 1 kvartal, så formuen er opgjort <i>primo</i> kvartalet)
wtt	=	Husholdningernes formue <i>primo</i> kvartalet (nominel)
$fwtt$	=	$wtt/pkcp$ = Husholdningernes realformue <i>primo</i> kvartalet (deflateret med forbrugsdeflatoren)

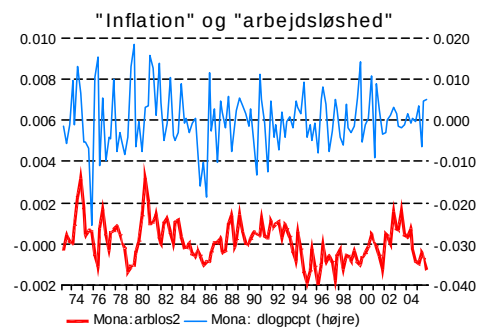
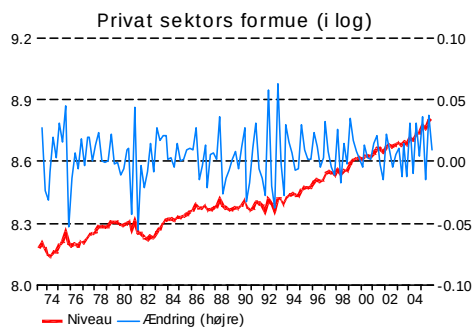
Variable, hvis navn starter med *l*, er i (naturlige) logaritmer.



Figur 24 a og b



Figur 24 c og d



Figur 24 e og f

Anm.: Dataperiode 2. kvartal 1973 – 4. kvartal 2005. Forbrug, indkomster og formuer er opgjort realt ved deflatering med den implicitte prisdeflator for det private forbrug (med 2000=1). Kvartalsdata for forbrug og indkomster (de faktiske tal) er angivet i årsniveau og mia.kr. og er sæson-korrigerede (som i Mona).