



EILEV S. JANSEN  
Forsker, Statistisk sentralbyrå

# Kan formueseffekter forklare utviklingen i privat konsum?\*

En ny konsumfunksjon i SSBs makroøkonomiske modell KVARTS viser at realformuen har en klar effekt på husholdningenes konsum. Boligformuen utgjør en betydelig andel av denne formuen. Den nye konsumfunksjonen er homogen i inntekt og formue på lang sikt, og den er i stand til å forklare konsumutviklingen i de siste tre årene bedre enn en alternativ spesifisering uten formueseffekter. Et endret korrelasjonsmønster mellom realrenten etter skatt og formuen avdekker at det er nødvendig å inkludere formuen i relasjonen. Alternative modellformuleringer basert på såkalte Euler-likninger bidrar lite til å forklare konsumutviklingen så vel historisk som i dagens aktuelle situasjon.

Finanskrisen og de store endringene i formuesverdier som den har ført med seg, har aktualisert spørsmålet om hvordan endringer i formuesverdiene påvirker realøkonomiske forhold. Spesielt er det av interesse å kartlegge hvorvidt og i hvilken grad realverdien av husholdningenes formue påvirker husholdningenes konsumetterspørsel. Dette kaster også lys over i hvilken grad formuesendringene leder til en finansiell konsolidering i husholdningene, siden sparingen er definert som den delen av husholdningenes inntekt som ikke går til konsum. Erfaringene fra tiden før og under bankkrisen i 1990 – 1992 peker i retning av at fall i formuesverdiene kan slå ut i en økning i sparereaten for husholdningene.

Disse effektene fanges best opp av en betinget konsumfunksjon, som viser sammenhengen mellom konsumet og dets bestemmende faktorer. Vi konstaterer at konsumfunksjonen holder stillingen som en sentral relasjon i moderne makrolærebøker, for eksempel i Blanchard (2009) og i standardverket Blanchard og Fischer (1989). Rett nok har amerikanske teoribygninger – som i sin natur impliserer at konsumet i liten grad er predikerbart – vunnet innpass i akademia og i Norges Banks nye modell for norsk økonomi (NEMO, se Brubakk *m.fl.*, 2006). Disse modellene – som er basert på Euler-likninger – forutsetter at økonomien alltid er nær likevekt og at likevekten raskt

\* Tord Krogh har gitt verdifull forskningsassistanse i forbindelse med dette prosjektet sommeren 2008 – både med datagjennomgang og i form av prosjektnotater som ligger bak litteraturoversikten i seksjon 2 i denne artikkelen (Krogh, 2008a,b). Takk også til Joakim Prestmo for assistanse med KVARTS-beregningene og til en anonym konsulent, Sigbjørn Berg, Roger Bjørnstad, Ådne Cappelen, Håvard Hungnes og Ragnar Nymoen for gode kommentarer. Jeg har også hatt nytte av innspill under et seminar 26. mars 2009 ved Institutt for samfunnsøkonomi, NTNU. Originalene til figurene kan fåes ved henvendelse til forfatteren (e-post: eja@ssb.no)

gjenopprettes når den utsettes for sjokk. Finanskrisen, som Norge – i likhet med andre land – står overfor i dag, viser at dette neppe er en god beskrivelse av situasjonen. Modellene har dessuten viktige implikasjoner for effekten av økonomisk politikk. For eksempel er etterspørselsvirkninger via realinntekt og realformue av å senke renten for å bringe en lav inflasjon opp på inflasjonsmålet fraværende i modeller basert på Euler-likninger, jf. Bjørnstad (2009). Det er nødvendig å ha et godt grep på modelleringen av konsumet for å treffe beslutninger om økonomisk politikk og når en skal lage prognoser på kort og mellomlang sikt for norsk økonomi.

I denne artikkelen skal vi først drøfte forutsetningene for å operere med en langsiktig sammenheng mellom konsum, inntekt og formue i en betinget konsumfunksjon. Dernest vil vi i seksjon 2 redegjøre for eksisterende empiri på dette feltet langs ulike tilnæringslinjer, med spesiell vekt på studier som benytter norske data. I seksjon 3 tallfestes to konkurrerende konsumfunksjoner – en med og en uten formueseffekter i langsiktssammenhengen – for privat konsum (eksklusive helse- og boligkonsum). Når formueseffekter får spille en rolle, vises det at fallet vi har sett i formuesverdiene nylig – eventuelt forsterket av et fortsatt fall framover – vil lede til en finansiell konsolidering i husholdningene som kan avleses i en sterk økning i spareraten.

## 1 EN LANGSIKTIG MAKROSAMMENHENG MELLOM KONSUM, INNTEKT OG FORMUE

Det er velkjent fra standard lærebøker at ikke bare husholdningenes inntekter men også deres netto formuesposisjon kan påvirke utviklingen i privat konsum. Empirisk er det også påvist en langsiktig sammenheng mellom privat konsum, husholdningenes disponible inntekt og deres netto formue ved hjelp av makroøkonomiske tidsserier fra en rekke land, se for eksempel oversiktene i Muellbauer og Lattimore (1995) og Barrell og Davis (2007).

Det er ofte slik at alle de tre variablene vokser over tid, og at de på logaritmisk nivåform er ikke-stasjonære variable, som blir stasjonære ved differensiering.<sup>1</sup> Dersom det da

finnes minst en lineær kombinasjon av variablene som er stasjonær, har vi kointegrasjon. Anta at det finnes én og bare én slik sammenheng.<sup>2</sup> Granger's representasjonsteorem (Engle og Granger 1987) sier da at vi kan etablere en eller flere likevektskorrigeringsrelasjoner mellom variablene som inngår. En variabel som likevektskorrigerer, endrer seg for å gjenopprette likevekten hvis variabelen på et tidspunkt ikke er lik likevektsverdien (definert ved denne lineære kombinasjonen). Teoremet sier imidlertid ikke hvilken eller hvilke variable som likevektskorrigerer i vårt konkrete tilfelle.

Dersom det kan vises at det bare er konsumet som likevektskorrigerer, kan vi stille opp en betinget konsumfunksjon som har den stiliserte formen

$$(1) \Delta c_t = \text{konstant} + \gamma \Delta z_t + \alpha_{cyw}(c - \beta_y y - \beta_w w)_{t-1} + \varepsilon_t; \quad \alpha_{cyw} < 0,$$

der  $c_t$ ,  $y_t$  og  $w_t$  er logaritmen til henholdsvis privat konsum, disponibel inntekt og formue,  $z_t$  er ment å representere alle variable som påvirker konsumet på kort sikt og  $\varepsilon_t$  er et stokastisk restledd.  $\Delta$  er differensoperatoren, det vil si  $\Delta z_t = z_t - z_{t-1}$ , og  $\Delta z_t$  kan for eksempel være inntektsvekst og inflasjon.

Det er en styrke ved en modell av typen (1) at den gir en *gradvis* tilpasning mot likevektssammenhengen  $(c - \beta_y y - \beta_w w)$ . Gitt at sammenhengen er meningsfylt ut fra økonomisk teori gir en signifikant negativ tilpassningshastighet ( $\alpha_{cyw}$ ) kredibilitet til likevektstolkningen. Dersom  $\Delta z_t$  er stasjonær innebærer dessuten kointegrasjon at (1) er en *balansert* likning, siden alle forklaringsvariablene da er stasjonære og innehar de samme grunnleggende statistiske egenskapene som den variabelen vi søker å forklare (Granger 1990). Residualene arver denne egenskapen og anvender vi minste kvadraters metode direkte på (1), vil koeffisientestimatene generelt ha gode egenskaper.

Hendry og von Ungern-Sternberg (1981) lanserte en modell som kan motivere en slik konsumrelasjon:

$$(2) \Delta c_t = \text{konstant} + \gamma \Delta z_t + \alpha_{cy}(c - y)_{t-1} + \alpha_{wy}(w - y)_{t-1} + \varepsilon_t; \quad \alpha_{cy} < 0, \alpha_{wy} > 0,$$

<sup>1</sup> En stasjonær variabel er en stokastisk variabel som har tilnærmet konstant forventningsverdi og varians. Den er kjennetegnet ved at den vender tilbake til en utgangsverdi dersom den utsettes for et tilfeldig sjokk. En ikke-stasjonær variabel sies å være integrerbar av første orden,  $I(1)$ , dersom den blir stasjonær ved å differensieres en gang. Den differensierte, stasjonære, serien sies å være  $I(0)$ . Når variabelen i utgangspunktet er på logaritmisk form betyr dette at vekststraten er stasjonær.

<sup>2</sup> For en enkel framstilling av kointegrasjon, se Jansen (2004).

Ideen med denne modellen er at på lang sikt søker konsumentene samtidig å opprettholde proporsjonalitet mellom konsumet og inntekt på den ene siden og mellom formue og inntekt på den andre. Det vil si på nivåform at

$$(3) C^* = K \cdot Y \text{ og } W^* = B \cdot Y,$$

der asterisk (\*) står for likevekt i *steady state* og K og B er konstanter. (2) innebærer i likhet med (1) at formuen påvirker forholdet mellom konsum og inntekt. Hendry og von Ungern-Sternberg tolker formueseffekten som en kontrollmekanisme, siden graden av ulikevekt for beholdningen  $w$  (i forhold til  $y$ ) er lik summen av avvikene fra likevekt for strømningsbegrepene  $c$  og  $y$ , når vi ser bort fra omvurderinger. Eksistensen av en formueseffekt kan imidlertid motiveres ut fra en rekke andre teoribygninger og er for eksempel konsistent med implikasjonene av så vel permanentinntekthypotesen (Friedman 1957) som livslykelhypotesen (Modigliani og Brumberg 1954).

Generelt vil likning (2) være en balansert likning dersom proporsjonalitetsforutsetningene (3) holder og  $c$ ,  $y$  og  $w$  er  $I(1)$ , se fotnote 1. Da er  $(c - y)$  og  $(w - y)$  stasjonære, og det finnes to kointegrasjonslikninger mellom de tre variablene. Modellen (1), som har én langsiktssammenheng, er imidlertid konsistent med modellen til Hendry og von Ungern-Sternberg dersom vi har homogenitet i langsiktssammenhengene

$$(4) \beta_y + \beta_w = 1,$$

det vil si at  $\alpha_{cy} = \alpha_{cyw}$  og  $\alpha_{wy} = -\alpha_{cyw} \cdot \beta_w$ . I likning (1) kointegrerer ikke konsum og inntekt alene og  $(c - y)$  kan ikke forklare utviklingen i konsumet. Det innebærer samtidig at spareraten ikke er en stasjonær variabel, men vil avhenge av verdien på formuen. På lang sikt, langs en *steady state* vekstbane, vil vi ha proporsjonalitet mellom inntekt og formue, og spareraten vil gå mot en konstant likevektsverdi.

En teoretisk utledning som leder fram en tilsvarende langsiktssammenheng mellom konsum, inntekt og formue finnes i Lettau og Ludvigson (2001, 2004). De splitter totalformue i to komponenter, fysisk og finansiell formue på den

ene side og humankapital på den andre siden. Langs en *steady state* vekstbane vil forholdet mellom de to komponentene være konstant. Humankapitalen er uobserverbar og som en empirisk tilnærming tolkes humankapitalen som nåverdien av all framtidig inntekt, som igjen antas proporsjonal med dagens inntektsnivå. Siden inntekten tolkes som en proxy for humankapitalen, kan forholdet mellom konsum og totalformue uttrykkes ved hjelp av langsiktssammenhengene i (1) med pålagt homogenitet (4).<sup>3</sup> Med data fra USA og med utgangspunkt i denne langsiktssammenhengene finner Lettau og Ludvigson innenfor en tre-variabel vektorautoregressiv (VAR) modell – at det er formuen, og bare formuen, som likevektskorrigerer. Det vil si at de kan stille opp en likevektskorrigeringsmodell for formuen på formen (1) med endringen i formue  $\Delta w$  som den avhengige variabelen. En endring i formuen vil da kunne ha en kortsiktig, men ingen langsiktig, effekt på konsumet. Et særtrekk ved de amerikanske dataene er at aksjer og verdipapirer utgjør en stor andel av formuen og at variasjonen i formuen er dominert av bevegelsene i børsverdiene.

Hamburg *m. fl.* (2008) bygger på samme tilnærming som Lettau og Ludvigson, men de finner med tyske data at det er inntekten, og bare den, som likevektskorrigerer. Det vil si at når konsum, inntekt og formue avviker fra sin felles trendmessige vekst er det inntekten som primært sørger for å gjenopprette likevekten. Et karakteristisk trekk ved de tyske dataene er at formuen er mindre volatil enn inntekten. Resultatene i Hamburg *et. al.* er forenlige med en hypotese om at konsumet (og formuen) følger en random walk, og at kausaliteten går fra konsum til inntekt, ikke omvendt.<sup>4</sup>

Basert på norske data fant Brodin og Nymoen (1992) flere år tidligere også empirisk støtte for én (og bare én) kointegrasjonssammenheng mellom konsum, inntekt og formue. Sammenhengene er:

$$(5) EqCM = c - 0,56 y - 0,23 w$$

Brodin og Nymoen viser i artikkelen at det bare er privat konsum som likevektskorrigerer som i likning (1). Dette underbygges ved statistiske tester som viser at inntekt og formue er svakt eksogene med hensyn på parametrene i

<sup>3</sup> De viser til Campbell og Mankiw (1989) som utleder at logaritmen til forholdet mellom konsum og totalformue for en representativ agent blir en lineær funksjon av summen av rasjonelle prediksjoner på differansen mellom formuesavkastningen og konsumveksten i all framtid. Lettau og Ludvigson argumenterer for at dette uttrykket er stasjonært – det vil si at  $c$ ,  $y$  og  $w$  kointegrerer.

<sup>4</sup> Dette svarer til situasjonen vi har beskrevet i avsnitt 2.2. nedenfor der framoverskuende konsumenter med rasjonelle forventninger lar en intertemporal optimalitetsbetingelse (Euler-likning) bestemme omfanget av konsumet.

kointegrasjonssammenhengen (se Johansen 1992). Det vil si at forutsetningene for gyldig betingning er oppfylt og at den langsiktige sammenhengen (3) har forklaringskraft i en betinget konsumfunksjon. I tillegg finner de at marginale modeller for inntekt og formue viser klare tegn til strukturelle brudd. Ved å demonstrere at den betingede konsumfunksjonen likevel framtrer som stabil viser Brodin og Nymoens at koeffisientene i konsumfunksjonen er invariante overfor disse bruddene i marginalmodellene og at inntekt og formue er supereksogene forklaringsvariable, jf Engle *m. fl.* (1982).<sup>5</sup>

I modellen er konsumet et resultat av en betinget plan hos aktørene – de fastlegger konsumet etter det de allerede vet om inntekt og formue. En modell der konsumentene fastsetter konsumet ut fra (rasjonelle) forventninger om framtidige inntekter utgjør en konkurrerende hypotese, se Hall (1978). Denne teorien impliserer at Lucas-kritikken rammer Brodin og Nymoens betingede modell, som i følge dette vil ha ustabile parametere dersom forventningene om framtidige inntekter endrer seg. Påvisningen av supereksogenitet innebærer derfor også at Lucas-kritikken er lite relevant i dette tilfellet.

Brodin og Nymoens tallfestet sin modell med kvartalsdata fra 1968(3)- 1989(4). På bakgrunn av at det snart er 20 år siden deres siste observasjon, skal vi se nærmere på hva som har skjedd med norsk empirisk forskning omkring konsumfunksjonen siden da.

## 2 NORSK EMPIRISK FORSKNING OM MAKRO-KONSUMET

### 2.1. Betingede konsumfunksjoner

Brodin og Nymoens (1992) ble til som svar på de faglige utfordringene som oppsto da eksisterende konsumfunksjoner, der konsumet i hovedsak ble forklart av inntektsutviklingen, brøt sammen og ikke kunne forklare den sterke konsumveksten i Norge i årene 1985-1987 i kjølvannet av dereguleringen av kredittmarkedet. Deres svar var at formuen – definert som summen av husholdningenes

boligformue og deres likvide fordringer fratrukket gjeld – som steg kraftig på grunn av økt realpris på boliger, måtte inkluderes sammen med inntekten for å oppnå en balansert relasjon som kunne forklare denne konsumveksten. Analysen – og de svar som ble gitt – har paralleller i andre land der det fant sted en finansiell deregulering på om lag samme tid (blant annet Sverige og Storbritannia).

Jansen (1992) påpekte at modellens parametere var stabile også utenfor den opprinnelige observasjonsperioden, og at modellen var i stand til å predikere konsumutviklingen etter observasjonsperioden. Den svake konsumutviklingen i 1991 – til tross for god inntektsvekst – kunne forklares ved en finansiell konsolidering etter et markant fall i boligprisene. Dette innlegget ble imøtegått av Magnussen og Moum (1992) som hadde en rekke innvendinger mot Brodin og Nymoens modell. De argumenterte på et teoretisk grunnlag for at dereguleringen av kredittmarkedene *a priori* var et regimeskift som påvirket både rammebetingelsene og atferden til konsumentene på en slik måte at samme relasjon neppe kunne være gyldig både før og etter dereguleringen. Videre etterlyste de en selvstendig virkning av realrenten etter skatt på konsumet, og framholdt dette som en viktig forklaringsfaktor etter dereguleringen, blant annet for å fange opp effekten av intertemporal substitusjon. Manglende homogenitet<sup>6</sup> i den langsiktige sammenhengen (5) som utelukker en steady state vekstbane der konsum, inntekt og formue vokser i samme takt, ble også påpekt som en svakhet teoretisk sett.

Det mest sentrale ankepunktet var likevel at boligprisen som inngår i modellen ikke gjenspeiler den faktiske utviklingen i annenhåndsmarkedet for boliger, blant annet ved å utelate prisinformasjon om borettslagsleiligheter (ca 20 prosent av boligmarkedet).<sup>7</sup> Moum og Magnussen påviste at andre boligprisindekser viser andre forløp for realprisen på bolig i perioden fra 1980 – 1987. Deres foretrukne boligpris (basert på data fra Norsk Byggeforskningsinstitutt for denne perioden) fanger blant annet opp effekten av at prisreguleringen på borettslagsleiligheter ble opphevet i 1982, og gir en mindre dramatisk boligprisstigning i

<sup>5</sup> Dette funnet blir underbygget av Jansen og Teräsvirta (1996) som med samme datasett viser invarians av inntekt og formue med hensyn på langsiktiskoeffisientene ved hjelp av en alternativ, ikke-lineær, metode for å modellere bruddene i marginalmodellene.

<sup>6</sup> Manglende homogenitet kan forklares med at akkumulasjonslikningen  $\Delta W_t = Y_t - C_t$  ikke gjelder i data på grunn av omvurderinger og i Brodin og Nymoens tilfelle også fordi mindre likvide finansobjekter ikke var med i formuesbegrepet.

<sup>7</sup> Dagens boligprisindeks fra Statistisk sentralbyrå er publisert fra 1992. Boligprisen i Brodin og Nymoens gjelder for perioden før dette og er dokumentert i Brodin (1989). Den er lik nasjonalregnskapets boligkapitaldeflator fram til 1984 (basert på husleiekomponenten i konsumprisindeksen fram til 1978, deretter på SSBs byggekostnadsindeks), Grunneiendom-, Adresse- og Bygningsregisteret for årene 1984-1986, og boligpristall fra Norges Eiendomsmeidlerforbund for den gjenværende perioden fram til og med 1989.

Tabell 1 Oversikt over estimerte langsiktskoeffisienter i den norske konsumfunksjonen.\*

Studie	Sampel	Konsumvariabel	Formuesvariabel Boligpris <sup>1</sup>	Elastisitet inntekt	Elastisitet formue	Semielasticitet Realrente e. skatt	Semielasticitet Aldersvariabel	Tilpasnings- hastighet (e.g. $\alpha_{cyw}$ )	Residualt st.avvik (prosent)
Brodin og Nymoen (1992)	1968(3)-1989(4)	Totalt konsum	Bolig + likvide fordringer	0,56 (0,03)	0,27 (0,02)			-0,71 (0,08)	1,33
Ekeli (1992)	1976(4)-1991(4)	Totalt konsum	Total formue BN92 boligpris	0,63 t-verdi=2,1	0,27 t-verdi=3,2			-0,96 t-verdi=11,1	1,04
Brubakk (1994)	1968(2)-1991(4)	Ikke-varige goder	Total formue MM92 boligpris	0,59 t-verdi=5,0	0,13 <sup>2</sup>			-0,49 t-verdi=5,7	1,63
Frøiland (1999)	1967(3)-1997(3)	Konsum ekskl bolig og helse	Total formue MM92 boligpris	0,58 <sup>2</sup>	0,21 <sup>2</sup>			-0,71 <sup>2</sup>	1,53
Evjen(2000)	1968(1)-1998(4)	Totalt konsum	Boligformue BN92 boligpris	0,67 <sup>3</sup>	0,15 <sup>3</sup>			-0,38 t-verdi=6,4	1,64
Evjen(2000)	1986(1)-1998(4)	Totalt konsum	–	0,60 <sup>3</sup>		-1,95 <sup>3</sup>		-0,36 t-verdi=3,9	1,34
Eitrheim et. al. (2002)	1968(3)-1998(4)	Totalt konsum	Total formue BN92 boligpris	0,65 (0,17)	0,23 (0,07)			-0,34 (0,08)	1,55
Erlandsen og Nymoen (2008)	1968(3)-2004(4)	Totalt konsum per capita	Total formue per capita BN92 boligpris	0,66 (0,03)	0,17 (0,02)	-0,42 (0,19)	-0,31 (0,08)	-0,47 (0,07)	1,43

\* standardavvik i parentes

<sup>1</sup> BN92 = boligpris fra Brodin og Nymoen (1992), MM92 = boligpris fra Magnussen og Moum (1992)

<sup>2</sup> Dette er verdien etter skiftet i 1985. Den er summen av to koeffisienter, som begge er signifikante.

<sup>3</sup> Dette estimatet er forholdet mellom to signifikante koeffisienter (hhv. for variabelen og for tilpasningshastigheten).

1985-1986 enn Brodin og Nymoens indeks. Ved å rekonstruere formuesvariabelen med denne boligprisen fant Magnussen og Moum at Brodin og Nymoens modell bryter sammen i 1985-86 og at den reestimerte relasjonen med deres boligpris underpredikerer konsumveksten gjennom hele perioden 1985-1991.

Disse debattinnleggene viser at det eksisterte to forskjellige forskningsstrategier eller programmer for økonomisk modellering av privat konsum. Det ene programmet har modellert konsumet ut fra Moum og Magnussens hypotese om at et regimeskift rundt 1985-1986 endret parametrene i konsumfunksjonen. Det andre programmet har videreført analysen til Brodin og Nymoen og basert konsumfunksjonen på eksistensen av en stabil langsiktsammenheng mellom konsum, inntekt og formue over et tidsrom som også omfatter observasjoner før dereguleringen av kredittmarkedet. I dette programmet har en valgt å beholde formuesvariabelen basert på Brodins bolig-

prisindeks for perioden før 1992. Dette kan begrunnes med en hypotese om at denne boligprisen fører til at formuesvariabelen fanger opp effekten av dereguleringen av kredittmarkedet på 80-tallet. Det er rimelig at boligprisvekst hadde en svakere effekt på konsumet i 1982 da kredittmarkedet var regulert enn en tilsvarende boligprisstigning ville ha hatt i 1985/86 da reguleringene var fjernet. Hvis hypotesen er riktig, ga Brodins formuesvariabel i alle fall en mulighet til å komme raskt i gang med å modellere konsumet uten å vente på nye data etter regimeskiftet. Ideelt sett ville det imidlertid vært ønskelig med å modellere samspillseffekter mellom en variabel som fanger opp stramheten i kredittmarkedet for husholdninger som søker lån og de øvrige forklaringsvariablene i makrokonsumfunksjonen og da i første rekke inntekt og formue.<sup>8</sup>

I tabell 1 har vi samlet langsiktselastisitetene i makrokonsumfunksjonen fra empiriske studier fra begge de to forskningsstrategiene. Ekeli (1992) viser at resultatene til

<sup>8</sup> John Muellbauer har i flere arbeider vist at en indikator for stramheten i kredittmarkedet, basert på mikrodata for blant annet lån i forhold til takst for første-gangs boliglån i bank fra 1980 til i dag, fanger opp effekten av dereguleringene i Storbritannia på 1980-tallet på en fleksibel måte. Han argumenterer for relevansen av slike samspillseffekter for å forklare konsumutviklingen under dagens finanskriser (Muellbauer 2007; Aron m. fl., 2008).

Brodin og Nymoen ikke påvirkes nevneverdig av å utvide formuesvariabelen til også å omfatte aksjer, obligasjoner og forsikringskrav. Han finner forbedret forklaringskraft med en modell der det i korttidsdynamikken åpnes for at fordringer med forskjellig likviditetsgrad har ulik effekt. Estimert på data for 1976(4) – 1991(4) gir modellen langsiktskoeffisientene 0,63 og 0,27 for henholdsvis inntekt og formue, men han forkaster en restriksjon om homogenitet, det vil si at summen av dem er lik 1.

Brubakk (1994) tallfester en makrokonsumfunksjon for ikke-varige forbruksgoder. Som Ekeli benytter han en utvidet formuesvariabel og rapporten underbygger at valget av boligprisvariabel har betydning for resultatet. Med Brodins boligpriser i formuesvariabelen finner han en vel-spesifisert modell med om lag samme inntekts- og formueselastisiteter som i Brodin og Nymoen (1992). Når han benytter et alternativt (og antatt bedre) anslag på boligprisen<sup>9</sup> finner han som Magnussen og Moum at modellen bryter sammen. Brubakk forsøker å kontrollere for liberaliseringen av kredittmarkedet ved å innføre en dummyvariabel som er lik 0 før 1985(1) og 1 etter. Når han lar formueseffekten variere med denne dummyen, finner han i forhold til Brodin og Nymoen at formueselastisiteten halveres til 0,13 før 1985(1) og 0,12 etter, mens inntektselastisiteten stiger fra 0,52 til 0,59. Vi noterer også at tilpasningshastigheten (tilsvarende  $\alpha_{cyw}$  i (1)) øker i tallverdi fra -0,44 til -0,49, noe som isolert sett peker mot raskere tilpasning.

Frøiland (1999) modellerer privat konsum (eksklusive helse- og boligkonsum) og utvider Brubakks datasett med data for perioden 1992(4) – 1997(3). Han fører Brubakks analyse et steg videre ved å åpne for at også tilpasningshastigheten endrer seg før og etter 1985(1). Frøiland finner at tilpasningshastigheten faller i tallverdi fra -0,73 til -0,71, mens inntekts- og formueselastisitetene endrer seg fra 0,60 og 0,19 før 1985(1) til 0,58 og 0,21 etter.<sup>10</sup>

I Norges Bank var en konsumfunksjon basert på Brodin og Nymoens arbeid i operativ bruk i praktisk prognosearbeid med den makroøkonomiske modellen RIMINI (se Bårdsen *m. fl.*, 2005) helt til modellen ble faset ut i 2002 og nedlagt i 2004. Det er interessant at regelmessig reestimering av modellen med stadig utvidede data over hele denne

tidsperioden ikke avslørte tegn til sammenbrudd i den langsiktige sammenhengen mellom konsum, inntekt og formue. Evjen (2000) bekrefter dette på et sampel fra 1968(1) til 1998(4), men han viser også at formueseffekten faller bort i langsiktsløsningen til fordel for en effekt av realrente etter skatt når han benytter en kortere observasjonsperiode (1986(1) – 1998(4)). En slik realrenteeffekt ble bygget inn i SSBs modeller flere år tidligere, jf. omtalen av konsumfunksjonen i KVARTS i seksjon 3.

Felles for disse studiene er at de i motsetning til Brodin og Nymoen (1992) er basert på en-relasjonsmetoder. Brodin og Nymoen benyttet Søren Johansens metoder (Johansen, 1988) for testing av graden av kointegrasjon – antall uavhengige kointegrasjonslikninger – og til å tallfeste og teste den ene langsiktssammenhengen de fant støtte for innenfor en vel-spesifisert multivariat VAR modell i konsum, inntekt og formue. En-relasjonsmetodene tar mange av disse forholdene for gitt. De er betinget av at det finnes bare én langsiktssammenheng og at det er konsumet og bare konsumet som likevektskorrigerer, jf. seksjon 1 foran. Dette antas oppfylt dersom konsumvariabelen er en I(1) variabel og tilpasningshastigheten (koeffisienten foran konsumnivået) er klart signifikant og de øvrige nivåvariablene inkluderes dersom de er signifikante (på 5 % nivå).

En fullstendig analyse av langsiktssammenhengen i konsumfunksjonen er imidlertid også foretatt i Eitrheim *m. fl.* (2002) og Erlandsen og Nymoen (2008). Eitrheim *m. fl.* (2002) gjenfinner alle hovedresultatene fra Brodin og Nymoen (1992) på et datasett for perioden 1968(3) – 1998(4), det vil si med 36 nye kvartalsobservasjoner. Som det framgår av tabell 1 øker inntektselastisiteten på lang sikt fra 0,56 til 0,65 mens elastisiteten for formue reduseres fra 0,27 til 0,23. De viser også at simultan estimering at et likningssystem som forklarer privat konsum, inntekt, formue og boligprisen, gir et tilsvarende resultat for konsumfunksjonen som estimering av en relasjon på formen (1) med minste kvadraters metode.

Den statistiske støtten for én kointegrasjonsvektor mellom konsum, inntekt og formue avtar imidlertid noe over tid i analysen til Eitrheim *m. fl.* (2002). Erlandsen og Nymoen (2008) kaster lys over dette og med data fram til 2004(4)

<sup>9</sup> Boligprisindeksen bygger på informasjon fra Husbanken og Boliginstituttet Veritas i perioden 1966-1970. For perioden 1971-1991 er den basert på data fra Norges Eiendomsmeglerforbund.

<sup>10</sup> Frøiland (1999) tallfester også en modell der han splitter formuen i likvid og ikke-likvid formue.

viser de at støtten til én kointegrasjonsvektor gjenopprettes ved å inkludere realrenten etter skatt (i tråd med Magnussen og Moums ønske 16 år tidligere) og en variabel som fanger opp alderssammensetningen i befolkningen i analysen.<sup>11</sup> Det er en omfattende internasjonal litteratur som støtter at alderssammensetningen i befolkningen kan ha betydning for konsumutviklingen i makro<sup>12</sup>, mens realrenteeffekten er i tråd med den etterlyste substitusjonseffekten ovenfor siden en økt realrente gjør konsum i dag dyrere relativt til konsum i morgen. Foreløpige beregninger jeg har foretatt, bekrefter alle funn i Erlandsen og Nymoen på et utvidet datasett (til 2007(4)). I hvert av disse tilfellene forkastes imidlertid en restriksjon av typen (4) – det er ikke støtte for homogenitet i konsum, inntekt og formue.

## 2.2 Konsummodeller basert på Euler-likninger

Disse modellene har utgangspunkt i et tankeskjema der tilpasningen av makrokonsumet kan beskrives ved en representativ konsument som optimaliserer konsumet over tid. Dersom konsumenten ikke har problemer med kreditt-tilgangen og har rasjonelle forventninger om framtidige inntekter, vil konsumveksten ikke påvirkes av løpende inntektsendring, bare av overraskende og uforutsette inntekter. Dersom renten er konstant og lik depresieringsraten, kan konsumet beskrives som en «random walk» prosess

$$(6) \log(C_t) = \text{konstant} + \log(C_{t-1}) + \varepsilon_t,$$

der  $\varepsilon_t$  er et stokastisk restledd. Avvik fra en normalvekst i konsumet er i følge (6) umulig å predikere. Dersom renten varierer over tid vil imidlertid konsumutviklingen variere med renten over tid i følge førsteordensbetingelsen (Euler-likningen). Den mest utførlige drøftingen av Halls modell som også behandler norske forhold, er i Lønning (1997). Han drøfter hvorvidt ulike «puzzles» fra denne litteraturen – som oppstår når modellens prediksjoner ikke stemmer med data – er relevant for norsk økonomi.

Mange av disse motsigelsene har sin rot i antagelsen om at økonomien som helhet kan beskrives ved adferden til en representativ konsument.<sup>13</sup>

Det er også gjort forsøk på å estimere konsumfunksjoner med utgangspunkt i Euler-likninger på norske data. Mork og Smith (1989) finner ikke å kunne forkaste Halls modell basert på paneldata fra 1975-1977, men antyder selv at resultatene kan være lite utsagnskraftige. Steffensen (1989) estimerer Euler-likninger med tidsrekke-data for årene fra 1962 til 1987. For å korrigere for at ikke alle husholdninger optimerer ifølge Hall sin teori ovenfor, antar han som Campbell og Mankiw (1989, 1991) at en andel  $\lambda$  av husholdningene konsumerer sin løpende inntekt, mens en andel  $(1 - \lambda)$  får konsumveksten bestemt av uventet inntektsvekst og realrenta. Steffensen finner støtte for en intertemporal substitusjonselastisitet på mellom 0,2 og 0,3. Samtidig estimeres  $\lambda$  til å ligge mellom 0,4 og 0,6. Modellen er imidlertid ikke i stand til å forklare den sterke konsumveksten i 1985 og 1986.

Med det samme teoriutgangspunktet undersøker Boug *et. al.* (1995) om perioden etter liberaliseringen av kredittmarkedene kan gi sterkere støtte til hypotesen om rasjonelle, framoverskuende husholdninger. Med andre ord at det er kredittrasjoneringen som hindrer oss å finne støtte til rasjonalitet før liberaliseringen. Boug *et. al.* deler estimeringsperioden fra 1968(2) – 1994(2) i to og lar observasjonene før og etter 1984(2) representere henholdsvis situasjonen med og uten kredittregulering. Den estimerte ligningen forklarer 4-kvartalersvekst for konsum ved hjelp av en konstant og 4-kvartalersvekst for inntekt.<sup>14</sup> Koeffisienten foran inntektsveksten tilsvarende  $\lambda$ . Det estimeres med to ulike sett instrumentvariable. For den første delperioden estimeres  $\lambda$  til 0,75 og 0,37. For den andre delperioden er estimatene 0,02 og 0,03. Dette tas – med noen forbehold – som indikasjoner på at liberaliseringen av kredittmarkedene har «sluppet løs» framoverskuende husholdninger.

<sup>11</sup> Realrenten inkluderes fra og med dereguleringen av kredittmarkedene, det vil si perioden 1984(1) – 2004(4), og er satt lik null tidligere. Aldersvariabelen angir antall personer i befolkningen som er mellom 50 – 66 år i forhold til resten av den voksne befolkningen over 20 år. Både realrenten og aldersvariabelen blir funnet å være stasjonære I(0) variable. VAR-analysen utføres med privat konsum, inntekt og formue som endogene variable, mens realrenten og aldersvariabelen er eksogene variable som kan inngå i den langsiktige kointegrasjonssammenheng.

<sup>12</sup> Tilsvarende kan også inntektsfordelingen mellom sosioøkonomiske grupper (lønnstakere, selvstendige og trygdede) være av betydning. Cappelen (1980) analyserer effekten av slike variable på makrokonsumet i Norge.

<sup>13</sup> Dette understrekes av Deaton som skriver: «The main puzzle is not why these representative agent models do not account for the evidence, but why anyone ever thought that they might, given the absurdity of the aggregation assumptions they require» (Deaton 1992, s. 70). Jf. også Carroll (2001).

<sup>14</sup> For å unngå simultanitetproblemer estimeres inntektseffekten ved bruk av instrumentvariable. Boug *et. al.* bruker to ulike sett av instrumenter. Det ene består av 4-kvartalers vekst i inntekt, offentlige utgifter og arbeidsledighet, lagget 5 kvartaler tilbake. Det andre har de samme variablene i tillegg til nominell rente og indeksen på Oslo Børs (også disse lagget 5 kvartaler).

Magnussen (1997) følger opp studien til Boug *m. fl.*, men ser bare på data for perioden etter dereguleringen (1984(3)-1994(4)). Han benytter også et annet sett instrumenter, som blant annet inkluderer konsumentenes konjunkturvurderinger.<sup>15</sup> Magnussen finner et estimat for  $\lambda$  på 0,64, og om han bruker de samme instrumentene som Boug et. al. (op. cit.) finner han et insignifikant estimat på 0,14. Resultatet er svært følsomt for valg av instrumenter, noe Magnussen påpeker kan trekke resultatene til Boug et. al. (op. cit.) i tvil. En annen konklusjon som kan følge er at begge modellene blir tvilsomme i lys av disse resultatene. Interessant nok utvider Magnussen Campbell-Mankiw modellen ved å inkludere den langsiktige sammenhengen (5) fra Brodin og Nymoen (1992), samt kortsiktseffekter av inntekt, formue, nominell rente og forventningsvariabelen. I alle disse utvidede spesifikasjonene er likevektsjusteringsvariabelen fra Brodin og Nymoen klart signifikant.

I Norges Banks modell NEMO modelleres konsumtilpasningen ved en Euler-likning for en økonomi med identiske konsumenter eller to grupper av konsumenter som hver består av like forbrukere. I følge dokumentasjonen (Brubakk *m. fl.*, 2006) følger konsumtilpasningen en Campbell-Mankiw modell med to typer konsumentadferd som over. I Brubakk og Sveen (2008) er imidlertid denne spesifikasjonen blitt erstattet av en Euler-likning med en modell som i Hall (1978) – med tidsvarierende rente og utvidet med lagget konsum som antas å fange opp effekten av vanedannelse. Det gis imidlertid ingen referanser – verken til norske eller internasjonale studier – som kan underbygge endringen i modellspesifikasjon eller at modellene er relevante for norske forhold.

I Eitrheim *m. fl.* (2002) foretas en formell test av en betinget konsumfunksjon (CF) mot en Euler-likning (EE) estimert på data fra 1968(3) til 1984(4). I denne perioden støtter data en konstant sparerate – det vil si en likevekts-sammenheng med et konstant forhold mellom inntekt og konsum på lang sikt. I artikkelen vises det først teoretisk hvor stor prognoseskjevhet CF-modellen og EE-modellen vil få når det skjer et brudd i likevektsspareraten og den

sanne modellen er en av to modellene. Hvis EE-hypotesen er sann vil begge modellene være immune mot et brudd i spareraten som inntreffer etter at prognosen lages. Hvis derimot CF-hypotesen er sann vil begge modellene gi prognosefeil i dette tilfellet. Når de estimerte modellene brukes til å lage prognoser for perioden 1985(1) – 1987(4) gir begge modeller klare prognosefeil. Bruddet i spareraten anslås til å inntreffe tidlig i 1985 og de observerte utfallet er dermed bare logisk forenlig med at CF-hypotesen er riktig.

Av de to hovedretningene er det den betingede konsumfunksjonen som har gitt mest innsikt og som har resultert i modeller som er brukbare til prognoser og konjunktur-analyse. Om formueseffekten er overvurdert i Brodin og Nymoens nybrottsarbeid er et annet spørsmål. Svaret ser ut til å være at punkttestimatet for formueselastisiteten ikke er representativt for årene før dereguleringen, da konsumfunksjoner som bare inkluderte realinntekten fungerte bra. I perioden etter dereguleringen derimot kan vi, i lys av senere studier, fastholde at formueseffekten er relevant, men anslår nå at punkttestimatet er litt for høyt.

### 3 EN NY KONSUMFUNKSJON I KVARTS

I det følgende skal vi sammenligne egenskapene til en konsumfunksjon som på lang sikt forklarer konsumet med inntekt, formue og realrente med en konsumfunksjon uten formueseffekter på lang sikt. Begge er hentet fra kvartalsmodellen KVARTS, der en ny konsumfunksjon med formueseffekter i februar 2009 erstattet den tidligere konsummodellen som ikke har med eksplisitte formueseffekter. Det sentrale konsumbegrepet som forklares er privat konsum eksklusive bolig- og helsetjenester (*cpeb*).<sup>16</sup>

Den nye konsumfunksjonen er estimert med et analyseopplegg etter mønster fra Erlandsen og Nymoen (2008).<sup>17</sup> Det vil si at den bygger på en Johansen-analyse av en VAR bestående av *cpeb*, realdisponibel inntekt etter skatt (utenom aksjeinntekter) *y* og reell nettoformue *w* (der boligformuen er beregnet med Brodins boligprisindeks), transformert til logaritmer. I tillegg betinger vi analysen på at to

<sup>15</sup> Bruken av instrumenter varierer, men er valgt ut blant følgende: 4-kvartalersendring i inntekt, offentlig konsum, formue og ledighetsrate, i tillegg til realrente etter skatt og forventningsvariabelen. Disse variablene er tatt med lagget 5,6 og 7 kvartaler tilbake. Forventningsindikatoren er omtalt i et vedlegg hos Magnussen (1997).

<sup>16</sup> I KVARTS er helsekonsumet fastlagt utenfor modellen fordi dette i stor grad er påvirket direkte av offentlige stønader og politikkbeslutninger. Boligkonsumet er bestemt som en fast andel av boligkapitalen, noe som samsvarer – om enn litt forenklet – med beregningsmåten i nasjonalregnskapet. Konsumfunksjonen fanger opp om lag tre fjerdedeler av totalkonsumet i KVARTS.

<sup>17</sup> Alle beregninger ved estimeringen er gjort i PC-Give 12, se Doornik og Hendry (2006a,b).



Tabell 2 Johansen tester for kointegrasjon for CPEB-modellen med formue.

Egenverdi $\lambda_1$	Hypoteser om rang og trace-test ( $\lambda_{\max}$ )			
	$H_0$	$H_1$	$\lambda_{\max}$	5% kritisk nivå*
0,158	$r = 0$	$r \geq 1$	59,81	57,32
0,118	$r \leq 1$	$r \geq 2$	33,60	35,96
0,090	$r \leq 2$	$r = 3$	14,49	18,16

VAR system av 5 orden, 1970(3)-2008(2), endogene variable (på logaritmisk form) cpeb, y og w, eksogene variable AGE, RR og trend; deterministiske variable, Const., CPSTOP, CS1, CS2, CS3.

Tester av VAR(5) systemet\*\*)

Vector AR(1-5) test:  $F(45,333) = 1,24$  [p-verdi = 0,15]

Vector Normalitets test:  $\chi^2(6) = 4,20$  [p-verdi = 0,65]

Vector Heterosk. test:  $F(216,524) = 0,84$  [p-verdi = 0,94]

\*) De kritiske verdiene er hentet fra tabell 13 i Doornik (2003) – med to eksogene variable i systemet

\*\*) Se Doornik og Hendry (2006b)

Tabell 3 Testing av overidentifiserende restriksjoner på kointegrasjonsvektoren i en kointegrert VAR ( $r=1$ ) – basert på VAR(5)-systemet i tabell 2. 1970(3)–2008(2)\*.

i) Modellen uten testbare restriksjoner ( $\beta_{\text{cpeb}} = 1$  er en identifiserende restriksjon)

cpeb +  $\beta_y y$  +  $\beta_w w$  +  $\beta_{\text{AGE}} \text{AGE}$  +  $\beta_{\text{RR}} \text{RR}$  +  $\gamma$  Trend; ingen restriksjoner på  $\alpha_{\text{cpeb}}$ ,  $\alpha_y$  og  $\alpha_w$

Log L = 1166,25

ii) Modell med  $\gamma = 0$

cpeb - 0,79 y - 0,18 w + 0,07 AGE + 0,70 RR;  $\alpha_{\text{cpeb}} = -0,48$ ,  $\alpha_y = 0,02$ ,  $\alpha_w = -0,18$   
(0,05) (0,03) (0,12) (0,30) (0,10) (0,10) (0,13)

Log L = 1165,67  $\chi^2(1) = 1,15$  [p-verdi = 0,28]

iii) Modell med  $\gamma = 0$ ,  $\beta_{\text{AGE}} = 0$

cpeb - 0,78 y - 0,18 w + 0,58 RR;  $\alpha_{\text{cpeb}} = -0,48$ ,  $\alpha_y = 0,01$ ,  $\alpha_w = -0,16$   
(0,05) (0,03) (0,30) (0,10) (0,09) (0,12)

Log L = 1165,53  $\chi^2(2) = 1,43$  [p-verdi = 0,49]  $\chi^2(1) = 0,28$  [p-verdi = 0,59]

iv) Modell med  $\gamma = 0$ ,  $\beta_{\text{AGE}} = 0$ ,  $\alpha_y = 0$ ,  $\alpha_w = 0$ ,  $\alpha_w = 0$

cpeb - 0,74 y - 0,20 w + 0,49 RR;  $\alpha_{\text{cpeb}} = -0,47$   
(0,05) (0,03) (0,20) (0,10)

Log L = 1164,93  $\chi^2(4) = 2,62$  [p-verdi = 0,62]  $\chi^2(2) = 1,20$  [p-verdi = 0,55]

v) Modell med  $\gamma = 0$ ,  $\beta_{\text{AGE}} = 0$ ,  $\alpha_y = 0$ ,  $\alpha_w = 0$ ,  $\beta_y + \beta_w = -1$

cpeb - 0,85 y - 0,15 w + 0,71 RR;  $\alpha_{\text{cpeb}} = -0,38$   
(-) (0,02) (0,22) (0,08)

Log L = 1163,37  $\chi^2(5) = 5,75$  [p-verdi = 0,33]  $\chi^2(1) = 3,13$  [p-verdi = 0,08]

\*) Standardavvik i parentes under koeffisientestimatene

eksogene nivåvariable, alderssammensetningsvariabelen AGE (se fotnote 11) og realrenten etter skatt, RR, kan inngå i en langsiktig kointegrasjonssammenheng. Krogh (2008a) viser at cpeb og y er I(1), w er I(1) med en deterministisk trend og AGE er I(0). RR blir også bedømt til å være I(0) når vi tillater deterministiske skift i gjennomsnittet.<sup>18</sup>

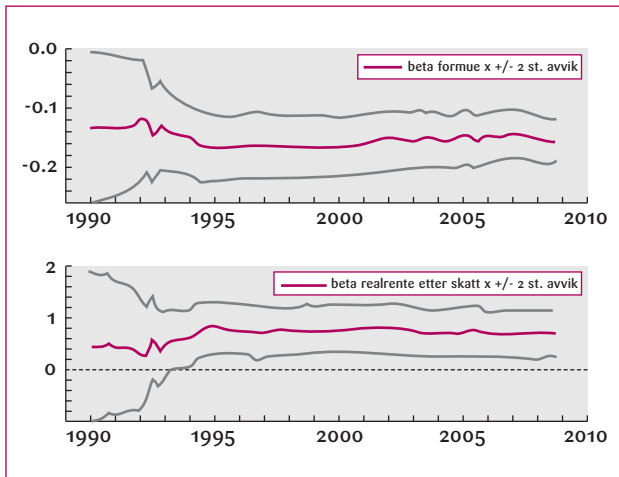
En VAR i disse variablene med 5 lag i cpeb, y og w sammen med ett lag i AGE og RR gir en velspesifisert modell i følge dokumentasjonen i tabell 2. Der har vi i tråd med

anbefalingene i Harbo *et. al.* (1998) inkludert en deterministisk trend. I tillegg inngår (uten restriksjoner) et konstantledd, sesongdummier (CS1, CS2, CS3) og en dummyvariabel CPSTOP som fanger effekten av lønns-prisstoppen i 1978-79. I tabell 2 rapporterer vi trase-tester av rangen til systemet. Testene gir støtte til at det er bare én kointegrasjonsvektor i systemet.

Når vi betinger på denne langsiktssammenhengen kan vi teste ytterligere restriksjoner på kointegrasjonsvektoren.

<sup>18</sup> Testene er foretatt på hele samplet med unntak av RR der vi ser på perioden etter liberaliseringen av kredittmarkedet 1984(2)- 2007(4). Impulsdummier er brukt for å fange opp korte perioder med uvanlig høye eller lave renter i 1997, 1998, 2003 og 2004, se fotnote 3 i Erlandsen og Nymoen (2008).

Figur 1 Ny konsumrelasjon med formueseffekt: Rekursive koeffisienter for formue og realrente i langsiktssammenhengen, fra tabell 3 v), der  $\beta_y + \beta_w = -1$ . 1990(1)-2008(4).



Vi ser i tabell 3 at den deterministiske trenden blir insignifikant i det kointegrerte VAR-systemet (p-verdi=0,28). Likeens finner vi at AGE variabelen kan utgå (p-verdi = 0,59). Viktigere er det at  $y$  og  $w$  kan betraktes som svakt eksogene med hensyn på langsiktsparementene i kointegrasjonsvektoren (samlet p-verdi = 0,55), jf seksjon 1 over, og at vi får akseptert en restriksjon om homogenitet i inntekt og formue, om enn marginalt (p-verdi = 0,08), i tråd med anbefalingene fra Magnussen og Moum (1992),

jf diskusjonen i avsnitt 2.1. Figur 1 viser at de estimerte koeffisientene er rekursivt stabile.

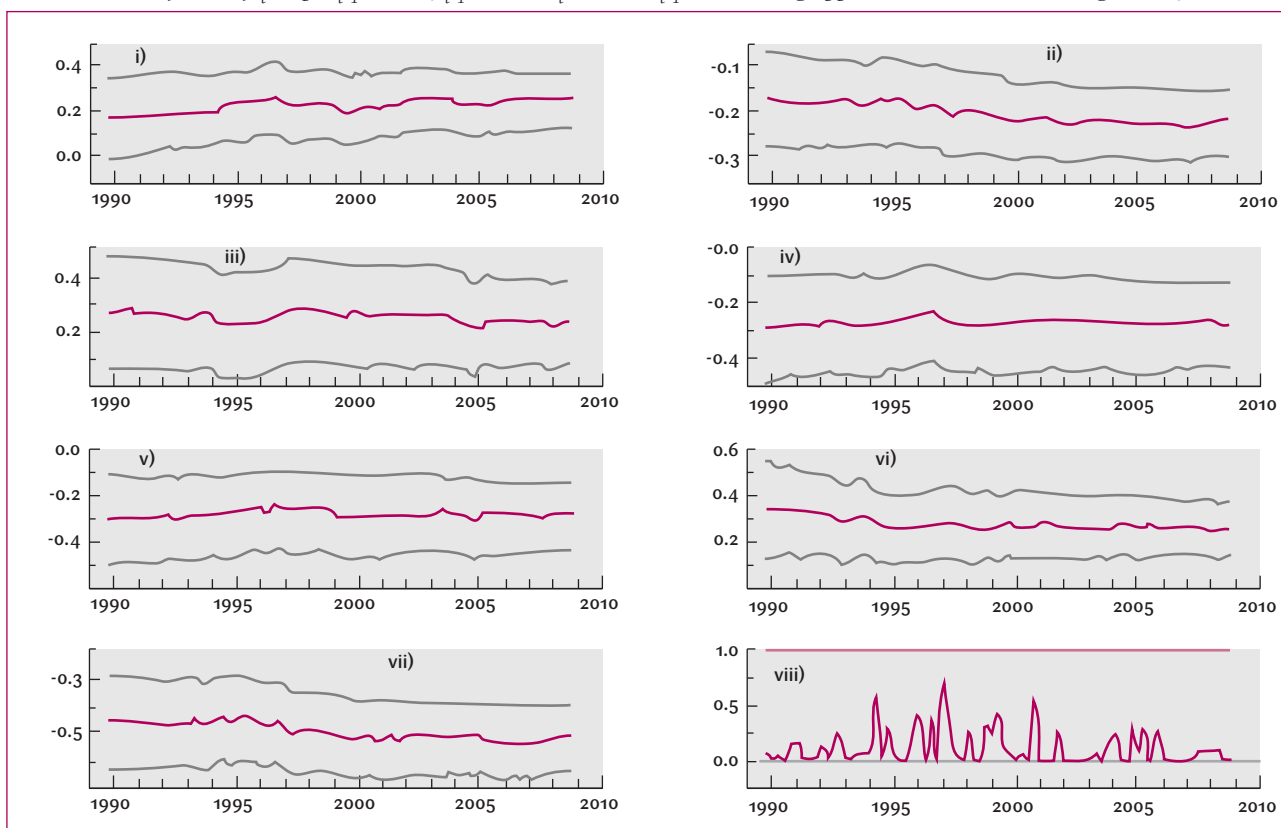
Vi har dernest estimert den betingede konsumfunksjonen med data fra 1971(1) – 2008(4), der vi starter med en generell spesifisering med fire lag i  $\Delta cpeb$ ,  $\Delta y$ ,  $\Delta w$ , og  $\Delta RR$  som deretter forenkles ved å sløyfe insignifikante variable ved modelleringen av korttidsdynamikken. Vi har i tillegg tatt med et dobbelt sett sesongdummier for å fange opp en endring i kvartalsfordelingen av inntektstallene fra og med 2002(1). I tabell 4 har vi estimert modellen både med kointegrasjonsvektoren som variabel (Modell A) og med nivåvariablene i den hver for seg (Modell B). I begge tilfeller er modellen velspesifisert i følge tester og vi viser i figur 2 og 3 at koeffisientene er rekursivt stabile. I tabellen har vi også tatt med en Modell C, som er lik Modell A, men estimert på samplet 1986(3) – 2008(4) slik at vi lettere kan sammenligne den med den tidligere konsumfunksjonen i KVARTS, som er tallfestet på dette samplet. Koeffisientene er stabile, men de er mindre skarpt bestemt med det kortere samplet. I figur 4 har vi reestimert modell A fram til 2005(4) og gjort et steg fram prognoser for veksten i CPEB ( $\Delta cpeb_t$ ). Modellen treffer den faktiske utvikling tilfredsstillende. Om vi gjør samme eksperiment med Modell C får vi nesten like gode betingede prognoser (p-verdien for  $\chi^2(12)$ -testen faller fra 0,99 til 0,92).

Tabell 4. Ny konsummodell for  $\Delta cpeb_t$  med  $EqCM08q4_t = cpeb_{t-1} - 0,85 y_{t-1} - 0,15 w_t + 0,7 RR_{t-1}$

	A. 1971(1) – 2008(4)		B. 1971(1) – 2008(4)		C. 1986(3) – 2008(4)	
	Koeff.	t-verdi	Koeff.	t-verdi	Koeff.	t-verdi
$\Delta cpeb_{t-4}$	0,25	4,14	0,25	4,23	0,23	2,78
Konstant	-0,22	-6,15	0,10	0,66	-0,27	-5,92
$\Delta y_t$	0,24	3,14	0,24	3,12	0,23	1,81
$\Delta y_{t-1}$	-0,28	-3,52	-0,26	-3,27	-0,34	-2,19
$\Delta y_{t-2}$	-0,29	-3,91	-0,29	-3,89	-0,26	-1,95
$\Delta w_{t-1}$	0,25	4,23	0,24	4,04	0,12	1,64
$EqCM08q4_t$	-0,51	-8,30			-0,59	-7,55
$cpeb_{t-1}$			-0,55	-8,55		
$y_{t-1}$			0,41	7,77		
$w_t$			0,10	5,62		
$RR_{t-1}$			-0,28	-2,70		
dummier						
SER (st. avvik for regresjonen)	1.82%		1.81%		1.66%	
Tester*:	observator	Verdi [p-verdi]	observator	Verdi [p-verdi]	observator	Verdi [p-verdi]
AR 1-5	F(5,133)	1,61[0,16]	F(5,130)	1,62[0,16]	F(5,71)	0,79[0,56]
ARCH(4)	F(4,130)	0,69[0,60]	F(4,127)	0,65[0,63]	F(4,68)	0,22[0,92]
Normalitet	$\chi^2(2)$	0,09[0,96]	$\chi^2(2)$	0,91[0,63]	$\chi^2(2)$	0,77[0,68]
Heteroskedasitet	F(19,118)	1,07[0,39]	F(25,109)	0,98[0,49]	F(19,56)	0,49[0,95]
Reset	F(1,137)	0,41[0,52]	F(1,134)	0,02[0,89]	F(1,75)	0,62[0,43]

\*) Se Doornik og Hendry (2006a)

Figur 2 Ny konsumrelasjon med formueseffekt: Modell A fra tabell 4. Rekursive koeffisientestimer 1990(1)-2008(4). Estimeringsperiode 1971(1)-2008(4). Grafene viser: i)  $\Delta cpeb_{t-4}$ , ii) konstant, iii)  $\Delta y_t$ , iv)  $\Delta y_{t-1}$ , v)  $\Delta y_{t-2}$ , vi)  $\Delta w_{t-1}$ , vii)  $EqCM08q4_t = cpeb_{t-1} - 0,85 y_{t-1} - 0,15 w_t + 0,7 RR_{t-1}$ , viii) Et steg opp Chow-test, se Doornik og Hendry (2006a).



Den nye modellen kan sammenlignes med den konsumfunksjonen som var i bruk i KVARTS ut 2008. Den langsiktige sammenhengen i denne relasjonen har formen, jf. likning 5.3.4. i Boug og Dyvi (2008):

$$(7) \text{ecm}_t = cpeb_t - 0,98 y_t - 0,02 ya_t + 1,7 RR_t,$$

Likning (7) er altså homogen i husholdningenes realdisponible inntekt etter skatt, der en skiller mellom aksjeinntekter ( $ya$ ) og inntekten utenom aksjeinntekter ( $y$ ). Det er en beskjeden effekt av husholdningenes aksjeinntekter, ingen formueseffekter<sup>19</sup> og semielastisiteten for realrenten etter skatt er over dobbelt så stor som i den nye modellen. En ADF test av residualene i (7) viser at de er stasjonære, med en Dickey-Fuller observator med t-verdi på -4,1.

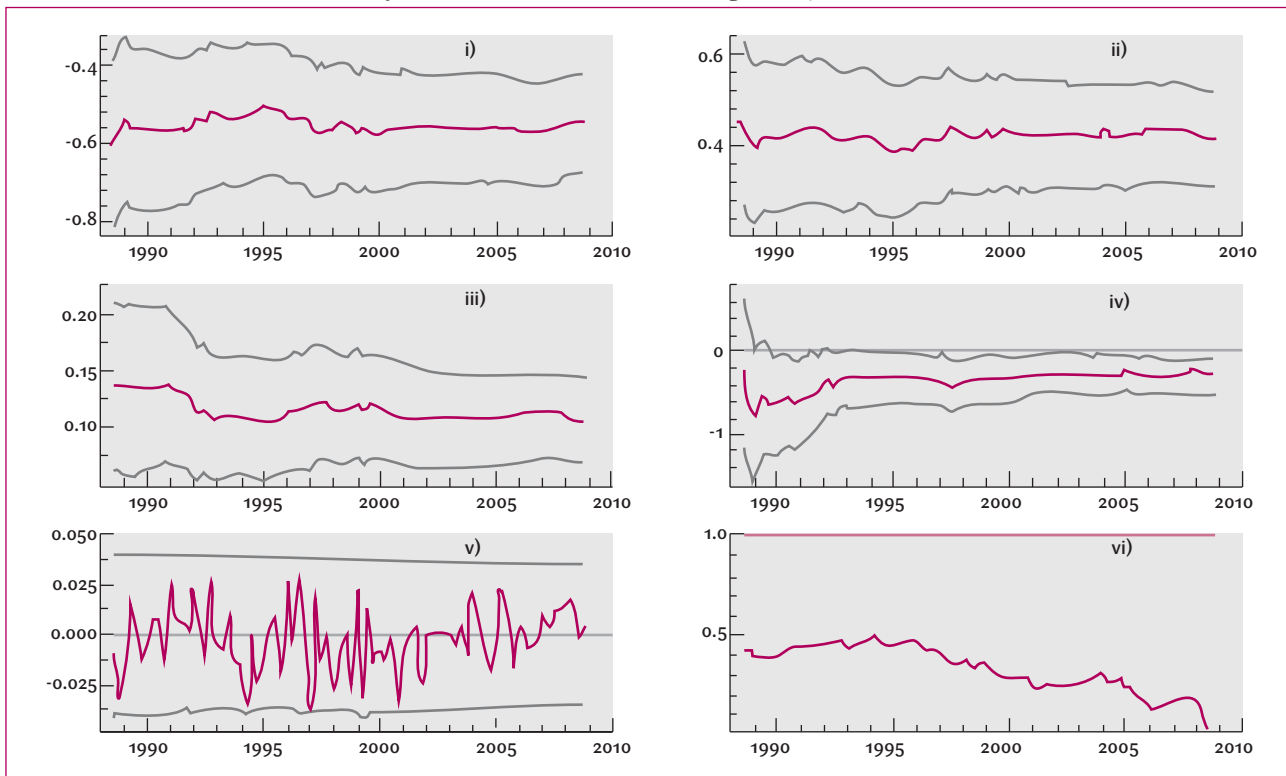
Denne konsumfunksjonen har en meget enkel korttidsdynamikk med bare egendynamikk (Modell D), og den viser noe svakere føyning enn den nye modellen estimert på observasjonsperioden 1968(3) – 2008(4). Dersom vi modellerer relasjonen generell til spesifikk ved å inkludere fire lag i  $\Delta cpeb$ ,  $\Delta y$ ,  $\Delta ya$  og  $\Delta w$ , (Modell E) får vi bedre forklarings kraft. I tabell 5 er begge modeller rapportert.<sup>20</sup> Modellene viser tegn til ustabilitet over de siste tre årene av observasjonsperioden (se figur 5 for modell D). Dette har som konsekvens at modellen gir svakere prognoser et steg fram når vi estimerer modellen fram til og med 2005(4), som i Figur 6. Modell E gir ikke bedre prognoser enn Modell D og en figur for dette er utelatt her.

Vi kan foreta en direkte sammenligning av prognosefeilene i ny konsumfunksjon (modell A fra tabell 4) og

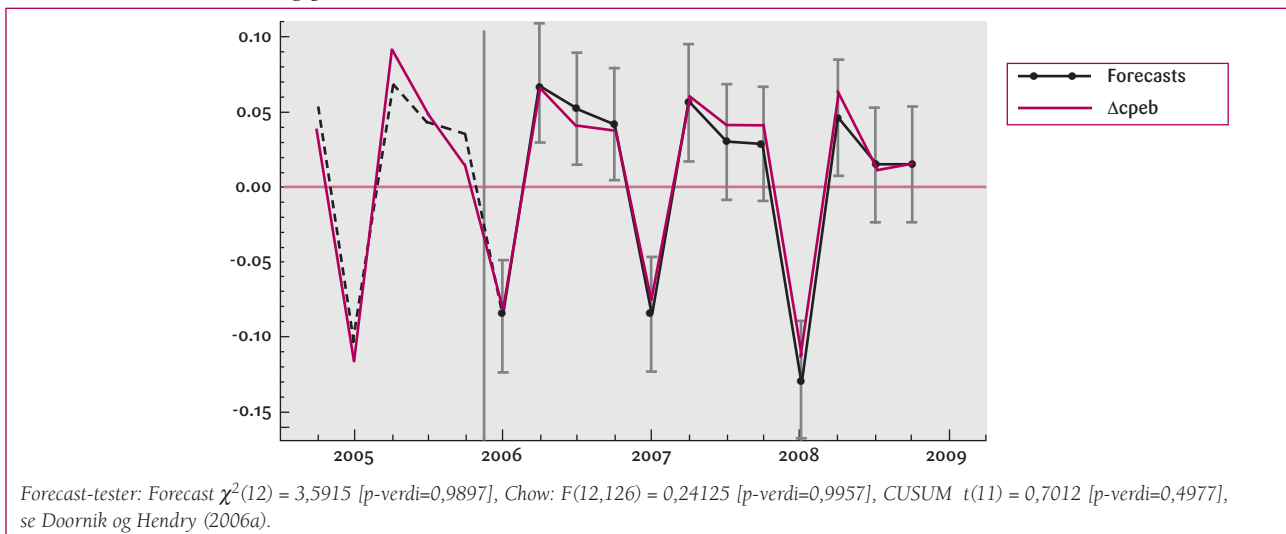
<sup>19</sup> Som nevnt blir boligkonsumet i KVARTS bestemt av den akkumulerte boligkapitalen, som imidlertid skiller seg fra formuesverdien blant annet ved å se bort fra omvurderinger.

<sup>20</sup> Vi har også estimert modellen med lag i  $\Delta RR$  (som for den nye konsumfunksjonen). Dette gir bedre føyning, men også et urimelig, positivt estimat på kort-siktseffekten av en renteendring.

Figur 3 Langsiktskoeffisientene i ny konsumrelasjon med formueseffekt: Modell B fra tabell 4. Rekursive koeffisientestimer 1988(1) – 2008(4). Estimeringsperiode 1971(1) – 2008(4). Grafene viser: i)  $cpeb_{t-1}$ , ii)  $y_{t-1}$ , iii)  $w_p$ , iv)  $RR_{t-1}$ , v) rekursive residualer, vi) rekursive forecast Chow-tester, se Doornik og Hendry (2006a).



Figur 4 Ny konsumrelasjon med formueseffekt: Modell A fra tabell 4. Et steg fram prognoser i 12 kvartaler fra 2006(1) til 2008(4), estimeringsperiode 1971(1) – 2005(4).



den tidligere konsumfunksjonen (modell D fra tabell 5). For å kontrollere for ulik sampellengde har vi også inkludert modell C fra tabell 4 som har samme sampellengde som alternativet. Vi ser i figur 7 at den tidligere konsumfunksjonen undervurderer i betydelig grad kon-

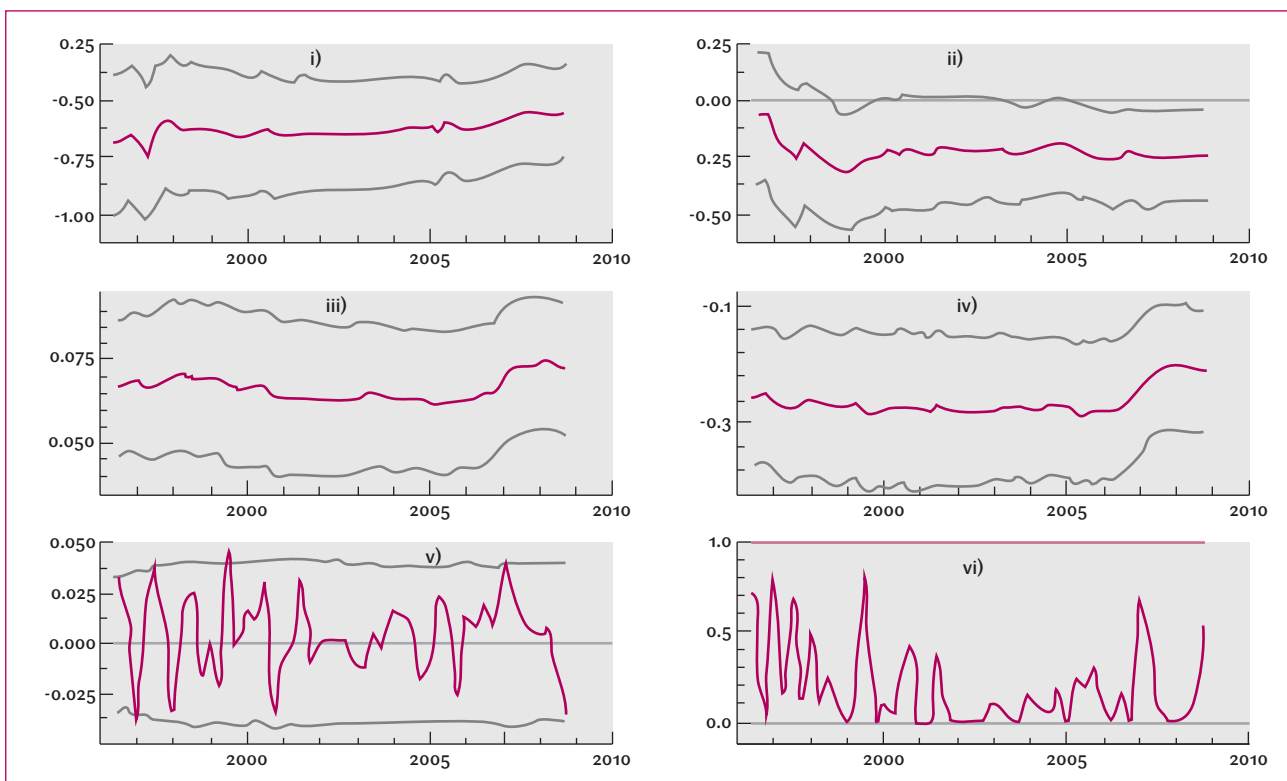
sumveksten i 2006-07 og overvurderer den kraftig i 2008(4). Den nye konsumfunksjonen unngår de store feilene, selv om også den undervurderer konsumveksten i 2007 og inn i 2008. Modell A treffer eksakt konsumveksten i 2008(4).

Tabell 5 Gammel konsumfunksjon uten eksplisitt formuiseffekt på lang sikt der  $ecm_t = cpeb_{t-2} - y_{t-2} - 0,02 (y_t - y)_{t-2} + 1,7 RR_{t-1}$

	D. 1986(3) – 2008(4)		E. 1986(3) – 2008(4)	
	Koeff.	t-verdi	Koeff.	t-verdi
$\Delta cpeb_{t-1}$	-0,55	-5,43	-0,70	-8,33
$\Delta cpeb_{t-2}$	-0,22	-2,27	-0,47	-5,77
$\Delta cpeb_{t-3}$			-0,24	-2,90
Konstant	0,07	7,80	0,06	4,92
$\Delta w_{t-1}$			0,30	4,10
$ecm_t$	-0,27	-4,62	-0,23	-3,97
dummier				
SER (st. avvik for regresjonen)	1.97%		1.82%	
Tester*:	observator	Verdi [p-verdi]	observator	Verdi [p-verdi]
AR 1-5	F(5,74)	0,69[0,63]	F(5,75)	0,42[0,83]
ARCH(4)	F(4,71)	0,11[0,98]	F(4,72)	0,85[0,50]
Normalitet	$\chi^2(2)$	0,47[0,79]	$\chi^2(2)$	1,36[0,50]
Heteroskedasitet	F(13,65)	1,27[0,25]	F(14,65)	0,62[0,83]
Reset	F(1,78)	0,01[0,94]	F(1,79)	0,34[0,56]

\*) Se Doornik og Hendry (2006a)

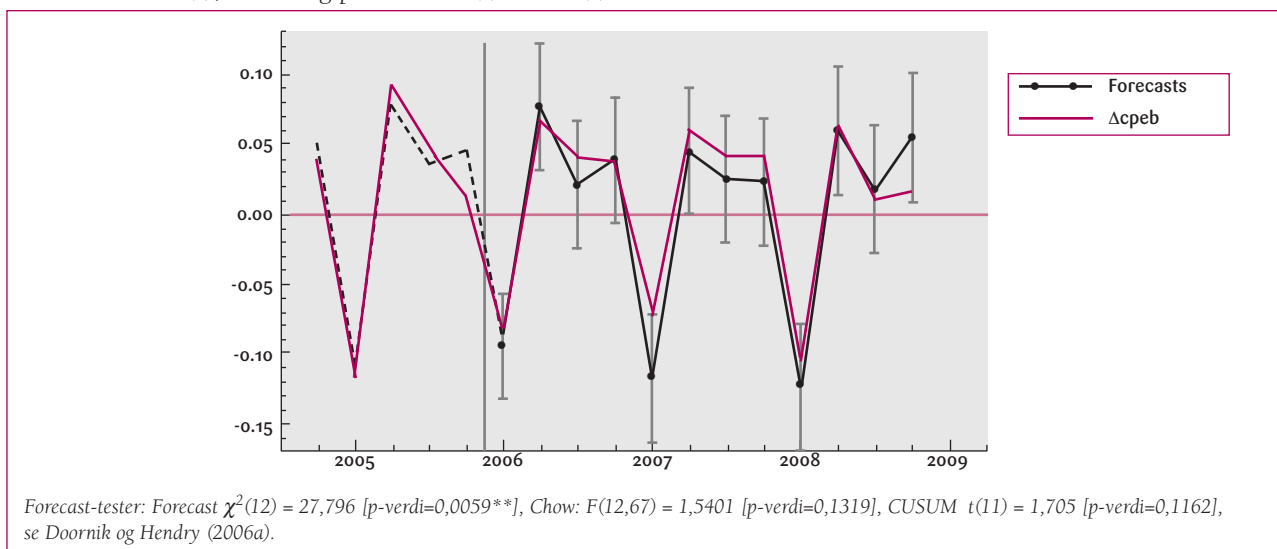
Figur 5 Gammel konsumrelasjon uten formuiseffekt: Modell D fra tabell 5. Rekursive koeffisientestimer 1995(1)-2008(4). Estimeringsperiode 1986(3)- 2008(4). Grafene viser: i)  $\Delta cpeb_{t-1}$ , ii)  $\Delta cpeb_{t-2}$ , iii) konstant, iv)  $ecm_t = cpeb_{t-2} - y_{t-2} - 0,02 (y_t - y)_{t-2} + 1,7 RR_{t-1}$ , v) rekursive residualer, vi) Et steg opp Chow-test, se Doornik og Hendry (2006a).



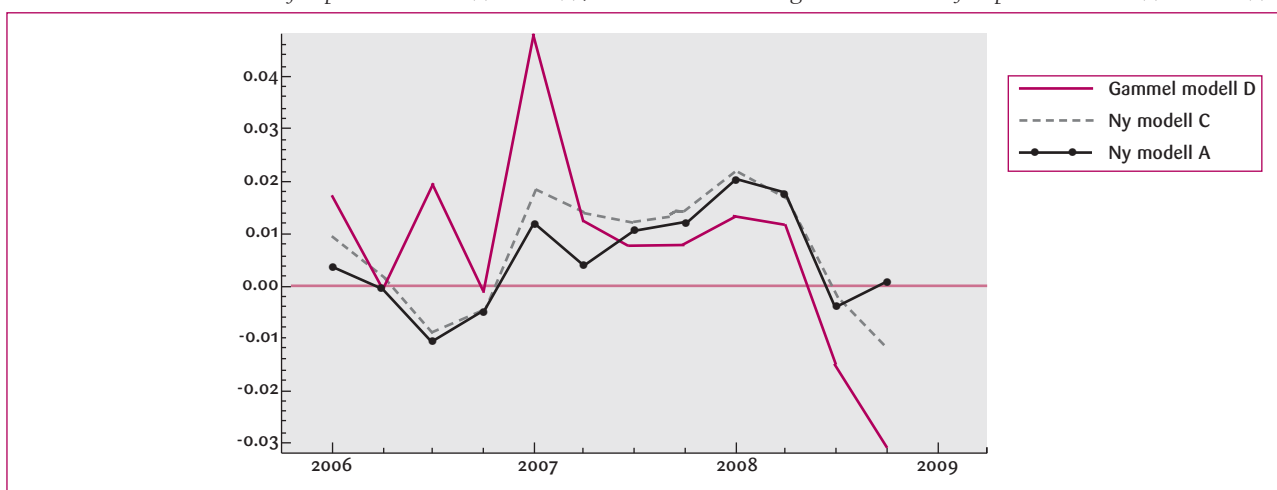
Vi har foretatt omslutningstester basert på prognosefeilene fra gammel og ny konsumfunksjon i tabell 6, se Bårdsen *m. fl.* (2005, s.178). Testen består i å kjøre en statistisk regresjon av prognosefeilene for modell 1 mot differansen mellom prognosefeilene til en modell j og modell 1. Under

$H_0$  at modell j ikke har forklaringskraft, utover det som allerede finnes i modell 1, er regresjonskoeffisienten lik null. Av tabellen framgår det at den nye modellen omslutter den gamle spesifikasjonen meget klart, og modellen basert på den lengste observasjonsperioden har de beste

Figur 6 Gammel konsumrelasjon uten formueseffekt: Modell D fra tabell 5. Et steg fram prognoser i 12 kvartaler fra 2006(1) til 2008(4), estimeringsperiode 1986(3) – 2005(4).



Figur 7 Sammenlikning av prognosefeil (faktisk endring – prognose, et steg fram), 2006(1) -2008(4), for  $\Delta cpeb_t$  for to varianter av ny konsumfunksjon (modellene A og C fra tabell 4) og gammel konsumfunksjon (modell D fra tabell 5). Modell A er her estimert med data fra perioden 1971(1)-2005(4), mens modellene C og D har observasjonsperioden 1986(3) – 2005(4).



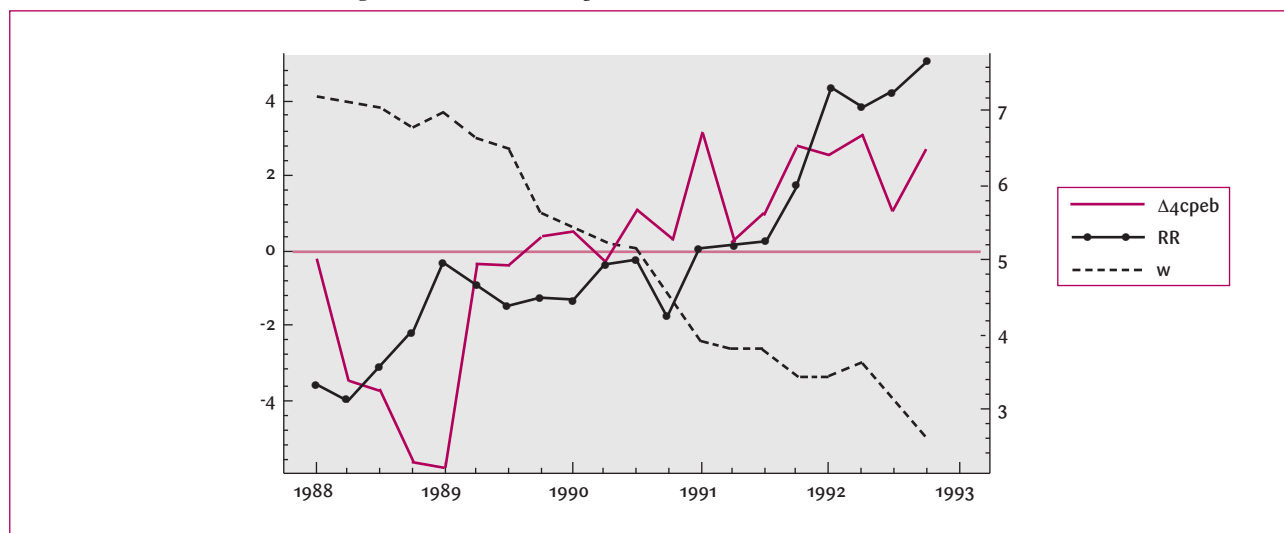
prognoseegenskapene, helt i tråd med det visuelle bildet i figur 7.

Tabell 6 Omslutningstester av prognosefeilene til gammel (modell D) mot ny konsumfunksjon (modell j = A, C). 2006(1)- 2008(4). p-verdi for koeffisienten foran feildifferansen.

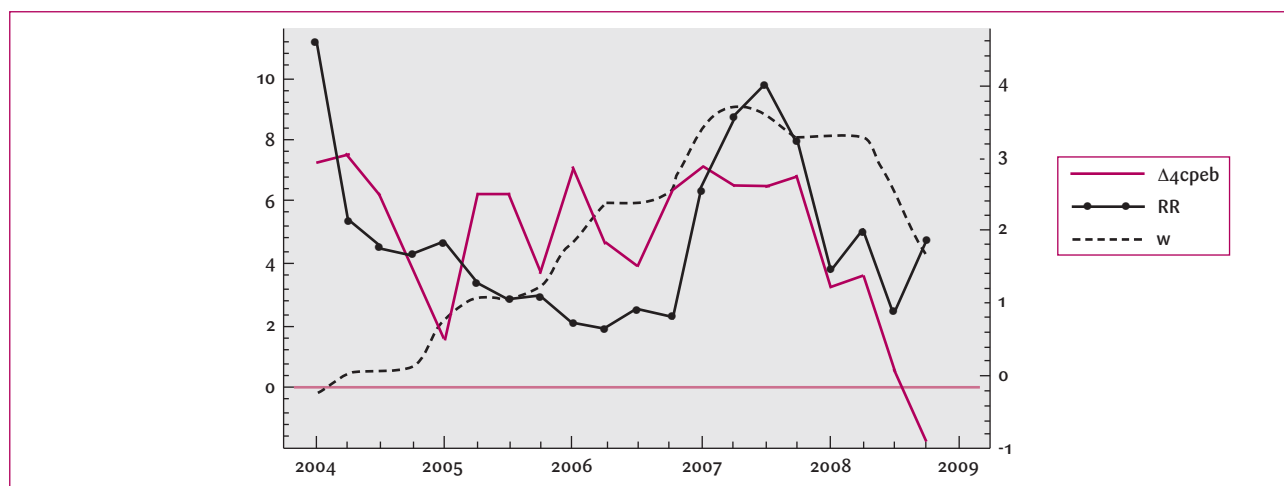
Versjon av ny modell	Modell D vs Modell j	Modell j vs Modell D
Modell A	0,0002**	0,6402
Modell C	0,016*	0,8656

De to alternative modellene (med og uten formuesvariabel) synes imidlertid å forklare utviklingen før og under bankkrisen tidlig på 90-tallet om lag like godt. Faktisk er det liten forskjell i forklaringssevne fram til 2006. De siste tre årene er prognoseegenskapene til modellen med formuesvariabel klart bedre enn konkurrenten. Figur 8 og 9 gir en enkel forklaring på dette. I perioden 1988(1) – 1992(4) var korrelasjonen mellom  $w$  og  $RR$  lik  $-0,85$  mens den i perioden 2006(1)- 2008(4) var  $0,76$ . I perioden fra 1986(3) – 2005(4) var korrelasjonen  $-0,54$ . Siden den estimerte effekten av de to variablene har motsatt fortegn følger det at maksimalt en

Figur 8 Årsvekst for privat konsum ( $\Delta_4cpeb$ , venstre akse) plottet mot realrente (RR, høyre akse) og formue (w). Korrelasjonen mellom konsumveksten og realrente er  $-0,85$  i perioden 1988(1)–1992(4).



Figur 9 Årsvekst for privat konsum ( $\Delta_4cpeb$ , venstre akse) plottet mot realrente (RR, høyre akse) og formue (w), 2004(1)–2008(4). Korrelasjonen mellom konsumvekst og realrente er  $0,76$  i perioden 2006(1)–2008(4), sammenlignet med  $-0,54$  i perioden 1986(3)–2005(4).



av modellene kan forventes å forklare utviklingen etter 2006 på en tilfredsstillende måte. Dette er nærmest et skoleeksempel på hvordan endret korrelasjonsmønster mellom potensielle forklaringsvariable kan avdekke at en viktig variabel er utelatt fra en modellsesifikasjon.

#### 4 HVA BLIR KONSEKVENSENE FOR SPARERATEN ?

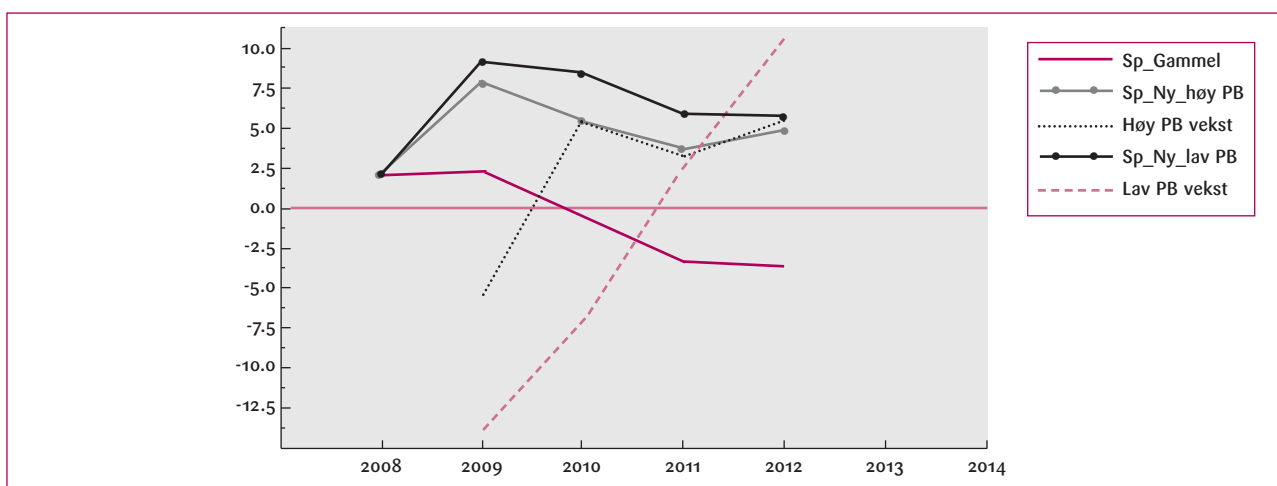
Begge de to konsumfunksjonene impliserer en konstant sparerate i steady state. Konsumfunksjonen uten formues-effekter har et konstant forhold mellom inntekten og kon-

sumet, dersom vi antar at helse- og boligkonsumet utvikler seg i takt med resten av konsumet (CPEB). Det konstante nivået vil imidlertid være forskjellig ved ulike nivåer for den langsiktige realrenten etter skatt.

Den nye konsumfunksjonen vil - under de samme antakelser som over - ha den samme egenskapen i en steady state vekstbane der inntekt og formue vokser i takt, jf drøfting under likning (4) foran. Spareraten vil da være lik:

$$(8) \log ((Y-C)/Y) = \text{konstant} + 0,15 \log (Y/W)$$

Figur 10 KVARTS-beregninger av spareraten ( $Sp$ ) under to alternative forutsetninger om boligprisveksten ( $PB$  vekst) med konsumfunksjon med formueseffekt (henholdsvis  $Ny\_høy\_PB$  og  $Ny\_lav\_PB$ ) og uten formuesvariabel ( $Gammel$ ). Både spareraten og boligprisårsveksten er i prosent.



Dersom realformuen får et negativt sjokk – slik vi vedvarende ser gjennom perioden 1988(1)-1992(4) i figur 8 og de fire siste kvartalene i 2008 i figur 9 – vil responsen fra forbrukerne være en betydelig økning i spareraten når (8) gjelder.<sup>21</sup>

Vi har forsøkt å belyse dette ved noen simuleringer med kvartalsmodellen KVARTS. Under ellers like forutsetninger for simuleringene fra 2009(1)–2012(4), hentet fra SSBs siste konjunkturrapport i *Økonomisk utsyn over året 2008*, har vi endret boligprisene til et høyt og et lavt prisforløp i 2009 og 2010 der forskjellen i årsveksten for boligprisene er om lag 10 prosentpoeng mellom de to forløpene. Vi har altså styrt boligprisene eksogen og sett bort fra eventuelle tilbakevirkninger via rentesettingen og valutakursrespons. Tilbakevirkningene er i dette konkrete tilfellet relativt beskjedne, og vi oppnår på denne måten å rendyrke formueseffekten av boligprisene i konsumfunksjonen. I figur 10 ser vi at det er ingen forskjell mellom de to boligpris-alternativene for konsumfunksjonen uten formueseffekter: spareraten holder seg lav og blir faktisk negativ som et resultat av lav realrente og god realinntektsvekst. For konsumfunksjonen med formueseffekter ser vi at det finner sted en finansiell konsolidering i husholdningene gjennom en betydelig økning i spareraten inn i 2009 og denne økningen forsterkes når vi legger inn alternativet med lav boligprisvekst i 2009 og

2010. I 2011 er forskjellen mellom spareratene med og uten formueseffekter i konsumfunksjonen om lag 10 prosentpoeng under alternativet med lav boligpris, mens forskjellen er om lag 8 prosentpoeng med høy boligpris. Disse funnene er robuste overfor endringer i de øvrige forutsetningene som gjort i disse beregningene.<sup>22</sup>

#### 4 KONKLUSJON

Vi har funnet at en konsumfunksjon med formueseffekter gir bedre forklaringskraft for utviklingen i privat konsum over de siste tre årene vi har data for enn en alternativ modell uten formueseffekter. Formueseffektene er såpass sterke at spareraten vil stige framover og de vil bidra til å dempe den ekspansive effekten av lav rente, som gir både en positiv direkte effekt på konsumet og en indirekte via en markert økning i realdisponibel inntekt.

Man kan stille spørsmål ved størrelsen på formueseffekten. Som nevnt ville det vært ønskelig å inkludere en variabel for stramheten i kredittmarkedet i analysen og å undersøke samspilleffekter mellom stramhetsindikatoren og de andre forklaringsvariablene. Det er trolig at anslaget for formueselastisiteten fanger opp noe av effekten fra denne utelatte variabelen. Kredittmarkedet de siste tre årene var kjennetegnet av en relativt generøs utlånspraksis overfor husholdningene fram til sommeren 2008 som ble

<sup>21</sup> Eika og Nymoene (1992) gir en mer utførlig drøfting av dette fenomenet for Norge og flere andre land.

<sup>22</sup> Det er eksogen antatt at børskursene – som påvirker verdien av finansiell formue – flater ut i 2. kvartal 2009 for deretter å stige svakt ut prognoseperioden.



etterfulgt av en innstramming høsten 2008. Under disse forhold taler mye for at formueselastisiteten ikke er overvurdert.

I tråd med ideen bak et empirisk forskningsprogram er det viktig med en tett oppfølging av utviklingen i konsumet og dets potensielle forklaringsvariable i tiden framover. En oppsplitting av formuesvariabelen i likvide, mindre likvide og ikke likvide fordringer, samt husholdningenes lån, kan bedre forklaringskraften i konsumfunksjonen, spesielt de siste kvartalene. Likeens er det mulig at en indikator som fanger opp stramheten i kredittmarkedet – jf fotnote 8 – både kan gi en forklaring på hva som hendte med konsumet på 1980-tallet og kan kaste lys over boligprisutviklingen som via formueseffekter bidrar til konsumutviklingen under finanskrisen. Det er liten grunn til å tro at vi er i mål ennå – selv om vi har funnet en foreløpig beste forklaringsmodell basert på norske data.

#### REFERANSER:

- Aron, J., J. N. Muellbauer og A. Murphy (2008): «Housing wealth, credit condition and UK consumption», paper presentert i ESEM 2008, Milano.
- Barrell, R. og E. P. Davies (2007): «Financial liberalisation: consumption and wealth effects in seven OECD countries», *Scottish Journal of Political Economy*, 54, 254-267.
- Bjørnstad, R. (2009): «Finanskrisen: Forsterket av doktrinen bak inflasjonsmålene» *Samfunnsøkonomen*, 63 (2009/4), 69-77.
- Blanchard, O. J. (2009): *Macroeconomics*, 5 utgave, Upper Saddle River, NJ, Prentice Hall.
- Blanchard, O. J. og S. Fischer (1989): *Lectures on macroeconomics*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Boug, P., K. A. Mork og T. Tjemsland (1995): «Financial deregulation and consumer behavior: the Norwegian experience» Discussion Paper 156, Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Boug, P. og Y. Dyvi, red. (2008): *MODAG – En makroøkonomisk modell for norsk økonomi* Sosiale og økonomiske studier 111, Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Brodin, P. A. (1989): «Makrokonsumfunksjonen i RIKMOD», Arbeidsnotater 1989/1, Norges Bank, Oslo.
- Brodin, P. A. og R. Nymoen (1992): «Wealth effects and exogeneity: The Norwegian consumption function 1966(1) – 1989(4)», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 431-454.
- Brubakk, L. (1994): «Estimering av en konsumfunksjon for ikke-varige goder 1968-1991» Rapporter 94/9, Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Brubakk, L. og T. Sveen (2008): «NEMO – en ny makromodell for prognoser og pengepolitisk analyse» *Penger og Kreditt*, 36 (1/2008), 33-40.
- Brubakk, L., T. A. Husebø, J. Maih, K. Olsen og M. Østnor (2006): «Finding NEMO: documentation of the Norwegian economy model», Staff Memo 2006/6, Norges Bank, Oslo.
- Bårdsen, G., Ø. Eitrheim, E. S. Jansen og R. Nymoen (2005): *The econometrics of macroeconomic modelling*, Oxford University Press (Advanced Texts in Econometrics), Oxford.
- Campbell, J. Y. og N. G. Mankiw (1989): «Consumption, income and interest rates: reinterpreting the time series evidence», i O. J. Blanchard og S. Fischer (eds.) *NBER Macroeconomic Annual* 1989, MIT Press, Cambridge, Mass, 185-216.
- Campbell, J. Y. og N. G. Mankiw (1991): «The response of consumption to income: a cross-country investigation», *European Economic Review*, 35, 723-767.
- Cappelen, Å. (1980): «Inntektsfordeling og konsum 1962-1978», Artikler 123, Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Carroll, C. D. (2001): «Death to the log-linearized consumption Euler equation! (And very poor health to the second-order approximation)», *Advances in Macroeconomics*, 1(1), 1-36.
- Deaton, A. (1992): *Understanding consumption*, Clarendon Press, Oxford.
- Doornik, J. A. (2003): «Asymptotic tables for cointegration tests based on the gamma distribution» upublisert notat, Nuffield College, Oxford.
- Doornik, J. A. og D. F. Hendry (2006a): *Empirical econometric modelling: PC-Give*, Volume 1, Timberlake, London.
- Doornik, J. A. og D. F. Hendry (2006b): *Modelling dynamic systems: PC-Give*, Volume 2, Timberlake, London.
- Eika, K. og R. Nymoen (1992): «Finansiell konsolidering som en konjunkturfaktor», *Penger og Kreditt*, 20, 29-38.
- Eitrheim, Ø., E. S. Jansen og R. Nymoen (2002): «Progress from forecast failure – the Norwegian consumption function», *Econometrics Journal*, 5, 40-64.
- Ekeli, T. (1992): «Formueseffekter i konsumet», upublisert notat (RIKMOD-notat nr 67), Norges Bank, Oslo.
- Engle, R. F. og C. W. J. Granger (1987): «Co-integration and error correction: representation, estimation and testing», *Econometrica*, 55, 251-276.

- Engle, R. F., D. F. Hendry og J.- F. Richard (1983): «Exogeneity», *Econometrica*, 51, 277-304.
- Erlandsen, S. og R. Nymoen (2008): «Consumption and the population age structure», *Journal of Population Economics*, 21(3), 505-520.
- Evjen, S. (2000): «Privat konsum og forventninger», upublisert notat (ØKA-notat 2000/17), Norges Bank, Oslo.
- Friedman, M. (1957): *A theory of the consumption function*, Princeton University Press, Princeton, N. J.
- Frøiland, G. (1999): «Økonometrisk modellering av husholdningenes konsum i Norge: Demografi og formueseffekter», *Notater 1999/86*, Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Granger, C. W. J. (1990): «General introduction: where are the controversies in econometric methodology» i C. W. J. Granger (ed.) *Modelling economic series*, Oxford University Press, Oxford, 1-23.
- Hall, R. E. (1978): «The stochastic implications of the life cycle - permanent income hypothesis: theory and evidence», *Journal of Political Economy*, 86, 971-987.
- Hamburg, B., M. Hoffmann og J. Keller (2008): «Consumption, wealth and business cycles in Germany», *Empirical Economics*, 34, 451-476.
- Harbo, I., S. Johansen, B. Nielsen og A. Rahbek (1998): «Asymptotic inference on cointegrating rank in partial systems» *Journal of Business and Economic Statistics* 16, 388-399.
- Jansen, E. S. (1992): «Makrokonsumfunksjonen - tas empirien på alvor?» *Sosialøkonomen*, 46 (1992/5), 2-6.
- Jansen, E. S. (2004): «Nobelprisen i økonomi 2003 tildelt: The Champions of the 1. and 2. moments» *Økonomisk Forum*, 58 (2004/3), 7-13.
- Jansen, E. S. og T. Teräsvirta (1996): «Testing parameter constancy and super exogeneity in econometric equations», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58, 735-763.
- Johansen, S. (1988): «Statistical analysis of cointegration vectors», *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. (1992): «Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis», *Journal of Econometrics*, 52, 389-402.
- Krogh, T. (2008a): «Test av enhetsrøtter», upublisert notat, Statistisk sentralbyrå, Oslo
- Krogh, T. (2008b): «Litteratur om konsumfunksjonen i Norge», upublisert notat, Statistisk sentralbyrå, Oslo
- Lettau, M. og S. C. Ludvigson (2001): «Consumption, aggregate wealth, and expected stock return», *Journal of Finance*, 56, 815-849.
- Lettau, M. og S. C. Ludvigson (2004): «Understanding trend and cycle in asset values: reevaluating the wealth effect on consumption», *American Economic Review* 94, 276-299.
- Lønning, D. (1997): «Some implications and tests of the permanent-income hypothesis and rational consumer behaviour» Doktorgradsavhandling. Norges Handelshøyskole, Bergen.
- Magnussen, K. A. (1997): «Konsumatferd, kredittasjonering og forsiktighetsmotivert sparing - en analyse på norske makrodata 1984-1994», *Norsk Økonomisk Tidsskrift* 111, 1-33.
- Magnussen, K. A. og K. Moum (1992): «Konsum og boligformue: Tar Eilev Jansen likevel feil?» *Sosialøkonomen*, 46 (1992/6), 13-18.
- Modigliani, F. og R. Blumberg (1954): «Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data», i K. K. Kurihara (ed.): *Post-Keynesian economics*, N. J. Rutgers Press, New Brunswick, N. J., 388-436.
- Mork, K. A. og V. K. Smith: «Testing the life cycle hypothesis with a Norwegian household panel», *Journal of Business and Economic Statistics*, 7(3), 287-296.
- Muellbauer, J. N. (2007): «Housing, credit and consumer expenditure» i *Housing, Housing Finance, and Monetary Policy*, A Symposium Sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole, Wyoming, August 30 - September 1, 2007, 267-334.
- Muellbauer, J. N. og R. Lattimore (1995): «The consumption function: A theoretical and empirical overview», kapittel 5 i M. H. Pesaran og M. R. Wickens (eds.): *Handbook of Applied Econometrics, Volume 1: Macroeconomics*, Blackwell, Oxford.
- Steffensen, E. (1989): «Konsumetterspørselen i Norge estimert ved hjelp av Euler-likninger på årsdata 1962-1987», Arbeidsnotat 20/1989, Senter for anvendt forskning, Bergen.