

Relationer for det samlede forbrug i ADAM

Resumé:

Papiret præsenterer i forlængelse af nogle teoretiske overvejelser en række estimationer af relationen for det samlede forbrug. Relationerne afviger afgørende fra ADAMs nuværende relation, og der opnås – specielt i en log-lineær specifikation – estimationsresultater, som forfatterne finder lovende. Det vises, at disse statistisk set er signifikant bedre end ADAMs nuværende relation. Dette bygger blandt andet på, at der tillades forskellige forbrugseffekter af de enkelte formuekomponenter. Det vises dog videre, at den nuværende relation kan udvides til at opnå samme forklaringskraft som de i papiret foreslåede relationer.

De foretrukne relationer danner grundlag for en række simulationseksperimenter til vurdering af den enkelte relations modegenskaber. På dette grundlag foreslås to relationer, hhv. en log-lineær og en lineær, til implementering i ADAM.

HHN05201.WPD

Nøgleord: Samlet forbrug, funktionsformer, forbrugsteori

Modelgruppepapirer er interne arbejdsrapporter. De konklusioner, der drages i papirerne, er ikke endelige og kan være ændret inden opstillingen af nye modelversioner. Det henstilles derfor, at der kun citeres fra modelgruppepapirerne efter aftale med Danmarks Statistik.

1. Indledning

I dette papir præsenteres frugterne af en del af det analysearbejde, som modelgruppen har udført i forbindelse med et samarbejde med Økonomiministeriet om en klarlægning af forbrugsrelationens teoretiske grundlag samt specielt en empirisk undersøgelse af formuens indflydelse på det samlede private forbrug.¹ I afsnit 2 præsenteres et teoretisk grundlag for en empirisk undersøgelse af det samlede danske privatforbrug, som leder frem til specificationen af flere kandidater til estimation af en forbrugsfunktion. Disse kandidater afdækkes empirisk i afsnit 3, hvor de bedste underkastes en indbyrdes sammenligning og en sammenligning med forbrugsfunktionen i ADAM, april 2000 (fremdeles APR00). Kandidaternes implikationer for ADAMs multiplikatorer undersøges i form af modelsimulationer i afsnit 4. Den generelle konklusion af analysen er, at der kan formuleres mindst tre delvist forskellige forbrugsfunktioner, som statistisk set er lige gode, og som giver ganske ensartede multiplikatorer i to standardeksempler. To af kandidaterne bygger på en ny blandet logaritmisk/lineær funktionsform, hvor det er muligt at opdele formuen i komponenter, mens den tredje er en simpel udvidelse af forbrugsfunktionen i APR00. Den væsentligste forskel mellem de tre relationer er, at den udvidede ADAM-relation bl.a. har en deterministisk trend som forklarende variabel.

2. Teoretiske overvejelser²

Det antages i dette afsnit, at forbrugerens nyttefunktioner er additivt separable over tid, og at markedsrenten (r) er fast og lig forbrugernes tidspræferencerate (evt. med et tillæg for produktivitetsvækst). Disse antagelser er ikke solidt empirisk funderede, men de giver en forenkling af forbrugernes problem, så visse af de centrale egenskaber ved forbrugsfunktionen fremstår tydeligere.

Forbrugerens ønske om forbrugsudjævning kan formuleres meget enkelt ved

$$E_t(c_{t+i}) = g_c^i + c_t, \quad i = 1, 2, \dots, \quad (1)$$

hvor $E_t(c_{t+i})$ er det forventede, eller planlagte, forbrug i periode $t+i$, givet informationen om bl.a. indkomsten frem til periode t .³

Som det ses, antages det planlagte forbrug at have et deterministisk vækstforløb. Denne

¹Papiret er en revideret udgave af et indlæg til det 23. Symposium i Anvendt Statistik, som fandt sted på Københavns Universitet i januar 2001. Den temmeligt udførlige beskrivelse af, hvad der kan synes banaliteter for ADAM-kendere, skal ses i dette lys.

²Dette afsnit bygger på overvejelser, som blev formuleret i modelgruppepapiret HHN 12. december 2000. Vi henviser til dette papir for en mere detaljeret gennemgang af et teoretisk grundlag for ADAMs forbrugsrelation.

³Ligning (1) kan udledes af et intertemporalt maksimeringsproblem, se Deaton (1992).

vækst i forbruget kan fremkomme af flere årsager. Hvis der er produktivitetsvækst i økonomien, vil dette give vækst i makroforbruget, fordi unge generationer får en højere livsindkomst end ældre generationer. Dette betyder, at makroforbruget kan have en deterministisk trend, samtidig med at hver enkelt forbruger planlægger at have konstant forbrug i hver periode i livet. I dette tilfælde vil forbrugstrenden være en funktion af produktivitetsudviklingen og befolkningsvæksten. En anden mulighed er, at forbrugerne er risikoaverse. Hvis dette er tilfældet, er væksten en funktion af den betingede varians i innovationerne i indkomsten. (Se Caballero, 1990).

Man kan udlede en egentlig forbrugsfunktion ved at kombinere (1) med en livstidsbudgetrestriktion, som angiver, at nutidsværdien af det samlede forbrug skal være lig nutidsværdien af den samlede fremtidige indkomst (kaldet livsindkomst eller humankapital) plus den initiale formue. Dette betyder blot, at man typisk ikke efterlader arv, hverken positiv eller negativ. Da den fremtidige indkomst ikke kan bestemmes med sikkerhed, betragter vi i stedet forbrugsplanen

$$\sum_{i=0}^{\infty} (1+r)^{-i} E_t(c_{t+i}) = \sum_{i=0}^{\infty} (1+r)^{-i} E_t(y_{t+i}) + A_t, \quad (2)$$

som kan løses for forbruget i periode t med den specifikke angivelse af forventet forbrug i ligning (1):

$$c_t = \frac{r}{1+r} \left[\sum_{i=0}^{\infty} (1+r)^{-i} E_t(y_{t+i}) + A_t \right] - \frac{1}{r} g_c. \quad (3)$$

Forbrugsplanen (3) angiver, at forbruget i hver periode er annuitetsværdien af den samlede kapital (humankapital og initialkapital), eventuelt med et fradrag som følge af aggregering eller risikoaversion. En deterministisk version af denne forbrugsplan kan også udledes af Modigliani og Brumbergs livsløbsteori fra 1954, og mange opfatter planen som en formulering af Friedmans permanente indkomsthypotese. Modellen kan specificeres med endelig levetid og eventuelt med en konstant døds sandsynlighed i hver periode som i Blanchard (1985). Dette vil medføre, at den andel af den samlede forventede formue, der forbruges hver periode, bliver en mere indviklet størrelse, men den grundlæggende idé -- at man forbruger en konstant andel af den samlede formue -- er uforandret.⁴

2.1 En lineær forbrugsfunktion

Man kan få et klarere billede af dynamikken i forbruget ved at udlede en eulerligning af løsningen (3). Når bevægelsesligningen for formuen indsættes i forbrugsplanen, og der tages differenser, genfindes en stokastisk differensligning,

⁴Hvis en forbruger lever netop T perioder forbruges andelen $r/(1+r-1/(1+r)^T)$ i hver periode frem for $r/(1+r)$. For levetider i omegnen af 60 år er de to størrelser i praksis ens.

$$\Delta c_t = g_c + \psi \varepsilon_t, \quad (4)$$

hvor proportionalitetsfaktoren ψ er en funktion af parametrene i indkomstprocessen, og stokastikken er givet af innovationerne i indkomsten:

$$\psi \varepsilon_t = \sum_{i=0}^{\infty} (1+r)^{-i} [E_t(y_{t+i}) - E_{t-1}(y_{t+i})]. \quad (5)$$

Ligning (4) kan udnyttes til at konstruere en fejlkorrektionsmodel for forbruget. Den vigtige forskel i forhold til forbrugsplanen (3) er, at man indsætter en model for nyhederne, ε_t , frem for den forventede fremtidige livsindkomst. Da man i ADAM alligevel benytter information frem til tidspunkt t , kan man konstruere en model for nyhederne. Denne “nyhedsmodel” giver fejlkorrektionen i forbruget.

Når opsparingen og dermed også kapitalindkomst inddrages i modellen, fremkommer en fejlkorrektionsform naturligt, idet opsparingen bør være stationær, hvis forbrugsteoriene er (nogenlunde) korrekte. Opsparingen defineres som disponibel indkomst minus forbrug; $s_t = r/(1+r)A_t + y_t - c_t$, og dette indsættes i (3), hvorefter planen kan løses for s_t . Dette viser, at der er en negativ sammenhæng mellem opsparing og forventede fremtidige indkomstændringer (se Campbell, 1987):

$$s_t = \frac{1}{r}(g_c - g_y) - \sum_{i=1}^{\infty} (1+r)^{-i} E_t(\Delta y_{t+i} - g_y), \quad (6)$$

heraf ses, at en prediktionsmodel for indkomsten teoretisk set bør inddrage den laggede opsparing. Der kan naturligvis ikke angives en “sand” teoretisk model, men et enkelt eksempel er givet ved:

$$\Delta y_t - g_y = -\gamma_s \left(\frac{r}{1+r} A_{t-1} + y_{t-1} - c_{t-1} \right) + \varepsilon_t. \quad (7)$$

Ligning (7) angiver, at indkomst, forbrug og formue kointegrerer, og at kointegrationsvektoren netop er opsparingen. Samtidig antages det på baggrund af (6), at opsparingen kan forbedre prediktionen af indkomsten.

Modellen for indkomsten i (7) kan vendes til en model for innovationerne ε_t , og dette indsættes i (4), hvorved vi finder en lineær forbrugsfunktion:

$$\Delta c_t = (g_c - \psi g_y) + \psi \Delta y_t + \psi \gamma_s \left(\frac{r}{1+r} A_{t-1} + y_{t-1} - c_{t-1} \right). \quad (8)$$

2.2 En log-lineær forbrugsfunktion

John Muellbauer og Ralph Lattimore (1996) mener, at eulerligningstilgangen er forfejlet. De advokerer derfor for, at man tager udgangspunkt i forbrugsplanen (3), der kan omskrives til følgende:

$$c_t = y_t + \frac{r}{1+r}A_t - \frac{1}{r}(g_c - g_y) + \sum_{i=1}^{\infty} (1+r)^{-i} E_t(\Delta y_{t+i} - g_y). \quad (9)$$

Muellbauer og Lattimore påpeger, at man kan forvente, at variansen i tilfældige afvigelser fra forbrugsplanen er voksende i forbrugsniveauet. Frem for at benytte en GLS-estimator mener de, man bør anvende en logaritmisk transformation af modellen for at stabilisere støjledsvariansen. Den specifikke transformation, de foreslår, er smart idet den naturligt tillader en opdeling af formuen i komponenter.

Først skaleres forbrugsplanen (9) med indkomsten:

$$c_t = y_t \left[1 + \frac{r}{1+r} \frac{A_t}{y_t} - \frac{1}{r} \frac{g_c - g_y}{y_t} + \sum_{i=1}^{\infty} (1+r)^{-i} E_t \left(\frac{\Delta y_{t+i} - g_y}{y_t} \right) \right], \quad (10)$$

herefter approksimeres tre steder: (i) Det samlede led i parantesen kan forventes at være tæt på 1 hvorfor approksimationen $\log(1+x) \approx x$ benyttes. (ii) $E_t((\Delta y_{t+i} - g_y)/y_t) \approx E_t(\Delta \log y_{t+i} - g_y)$, hvis indkomstvæksten ikke er for stor. (iii) $(g_c - g_y)$ kan forventes at være en voksende funktion af y_t , hvis leddet repræsenterer enten (eksponentiel) produktivitetsvækst eller et risikomotiv som følge af usikkerhed i indkomsten. Dette betyder at $(g_c - g_y)/y_t$ kan forventes at være konstant. Dette leder til, at en logaritmisk transformation af forbrugsplanen kan gives som

$$\log(c_t) = \log(y_t) + \beta_a \frac{A_t}{y_t} - \beta_0 + \sum_{i=1}^{\infty} (1+r)^{-i} E_t(\Delta \log y_{t+i} - g_y). \quad (11)$$

Næste trin er at finde en dynamisk formulering. Her referer Muellbauer og Lattimore til vaner og tilpasningsomkostninger. Med en partiel tilpasning kan man formulere en fejlkorrektionsmodel:

$$\begin{aligned} \Delta \log(c_t) = & \beta_c \beta_0 + \beta_c \Delta \log(y_t) - \beta_c \log\left(\frac{c_{t-1}}{y_{t-1}}\right) + \beta_c \beta_a \frac{A_t}{y_t} + \\ & \beta_c \sum_{i=1}^{\infty} (1+r)^{-i} E_t(\Delta \log y_{t+i} - g_y). \end{aligned} \quad (12)$$

Denne forbrugsfunktion er stadig ikke helt anvendelig, da sidste led skal parametriseres, før man kan estimere funktionens parametre. Der er givet forskellige forslag til, hvordan fremtidig indkomst modelleres. I denne analyse antages, som i den lineære model, at indkomsten kan forudsiges ud fra tidligere indkomst og et opsparingsudtryk:

$$\Delta \log(y_{t+1}) - g_y = \alpha (\Delta \log(y_t) - g_y) - \gamma_s \left[\gamma_a \frac{A_t}{y_t} - \gamma_c \log\left(\frac{c_t}{y_t}\right) \right] + \tilde{\varepsilon}_{t+1}. \quad (13)$$

Hvis denne forventningsdannelse indsættes i (12), kan man substituere forventningen til fremtidig indkomstvækst ud.

Det er værd at bemærke, at den lineære og den log-lineære relation har samme teoretiske basis; forskellen bygger alene på forskellige approksimationer af stokastikken i forbrug og indkomstdannelse. Det er derfor et rent empirisk problem at finde ud af, hvilken approksimation der passer bedst på de danske data.

2.3 Formue og opsparing

Formuen i ADAM, defineret som summen af formuekomponenterne, er ikke nødvendigvis sammenfaldende med det teoretiske formuebegreb. Den teoretiske formue er meget likvid, da det skal være muligt umiddelbart at omsætte hele formuen til forbrug. Med fuldkomne kapital- og forsikringsmarkeder er dette ikke noget problem, men i praksis er det forbundet med omkostninger at omlægge formuen fra illikvide til likvide aktiver. Dette lægger op til, at man danner et formuebegreb, som tager højde for de enkelte formuekomponenters likviditet.

Formueafkastet kan dekomponeres i afkastene fra (mindst) fire komponenter:

$$\frac{r}{1+r}A_t = \rho_h H_t + \rho_w W_t + \rho_b B_t + \rho_k K, \quad (14)$$

hvor symbolerne angiver: Boligformue (H), finansielle aktiver (W), obligationsgæld (B), og erhvervskapital (K). Parametrene ρ_j ($j=h, w, b, k$) er sammensatte størrelser, som måler det reale afkast af aktiverne efter skat, korrigeret for likviditetsgrad.

2.4 Effekten af arbejdsløshed

Arbejdsløshed påvirker forbruget på flere forskellige måder. En potentielt vigtig effekt er substitutionseffekten, som fremkommer, hvis der er nytte af fritid. Arbejdsløshedens indkomsteffekt er, at ledighed kan være en god prediktor for fremtidig indkomst. Der kan også være en sammenhæng mellem arbejdsløshed og variationen i indkomstinnovationerne. I så fald er der en direkte effekt på forbruget, hvis en del af opsparingen sker ud fra et forsigtighedsmotiv. Endelig kan der være en rationeringseffekt, hvis ledighed særligt rammer bestemte grupper eller erhverv. Den samlede effekt af (øget) ledighed er ubestemt a priori selv i en meget enkel model. Det er derfor et interessant empirisk spørgsmål, hvordan arbejdsløsheden vil indgå i en forbrugsfunktion i ADAM.

2.5 To specifikke forbrugsfunktioner

På baggrund af ovenstående betragtninger kan vi formulere to konkurrerende

forbrugsrelationer, som kan estimeres. De to grundlæggende relationer er givet ved

$$\begin{aligned}\Delta c_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \Delta y_t - \alpha_2 \Delta u_t - \alpha_3 (c_{t-1} - y_{t-1}) \\ &\quad + \alpha_4 H_{t-1} + \alpha_5 W_{t-1} - \alpha_6 B_{t-1} + \alpha_7 K_{t-1} + \eta_{1t}, \\ \Delta \log(c_t) &= \beta_0 + \beta_1 \Delta \log(y_t) - \beta_2 u_t - \beta_3 (\log(c_{t-1}) - \log(y_{t-1})) \\ &\quad + \beta_4 \frac{H_{t-1}}{y_t} + \beta_5 \frac{W_{t-1}}{y_t} - \beta_6 \frac{B_{t-1}}{y_t} + \beta_7 \frac{K_{t-1}}{y_t} + \eta_{2t}\end{aligned}\quad (15)$$

hvor fortegnet angiver den forventede partielle effekt.

Arbejdsløsheden u_t indgår muligvis forskelligt i de to relationer, hvilket følger af, at den lineære relation grundlæggende er en ændringsspecifikation med kointegration fra indkomstprocessen, mens den log-lineære relation er en partiel tilpasning, som er omskrevet til fejlkorrektionsformen.

3. Empiriske resultater

Til estimation af de to forbrugsrelationer benyttes tidsserier fra ADAMs databank. Det samlede datasæt består af observationer for perioden 1955-1999, hvoraf de sidste tre observationer er foreløbige tal og derfor udeladt i estimationerne. Som følge af laggede forklarende variabler består det effektive datasæt således af 41 observationer.

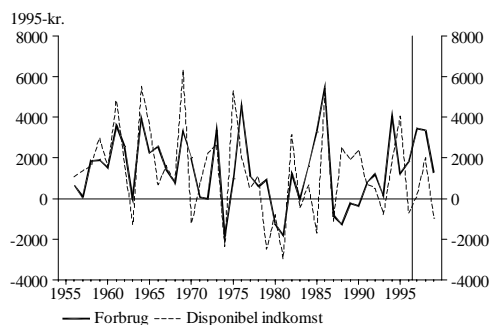
Forbruget c svarer til nationalregnskabets samlede private forbrug, idet forbruget af boliger og biler er omregnet til ydelser. Indkomsten y er husholdningernes disponible indkomst, inklusiv en imputeret indkomst for selvstændige. Formuekomponenterne er hhv. boligformuen (opgjort som den fysiske boligbeholdning værdisat med kontantprisen på enfamiliehuse), finansielle aktiver (dvs. penge og indskud i banker fratrukket banklån) og obligationsgæld. Erhvervskapitalens forbrugseffekt er forsøgt estimeret dels på dennes afkast, dvs. den disponible restindkomst, og dels direkte som maskin- og bygningskapital værdisat med en nyanskaffelsespris.⁵ Alle disse variabler er deflateret med prisudviklingen i det samlede forbrug.

Udviklingen i de vigtigste variabler er vist i figurene 1-4. Som det fremgår af figur 1, er ændringerne i forbrug og disponibel indkomst stærkt korrelerede frem til begyndelsen af firserne. Denne samvariation mellem forbrug og indkomst fremgår tilsvarende tydeligt af figur 2, hvor vi yderligere ser, at der ikke er tegn på den forbrugsudjævning i form af relativt mindre volatilitet i forbruget, som man kunne have forventet. Figur 4 viser, at boligbeholdningen udgør den absolut største andel af den private sektors formue, når man ser bort fra realkapital. De store udsving i boligformuen i 1980'erne og begyndelsen af 1990'erne skyldes de ganske store udsving i kontantprisen på boliger. Udviklingen i boligbeholdningen har været ganske jævn i de sidste ca. 40 år. Ser man

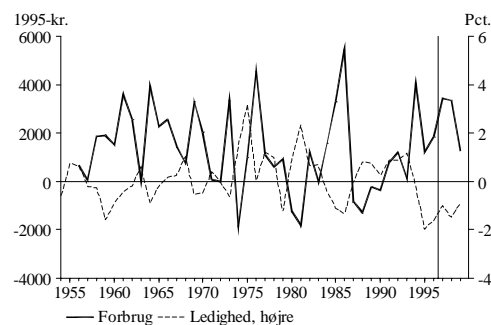
⁵ Dette er valgt, idet vi ikke har data for erhvervskapitalen opgjort til markedsværdi.

på de to øvrige formuekomponenter, fremgår det, at den private sektor i størstedelen af perioden har haft en negativ finansiel formue, idet obligationsgælden i det meste af forløbet har været større end de finansielle aktiver.

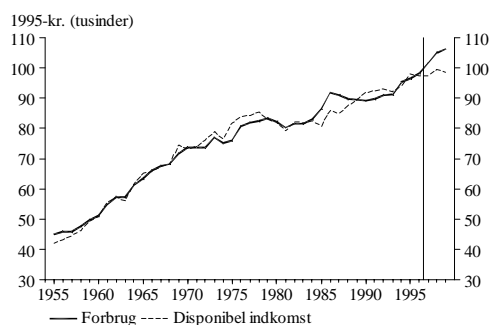
Figur 1. Forbrug og indkomst (årliche ændringer)



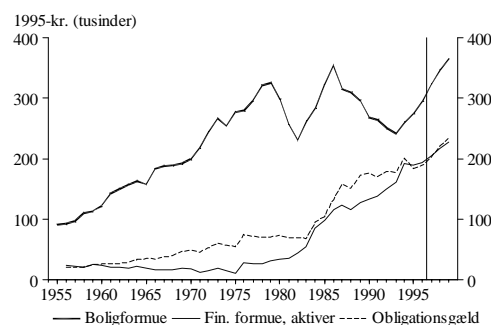
Figur 3. Forbrug og ledighed (årliche ændringer)



Figur 2. Forbrug og indkomst (niveau)



Figur 4. Formuekomponenter



Figur 3 viser samvariationen mellem ændringer i hhv. ledighedsgraden og forbruget. Det ses, at der er en markant negativ korrelation, jf. diskussionen ovenfor, men det kan ikke på forhånd afgøres, hvorvidt denne samvariation har selvstændig forklaringskraft, når der er taget højde for indkomstudviklingen. Hvis det er tilfældet, synes der at være et betydeligt forsigtighedsmotiv eller en rationeringseffekt i opsparingen.

Ud over ovennævnte variabler har vi også forsøgt at inddrage en disponibel nominel rente i form af den effektive obligationsrente, hhv. bankernes udlånsrente sammen med inflationen. De to rentevariabler havde ingen signifikant forklaringskraft i forbrugsfunktionerne. Lidt overraskende fandt vi ligeledes, at både restindkomsten og erhvervskapitalen var insignifikante i begge formuleringer. Dette er et afgørende forskelligt resultat i forhold til tidligere forbrugsfunktioner i ADAM.

3.1 Regressioner med opdelt formue og et smalt indkomstbegreb

Udvalgte estimationsresultater af hhv. de lineære og de log-lineære specifikationer er vist i tabel 1 og 2. Af disse fremgår det, at koefficienten til Δy befinder sig i omegnen af $1/2$, omend generelt lidt lavere i den lineære specifikation. Ledigheden bidrager signifikant negativt til forklaringen. De bedste relationer estimeres, hvor ledigheden optræder i ændringer i den lineære specifikation og i niveau i den log-lineære. Videre

har vi i de respektive specifikationer signifikante bidrag med de forventede fortegn fra forbrugskvoten, hhv. opsparingen (målt med omvendt fortegn).

Af relation (1) fremgår det, at koefficienterne til finansielle aktiver og obligationsgælden har samme størrelsesorden i den log-lineære specifikation, hvorfor de bindes i relationerne (2)-(5). Bemærk videre, at en marginal ændring i den finansielle formue har en effekt på forbruget, som er mere end dobbelt så stor som en tilsvarende ændring i boligformuen. Dette tolker vi som et resultat af en lavere likviditetsgrad af boligformuen, jf. ovenfor. Afkastparametrene (ρ) kan beregnes på sædvanlig vis (dvs. ved division med parametren til den laggede endogene), og i tabellerne rapporteres de i kantede parenteser under de estimerede formuekoefficienters standardafvigelser. Afkastparametrene for finansielle aktiver og obligationsgælden synes lidt vel høje, hvis de fortolkes direkte som annuiteter eller renter, men det er også tvivlsomt om en sådan fortolkning er mulig.

I relation (4) forsøges det at estimere samme koefficient til alle tre formuekomponenter, som går godt, hvis blot vi inkluderer den relative pris på boliger (jf. også relation (3)). Som det ses, estimeres således en relativ høj koefficient til formuen, medens den relative pris på boliger bidrager signifikant negativt; dette afspejler formodentlig, at boligformuens lavere forbrugseffekt fanges af effekten af den relative pris, idet næsten alle bevægelser i boligformuen som nævnt forårsages af prisændringer.

Relationerne (8) og (9) viser, at vi ikke kan finde samme resultat i den lineære specifikation. Her findes en positiv (men klart insignifikant) effekt af boligprisen, samtidig med at boligformuen bliver insignifikant. Hvis koefficienterne til formuekomponenterne bindes til at være ens, bliver hele formueudtrykket insignifikant, medens dette stadig ikke påvirker signifikansen af den relative pris på boliger. Ligeledes synes der ikke belæg for at postulere samme effekt af den finansielle formue og obligationsgælden. I den lineære specifikation vil vi altså fastholde forskellige forbrugseffekter af formuekomponenterne.

De to forbrugsrelationer adskiller sig også med hensyn til den estimerede effekt af inflation. Specielt har inflation en klart signifikant forklaringskraft i den log-lineære specifikation, mens den er lige så klart insignifikant i den lineære specifikation (se relationerne (2) og (10)). Det er ikke muligt umiddelbart at give en fornuftig forklaring på dette resultat.

Endelig er de lineære relationer de eneste i dette papir, hvor vi kan konstatere tegn på problemer med modelkontrolkriterierne. Således kan det ikke afvises, at residualvariansen er heteroskedastisk, og dette vel at mærke når vi tester de transformerede residualer. (Se relationerne (6)-(9) i tabel 2).

Tabel 1. Estimationsresultater, log-lineære specifikationer

Afhængig variabel	Ændring i forbrug i mio. 1995-kr. ($Dlog(Cp4/pcp4v)$)				
Forklarende variabler	-1	-2	-3	-4	-5
Ændring i disponibel indkomst $Dlog(Ydphk/pcp4v)$	0,470 (0,075)	0,473 (0,074)	0,510 (0,080)	0,527 (0,077)	0,473 (0,073)
Ledighed bul	-0,239 (0,095)	-0,255 (0,063)	-0,318 (0,084)	-0,360 (0,067)	-0,157 (0,109)
Forbrugskvote (lagget) $log(Cp4_{-1}/Ydphk_{-1})$	-0,450 (0,076)	-0,448 (0,074)	-0,522 (0,098)	-0,559 (0,087)	-0,478 (0,079)
Initial boligformue $phk \cdot fKnbh_{-1}/Ydphk$	0,024 (0,006) [0,053]	0,024 (0,006) [0,054]	0,041 (0,016) [0,079]	0,051 (0,011) [0,091]	0,027 (0,006) [0,054]
Initiale finansielle aktiver $(Wpqkpc_{-1} + Wzdkr_{-1})/Ydphk$	0,064 (0,018) [0,142]	0,066 (0,016) [0,147]	0,061 (0,016) [0,117]	0,051 (-) [0,091]	0,059 (0,017) [0,123]
Initial obligationsgæld $Wzdkr_{-1}/Ydphk$	-0,066 (0,016) [-0,147]	-0,066 (-) [-0,147]	-0,061 (-) [-0,117]	-0,051 (-) [-0,091]	-0,059 (-) [-0,123]
Inflation $Dlog(pcp4v)$	-0,245 (0,136)	-0,225 (0,102)	-0,259 (0,106)	-0,312 (0,085)	-0,272 (0,110)
Relativ pris på boliger $phk/pcp4v$			-0,053 (0,047)	-0,084 (0,028)	
Trend $tid - 1947$					-0,0005 (0,0004)
R^2	0,796	0,795	0,803	0,799	0,803
Justeret R^2	0,752	0,759	0,761	0,763	0,761
Standardafvigelse (x 100)	1,26	1,25	1,24	1,23	1,24
Test for autokorrelation $\chi^2(1)$	2,16 [0,14]	1,70 [0,19]	1,14 [0,29]	1,20 [0,27]	1,57 [0,21]
Test for heteroskedasticitet $\chi^2(p-1)$	9,44 [0,09]	7,57 [0,11]	7,78 [0,14]	5,94 [0,17]	9,18 [0,10]
Test for normalitet $\chi^2(2)$	0,67 [0,29]	0,61 [0,29]	1,02 [0,24]	1,11 [0,23]	0,82 [0,27]
Chow-test $\chi^2(3)$	0,74 [0,86]	1,21 [0,75]	0,23 [0,97]	0,63 [0,89]	0,29 [0,96]

Anm: Den effektive estimationsperiode er 1956-1996. Parametrene er estimeret med OLS. Tallene i kantede parenteser ud for formuevariablerne angiver de beregnede "langsigtsparametre", ρ , mens tallene i kantede parenteser ved teststørrelser angiver p -værdier. Test for autokorrelation er et LM-test for 1. ordens autokorrelation. Heteroskedasticitet er test af korrelation mellem de kvadrerede residualer og de kvadrerede regressorer. Normalitet er et test af residualernes 3. og 4. standardiserede momenter. Chow-testet er et test af forudsigelserne for årene 1997-1999.

Tabel 2. Estimationsresultater, lineære specifikationer

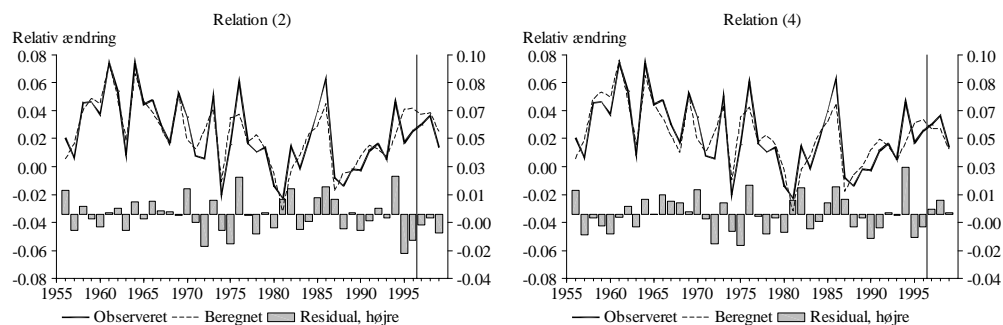
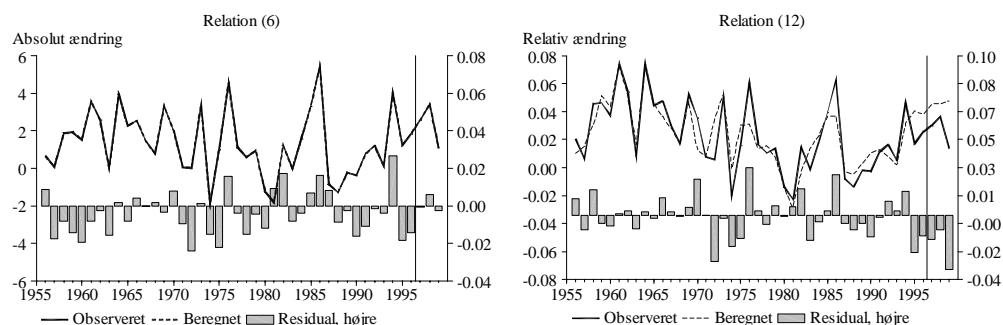
Afhængig variabel	Ændring i forbrug per indbygger i tusind 1995-kr. ($Cp4/pcp4v \cdot U$)				
Forklarende variabler	-6	-7	-8	-9	-10
Ændring i disponibel indkomst $D(Ydphk/(pcp4v \cdot U))$	0,458 (0,075)	0,441 (0,077)	0,429 (0,077)	0,406 (0,081)	0,462 (0,071)
Ændring i ledighed $D(bul \cdot 100)$	-0,522 (0,193)	-0,439 (0,209)	-0,442 (0,198)	-0,764 (0,171)	-0,372 (0,195)
Forbrug - disponibel indkomst $(Cp4_{-1} - Ydphk_{-1})/(pcp4v \cdot U)$	-0,356 (0,086)	-0,381 (0,089)	-0,323 (0,088)	-0,266 (0,092)	-0,428 (0,087)
Initial boligformue $(phk \cdot fKnbh_{-1})/(pcp4v \cdot U)$	0,010 (0,005) [0,028]	0,013 (0,006) [0,034]	0,002 (0,008) [0,006]	-0,001 (0,004) [0,004]	0,023 (0,007) [0,054]
Initiale finansielle aktiver $(Wpqkpc_{-1} + Wzbk_{-1})/(pcp4v \cdot U)$	0,044 (0,018) [0,124]	0,039 (0,019) [0,102]	0,049 (0,018) [0,152]	-0,001 (-) [0,004]	0,058 (0,018) [0,136]
Initial obligationsgæld $Wzbk_{-1}/(pcp4v \cdot U)$	-0,051 (0,020) [-0,143]	-0,050 (0,020) [-0,131]	-0,050 (0,020) [-0,155]	0,001 (-) [-0,004]	-0,043 (0,019) [-0,100]
Inflation (%) $Dlog(pcp4v \cdot 100)$		-10,48 (10,50)			
Relativ pris på boliger $phk/pcp4v$			3,212 (2,310)	0,943 (1,596)	
Tidstrend					-0,159 (0,072)
R^2	0,739	0,75	0,754	0,695	0,773
Justeret R^2	0,693	0,693	0,701	0,651	0,725
Standardafvigelse (x 100)	1,37	1,37	1,35	1,46	1,29
Test for autokorrelation $\chi^2(1)$	1,34 [0,25]	1,85 [0,17]	1,30 [0,25]	2,40 [0,12]	0,313 [0,58]
Test for heteroskedasticitet $\chi^2(p-1)$	13,63 [0,01]	14,23 [0,02]	12,91 [0,03]	10,08 [0,03]	6,60 [0,20]
Test for normalitet $\chi^2(2)$	0,05 [0,39]	0,32 [0,34]	0,51 [0,31]	0,27 [0,35]	0,48 [0,31]
Chow-test $\chi^2(3)$	1,61 [0,66]	2,24 [0,52]	0,33 [0,96]	1,89 [0,60]	0,33 [0,85]

Anm. Den effektive estimationsperiode er 1956-1996. Parametrene er estimeret med WLS, idet der er vægtet med $(Cp4_{-1}/pcp4v_{-1})^{-2}$. Alle summariske statistikker og test er for den transformerede regression. Se i øvrigt anmærkningerne til tabel 1.

Tabel 3. Estimationsresultater, log-lineære specifikationer, bredt indkomstbegreb

Afhængig variabel	Ændring i forbrug i mio. 1995-kr. (Dlog($Cp4/pcp4v$))				
Forklarende variabler	-11	-12	-13	-14	-15
Ændring i disponibel indkomst Dlog($(Ydphk+Ydpsk)/pcp4v$)	0,461 (0,075)	0,490 (0,072)	0,531 (0,083)	0,539 (0,070)	0505, (0,071)
Ledighed <i>bul</i>	-0,188 (0,105)	-0,316 (0,058)	-0,375 (0,081)	-0,383 (0,067)	-0,129 (0,122)
Forbrugskvote log($Cp4/(Ydphk+Ydpsk)$) ₋₁	-0,357 (0,071)	-0,307 (0,063)	-0,389 (0,101)	-0,403 (0,065)	-0,389 (0,077)
Initial boligformue $phk \cdot fKnbh_{-1}/Ydpl$	0,034 (0,008) [0,095]	0,030 (0,007) [0,098]	0,050 (0,021) [0,129]	0,053 (0,014) [0,132]	0,035 (0,008) [0,089]
Initiale finansielle aktiver $(Wpqkpc_{-1}+Wzbr_{-1})/$ $(Ydphk+Ydpsk)$	0,030 (0,026) [0,085]	0,062 (0,018) [0,201]	0,056 (0,019) [0,143]	0,053 (-) [0,132]	0,049 (0,019) [0,126]
Initial obligationsgæld $Wzbr_{-1}/(Ydphk+Ydpsk)$	-0,051 (0,021) [-0,143]	-0,062 (-) [-0,201]	-0,056 (-) [-0,143]	-0,053 (-) [-0,132]	-0,049 (-) [-0,126]
Inflation Dlog($pcp4v$)	-0,217 (0,142)				
Relativ pris på boliger $phk/pcp4v$			-0,053 (0,052)	-0,061 (0,025)	
Trend <i>tid</i> - 1947					-0,0008 (0,0005)
R^2	0,779	0,758	0,766	0,766	0,778
Justeret R^2	0,732	0,724	0,724	0,732	0,738
Standardafvigelse (x 100)	1,31	1,33	1,33	1,31	1,3
Test for autokorrelation $\chi^2(1)$	1,77 [?]	1,23	1,48	0,1	0,27
Test for heteroskedasticitet $\chi^2(p-1)$	4,59 [?]	3,12	2,55	2,13	2,94
Test for normalitet $\chi^2(2)$	1,15 [?]	0,12	0,26	0,26	0,67
Chow-test $\chi^2(3)$	1,5	7,08	3,26	2,85	1,41

Anm: Den effektive estimationsperiode er 1956-1996. Parametrene er estimeret med OLS. Se i øvrigt anmærkningerne til tabel 1.

Figur 5. Forklaringsevne, relation (2) og (4)**Figur 6. Forklaringsevne, relation (6) og (12)**

3.2 Regressioner med bredt indkomstbegreb

Som nævnt optræder restindkomsten ikke i ovenstående relationer, idet dens forklaringsbidrag er insignifikant. Dette implicerer, at formue placeret i erhvervsvirksomhed *ikke* er forbrugsgenererende, hvilket har givet anledning til visse bekymringer med hensyn til ADAMs modelegenskaber. Bekymringerne skal også ses i lyset af husholdningernes stigende opsparing i aktier. Derfor valgte vi at gentage estimationerne for de log-lineære specifikationer, idet vi anvendte et bredere udtryk for disponibel indkomst efter skat, indeholdende både husholdningernes indkomst og restindkomst ($Y_{dphk} + Y_{dpsk}$).

Resultaterne af disse estimationer fremgår af tabel 3. Ikke overraskende falder koefficienten til forbrugskvoten og ændringer i indkomsten, når vi sammenligner med resultaterne i tabel 1, idet vi jo opererer med et større indkomstudtryk. Inflationen tenderer at have en lidt højere koefficient, hvilket stemmer overens med den lavere koefficient til vækstraten i den reale disponible indkomst. Således synes den samlede effekt af inflation at være nogenlunde konstant uanset valget af indkomstmål. Til gengæld stiger koefficienterne til formuekomponenterne generelt, hvilket i den opstillede relation er ensbetydende med et højere likviditetskorrigeret realt afkast efter skat af de enkelte formuekomponenter.

Videre ses det ved sammenligning af relationerne (13) og (14), at der i dette tilfælde er problemer med at lade formuekomponenterne have samme koefficient, selv om vi

inkluderer den relative pris på boliger; forklaringskraften falder således signifikant.⁶ Denne formulering bør derfor afvises, i fald man skulle vælge det brede indkomstbegreb.

Vurderet på grundlag af forklaringskraften, er estimationerne med det smalle indkomstbegreb klart at foretrække, hvilket fremgår tydeligt af tabellerne 1 og 3. Ingen af de to sæt regressioner synes at have problemer med restledsantagelserne, men som det fremgår af chow-testene, har relationerne med det brede indkomstbegreb ikke så gode forudsigelsesegenskaber i 1997-99 som relationerne med det smalle indkomstbegreb. Forudsigelsesegenskaberne alene kan dog ikke benyttes som udvælgelseskriterium, idet alle modeller synes at kunne forudsige forbruget i 1997-99.

Vi mener imidlertid på baggrund af de øvrige statistiske egenskaber, at relationerne med det smalle indkomstbegreb skal have markant ringere modelegenskaber, hvis de ikke skal foretrækkes til eventuel implementering i ADAM.

3.3 Sammenligning med ADAM, april 2000

Tabel 4 viser estimationsresultater for relationer, der har samme funktionelle form som forbrugsfunktionen i APR00.⁷ I forhold til de log-lineære relationer i tabel 1 er den væsentligste forskel, at formuen indgår logaritmisk, og at "langsigts-homogenitet" sikres via en lineær restriktion.⁸

Resultatet af en reestimation af forbrugsfunktionen på den nye estimationsperiode (1957-96) er vist som relation (16). Heller ikke denne relation giver anledning til problemer med det sædvanlige batteri af diagnostiske test; alle teststørrelser er små og insignifikante målt i forhold til gængse signifikansgrænser. Det eneste umiddelbare problem med relation (16) er, at forklaringsgraden er noget lav sammenlignet med fx relationerne (2) og (4).

Det er imidlertid ikke noget problem at forbedre APR00-relationens forklaringskraft. Man skal blot tilføje en lineær trend. Dette har vi gjort i relation (17), hvoraf det fremgår, at koefficienten til trenden er velbestemt og klart signifikant.

⁶ F -testet for restriktionen svarende til forskellen på relation (13) og (14) antager værdien 5,5; idet den konkrete fordeling er $F(1, 33)$, fås signifikanssandsynligheden 0,025.

⁷Jf. modelgruppepapir HCO 1. marts 2000.

⁸I relationerne i tabellerne 1, 2 og 3 er homogeniteten sikret i valget af den funktionelle form.

Tabel 4. Estimationsresultater, specifikationen i ADAM, april 2000

Afhængig variabel	Ændring i forbrug i mio. 1995-kr. ($D\log(Cp4/pcp4v)$)			
Forklarende variabler	-16	-17	-18	-19
Ændring i husholdningernes disponible indkomst ¹⁾	0,587 (0,091)	0,494 (0,077)	0,448 (0,082)	0,441 (0,082)
Ændring i selskabernes disponible indkomst ²⁾	0,223 (0,144)	0,337 (0,119)	0,396 (0,122)	0,407 (0,123)
Ændring i formue $D\log(Wcp_{-1}/pcp4v)$	0,181 (0,066)	0,169 (0,054)	0,088 (0,066)	
Lagget forbrug $\log(Cp4_{-1}/pcp4v_{-1})$	-0,288 (0,096)	-0,620 (0,108)	-0,581 (0,108)	-0,568 (0,109)
Lagget indkomst $\log(Ydpl_{-1}/pcp4v_{-1})$ "Langsigtselasticitet"	0,262 (0,075) [0,910]	0,434 (0,072) [0,700]	0,431 (0,070) [0,741]	0,446 (0,070) [0,785]
Lagget formue $\log(Wcp_{-2}/pcp4v_{-1})$ "Langsigtselasticitet"	0,026 (-) [0,090]	0,186 (-) [0,300]	0,150 (-) [0,259]	0,122 (-) [0,215]
Trend $tid - 1947$		-0,0012 (0,0003)	-0,0014 (0,0003)	-0,0015 (0,0003)
Inflation $D\log(pcp4v)$			-0,155 (0,096)	-0,224 (0,082)
Relativ pris på boliger $phk/pcp4v$			0,045 (0,022)	0,063 (0,018)
R^2	0,712	0,819	0,84	0,831
Justeret R^2	0,669	0,786	0,799	0,794
Standardafvigelse (x 100)	1,48	1,19	1,15	1,17
Test for autokorrelation $\chi^2(1)$	0,54 [0,46]	0,74 [0,39]	1,76 [0,28]	0,98 [0,32]
Test for heteroskedasticitet $\chi^2(p-1)$	3,85 [0,26]	5,61 [0,19]	2,81 [0,38]	2,25 [0,46]
Test for normalitet $\chi^2(2)$	0,23 [0,89]	1,75 [0,42]	4,11 [0,13]	4,20 [0,12]
Chow-test $\chi^2(3)$	0,47 [0,92]	2,72 [0,44]	1,41 [0,70]	1,59 [0,66]

Anm: Den effektive estimationsperiode er 1957-1996. Parametrene er estimeret med OLS. Se i øvrigt anmærkningerne til tabel 1.

$$^1) D((Ydphk/pcp4v)/((Ydphk_{-1} + Ydpsk_{-1})/pcp4v_{-1})).$$

$$^2) D((Ydpsk/pcp4v)/((Ydphk_{-1} + Ydpsk_{-1})/pcp4v_{-1})).$$

Når først trenden er inkluderet, kan vi med succes ligeledes medtage inflationen og den relative boligpris. Dette giver en stor lighed med relation (4). Denne fuldt udvidede model er vist som relation (18). Det ses, at koefficienterne til ændringen i formuen og inflationen er dårligt bestemt. I et forsøg på at rydde op har vi derfor udeladt ændringen i formuen i relation (19). Dette giver anledning til større og klart signifikante effekter af inflation og boligpris, og samtidig opnår vi, at koefficienterne til de to indkomstmål bliver af samme størrelsesorden, hvorfor man sandsynligvis med fordel kan pålægge en restriktion på disse parametre, hvis denne specifikation skulle blive den foretrukne.

For at kunne sammenligne effekterne af at tilføje en lineær trend har vi tilføjet en trend i alle de tidligere regressioner. Resultaterne fremgår af tabellerne 1-3. I de log-lineære formuleringer i tabel 1 og 3 er trenden klart insignifikant. I modsætning til dette finder vi en signifikant trend i den lineære formulering, og en direkte effekt af dette er, at testet for homoskedasticitet nu ikke længere forkastes. Effekten på parametrene er, at koefficienten til boligformuen mere end fordobles, mens ændringerne i koefficienterne til de to andre formuekomponenter er mere moderate. Samtidig bliver koefficienten til ændringer i arbejdsløsheden væsentlig mindre. Det er oplagt, at der kan arbejdes mere med den lineære specifikation, hvis vi accepterer, at der kan være en lineær trend i forbrugsfunktionen.

3.4 Sammenligning af de konkurrerende relationer

Med den modificerede APR00-specifikation har vi nu tre relationer, som alle er gode kandidater til en fremtidig forbrugsfunktion, når man alene benytter statistiske egenskaber som udvalgskriterium. De tre relationer (2), (4) og (19) er ikke-nestede rivaliserende modeller, idet den ene ikke er indeholdt i nogen af de to andre eller deres fællesmængde. Vi skal derfor benytte test af ikke-nestede hypoteser for at sammenligne modellerne direkte. Vi har valgt at benytte Atkinsons procedure og formulere en hjælpe-model, der indeholder to konkurrerende modeller (se Gourieroux og Monfont, 1994). Herefter kan man teste "ned" til hver af modellerne.

Tabel 5. Test af rivaliserende modeller.

Relation	-2	-4	-16	-19
-2	-0,78	0,32	0,35	0,2
-4	0,48	-0,78	0,33	0,14
-16	0,01	0,01	-0,67	0,00 ¹⁾
-19	0,44	0,3	--	-0,79

Anm: Diagonalelementerne angiver den justerede R^2 . Udenfor diagonalen angives p -værdier for F -test af hypotesen, at en samlet model (række+søjle relation) kan reduceres til række relationen.

¹⁾Dette er p -værdien for et almindeligt F -test, da relation (16) er nestet i (19).

Eksempelvis foretages en sammenligning af relationerne (2) og (4) ved, at vi fra relation (3), som indeholder begge relationer, tester restriktionerne, der leder til hver af modellerne med F -test. Vi ender altså med to teststørrelser og fire mulige udfald. I det konkrete tilfælde finder vi at begge modeller kan accepteres, hvilket betyder, at vi ikke kan vælge mellem dem på baggrund af statistiske test.

I tabel 5 rapporterer vi resultaterne af sammenligninger af 4 rivaliserende modeller, som udgøres af relationerne (2), (4), (16), og (19). Vi har valgt at medtage den reestimerede version af APR00-specifikationen (16) for eksplicit at vise, at informationen i denne model er indeholdt i hver af de tre øvrige. Tabellen er organiseret således, at diagonalelementerne angiver den justerede R^2 , der her kan opfattes som et informationskriterium.⁹ Uden for diagonalen rapporteres p -værdier for F -test af hypotesen, at den samlede model (indeholdende række- og søjle-relationerne) kan reduceres til række-relationen.

Ser vi først på rækken for relation (16), hvilket er APR00-specifikationen, fremgår det, at reduktioner "ned" til denne model altid afvises. Dette betyder, at (16) ikke indeholder samme information som de øvrige modeller. Søjlen for relation (16) viser derimod, at det altid er muligt at reducere en samlet model, som indeholder (16), til en af de øvrige modelformuleringer. Dette viser, at de tre øvrige modeller indeholder al information fra den nuværende ADAM-specifikation.

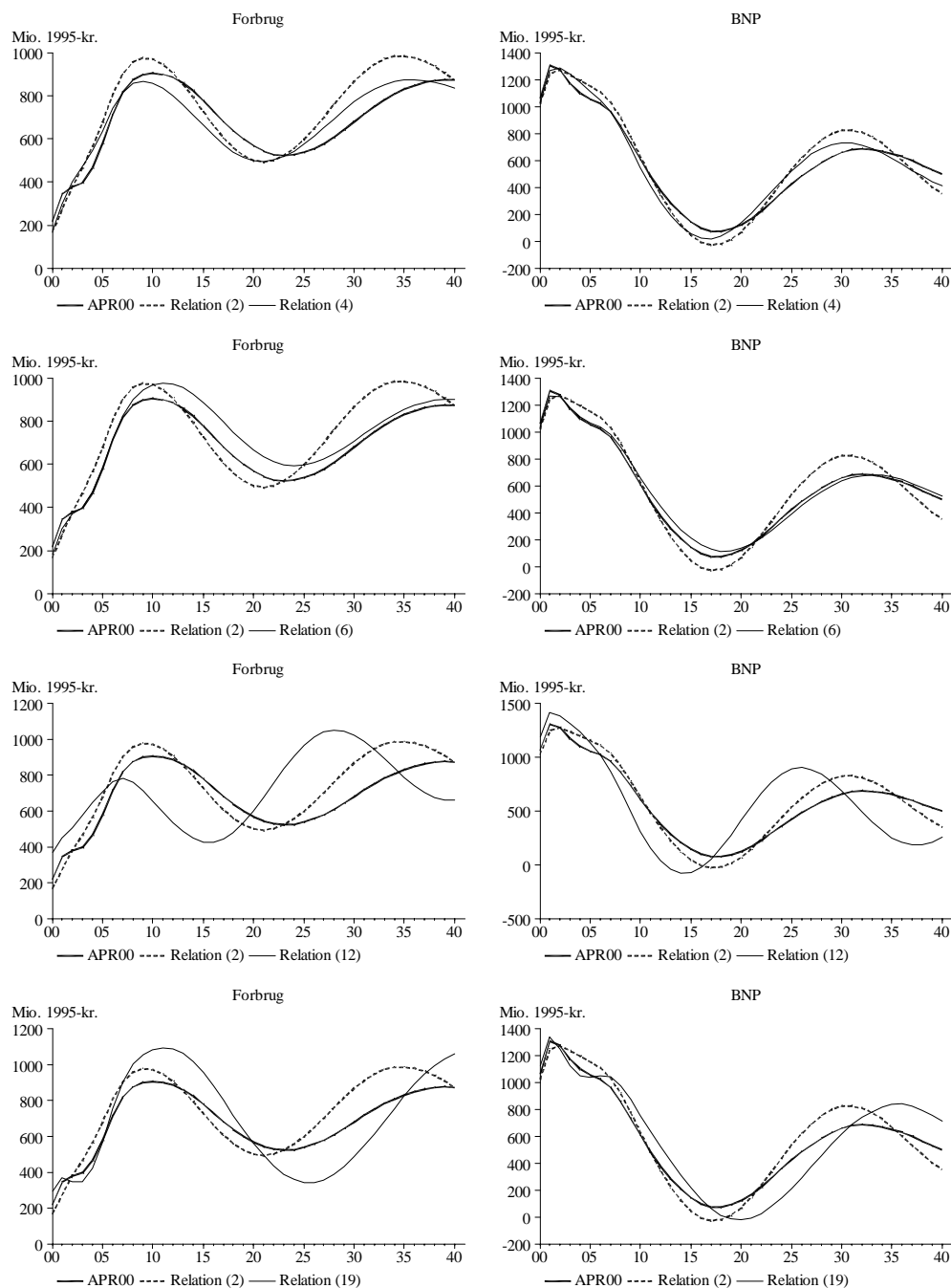
I sammenligningerne af de tre øvrige specifikationer ender vi med ikke at kunne foretage et entydigt valg. Det ser således ud til at, vi altid kan acceptere en reduktion fra en samlet model til hver af de tre undermodeller. Dette viser, at de indeholder samme information. En sammenligning af forklaringsgraden, der her er beregnet på samme sample, viser ligeledes, at det er umuligt at vælge én specifikation frem for de to andre. Et valg mellem de tre specifikationer må derfor bygge på andre kriterier end statistiske egenskaber.

4. Modelegenskaber

For at undersøge modelegenskaberne for udvalgte forbrugsrelationer er disse lagt ind i ADAM. Undersøgelsen af egenskaberne sker derefter ved at støde til offentligt varekøb og udenlandsk rente og betragte effekten på forbrug og BNP.¹⁰ Relationerne sammenlignes i de følgende figurer dels med APR00, og dels med relation (2), idet disse virker som to yderpunkter. I figur 5 vises effekten af et stød til det offentlige varekøb.

⁹To andre informationskriterier, Schwarz BIC og Hannan-Quinns LIL, giver samme rangordning af modellerne som den justerede R^2 .

¹⁰ Konkret øges offentligt varekøb med 1 mia. 1995-kr., og den tyske rente sænkes 1 pct.point.

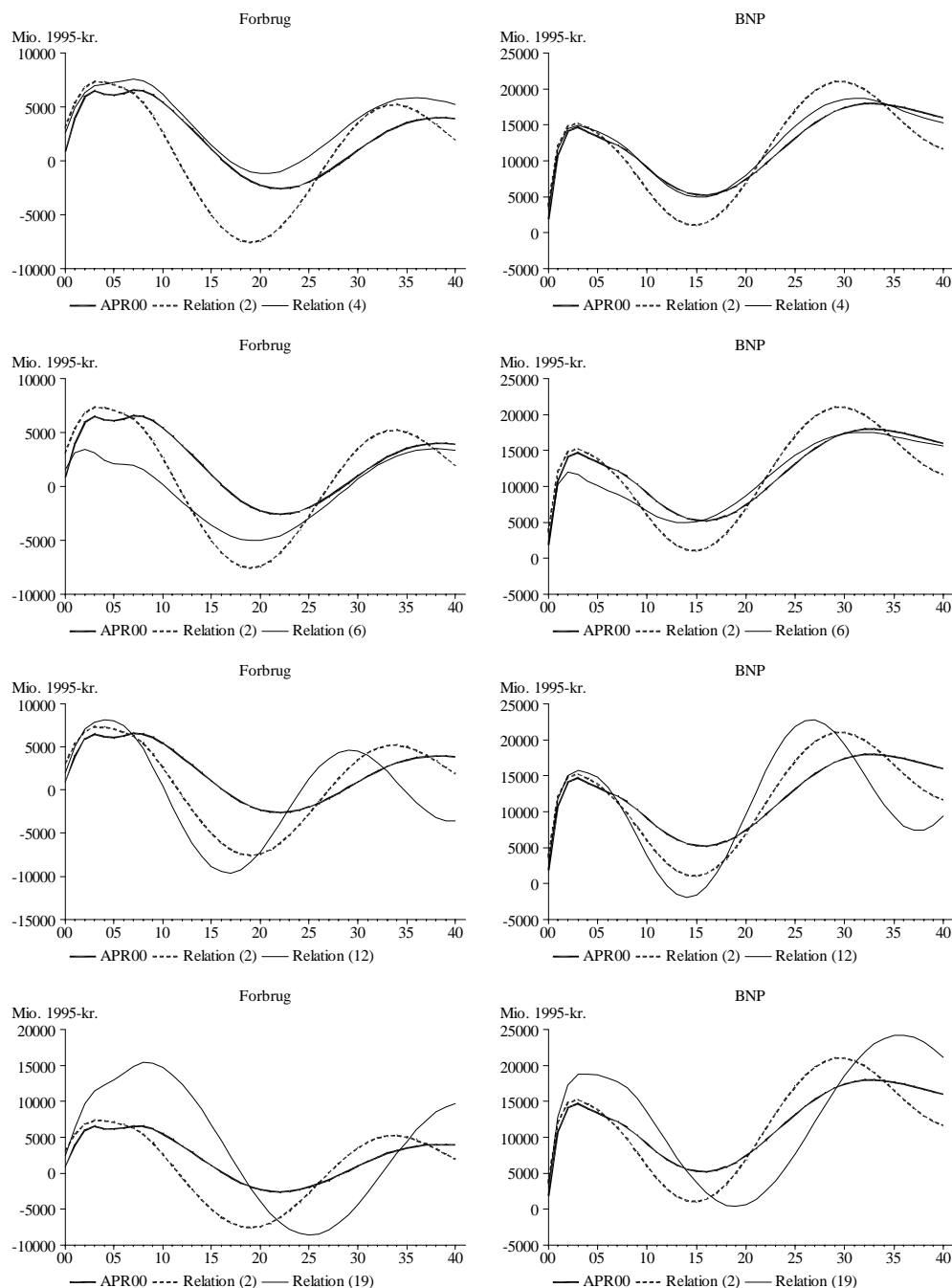
Figur 5. Effekt af stød til det offentlige varekøb

De cykliske sving i forbrug og BNP, som fremgår af figur 5, skyldes sving i boligprisen, der stiger som følge af øget produktion og indkomst. Det fremgår, at tendensen til cykliske svingninger forstærkes en smule, når formuens komponenter estimeres med forskellige forbrugseffekter, jf. relation (2) sammenlignet med APR00 og relation (4). Det fremgår ligeledes af figuren, at forbrugseffekterne generelt er kraftigere i den log-lineære model over for den lineære, jf. relation (2) sammenlignet med relation (6). Endelig ses det, at med det brede indkomstbegreb i relation (11) forkortes periode-længden i de cykliske sving.

Endelig er det bemærkelsesværdigt at ADAMs nuværende relation udvidet med

separate forbrugseffekter af den relative boligpris, relation (19), giver anledning til væsentlig større volatilitet. Hvorvidt det skyldes den større koefficient til formuen eller inklusionen af den relative boligpris er ikke til at sige.

Figur 6. Effekt af stød til renten



Forskellene i multiplikatoregenskaberne fra figur 5 bliver mere iøjenfaldende, når vi ser på effekten af et fald i den udenlandske rente i figur 6. Den øgede volatilitet med opdelt formue (relation (2) vs. (4)), fremgår særligt tydeligt ved et udenlandsk rentefald. En nærliggende forklaring er, at et udenlandsk rentefald, og dermed indenlandsk rentefald, i højere grad end et offentligt varekøb påvirker de rentefølsomme formuer. Derfor

fremstår effekterne af porteføljeomlægninger tydeligere. Når effekterne i figur 6 på forbrug og BNP er større for den log-lineære model end for den lineære model, dvs. relation (2) sammenlignet med relation (6), skyldes det, at den log-lineære model er mere følsom over for ændringer i boligprisen og derigennem renten end den lineære model.

Alt i alt viser politikeksperimenterne, at valget af forbrugsrelation ikke har en vis betydning for ADAMs samlede egenskaber. Især for størrelsesordenen af effekterne af et udenlandsk rentefald.

5. Afslutning

I dette papir har vi givet nogle bud på en ny relation for det samlede forbrug i ADAM. Et hovedformål med analysen har været at afdække formuens betydning for udviklingen i forbruget, specielt med hensyn til eventuelle forskelle i formuekomponenternes forbrugseffekter. Resultatet af denne del af analysen er, at vi i en række specifikationer af forbrugsfunktionen, med både lineære og en log-lineære funktionsformer, finder en mindre effekt af ændringer i boligformuen i forhold til den finansielle formue bestående af penge og obligationer.

Et andet vigtigt resultat er, at tre specifikationer, hhv. en lineær og en log-lineær specifikation opstillet i afsnit 2 samt en udvidet version af ADAMs nuværende relation, statistisk set har samme forklaringskraft. Denne er til gengæld signifikant bedre end forklaringskraften for ADAMs nuværende relation.

Litteratur

- Blanchard, O. J. (1985). Debts, deficits, and finite horizons. *Journal of Political Economy*, 93, 1045-76.
- Caballero, R. J. (1990). Consumption puzzles and precautionary saving. *Journal of Monetary Economics*, 25, 113--136.
- Campbell, J. Y. (1987). Does saving anticipate labor income? An alternative test of the permanent income hypothesis. *Econometrica*, 55, 1249-73.
- Deaton, A (1992). *Understanding Consumption*. Oxford: Clarendon Press.
- Gourieroux, C og A. Monfont (1994). Testing non-nested hypotheses. I R F. Engle og D.L. McFadden (red.), *Handbook of Econometrics, Volume IV*, kap. 44, s. 2583-2637. Elsevier Science B.V.
- Modigliani, F. og R. Brumberg (1954). Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data. I K. K. Kurihara (red.), *Post Keynesian economics*. New Brunswick, N.J.: Rutgers University Press.
- Muellbauer, J. og R. Lattimore (1996). The Consumption Function: A Theoretical and Empirical Overview. I H. Pesaran og M. Wickens (red.), *Handbook of Applied Econometrics*, kap. 3, s. 221-311. Oxford: Blackwell

Refererede modelgruppepapirer

Hansen, Henrik: *Noget om formuleringen og fortolkningen af makroforbrugsfunktionen*. 12. december 2000.

Olesen, Henrik Chr.: *Reestimeret forbrugsfunktion, DEC99 og APR00*. 1. marts 2000.