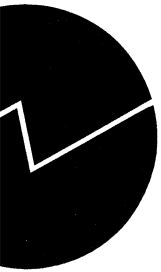


*Gisle Frøiland*

**Økonometrisk modellering av  
husholdningenes konsum i  
Norge**  
Demografi og formueseffekter

Notater



# Innhold

<b>1</b>	<b>Innledning</b>	<b>3</b>
<b>2</b>	<b>Konsumteori</b>	<b>6</b>
2.1	Konsum under full sikkerhet . . . . .	6
2.2	Konsum under usikkerhet . . . . .	8
2.3	Rente og konsumvekst . . . . .	11
2.4	Sikkerhetsmotivert sparing . . . . .	13
2.5	Kredittrasjoning . . . . .	14
2.6	Aggregering . . . . .	17
2.7	Oppsummering . . . . .	18
<b>3</b>	<b>Økonometrisk metode</b>	<b>21</b>
3.1	Stasjonære og ikke-stasjonære prosesser . . . . .	21
3.2	Kointegrasjon og feilkorrigeringsmodellen . . . . .	23
3.3	Eksogenitet . . . . .	25
3.3.1	Svak eksogenitet . . . . .	25
3.3.2	Sterk eksogenitet . . . . .	25
3.3.3	Supereksogenitet . . . . .	26
3.4	Modelleringsstrategi . . . . .	26
<b>4</b>	<b>Empiriske konsummodeller</b>	<b>29</b>
4.1	Modell med demografivariable, M1 . . . . .	30
4.2	Modell med oppsplitting av formuen, M2 . . . . .	40
4.3	Konklusjoner . . . . .	46
<b>5</b>	<b>Referanser</b>	<b>48</b>
<b>A</b>	<b>Diagnostiske tester og stabilitetstester</b>	<b>49</b>
A.1	Standard diagnostiske tester . . . . .	49
A.2	Stabilitetstester . . . . .	50
<b>B</b>	<b>Beskrivelser av data</b>	<b>52</b>
<b>C</b>	<b>ADF-tester av variablene</b>	<b>54</b>

## Figurer

1	Rekursive estimater av koeffisientene i M1.(Bruddet til koeffisienten foran lagget formue er pålagt som restriksjon.) . . . .	35
2	Rekursive estimater av koeffisientene i M1. . . . .	36
3	Rekursive estimater av koeffisientene i M1. . . . .	37
4	Rekursive Chow-tester for koeffisientstabilitet i M1. . . . .	38
5	Ett-skritts residualplott $\pm 2 \times Std.avviket$ for M1. . . . .	39
6	Rekursive estimater av koeffisientene i M2. (Bruddet til koeffisienten foran lagget formue er pålagt som restriksjon.) . . . .	42
7	Rekursive estimater av koeffisientene i M2. . . . .	43
8	Rekursive Chow-tester for koeffisientstabilitet i M2. . . . .	44
9	Ett-skritts residualplott $\pm 2 \times Std.avviket$ for M2. . . . .	45

## Tabeller

1	Estimerte konsumfunksjoner. . . . .	32
2	Variabeldefinisjoner. . . . .	53
3	ADF-tester av variablene. . . . .	54

# 1 Innledning

Hovedformålet med dette notatet er å estimere en konsumfunksjon for husholdningenes konsum i alt utenom bolig og offentlig finansiert helsekonsum i Norge<sup>1</sup>.

Bakgrunnen for at boligkonsumet er holdt utenfor, er at det beregningsmessig følger av et anslag på boligkapitalen i nasjonalregnskapet. Det offentlig finansierte helsekonsumet er holdt utenfor fordi husholdningene ikke har direkte kontroll over dette konsumet.

I en lang periode var det en utstrakt oppfatning at makrokonsumfunksjonen var en av de mest stabile og pålitelige relasjonene i de makroøkonomiske modellene. I perioden 1985-87 endret dette synet seg. Ingen (eller få) av de store norske makroøkonomiske modellene klarte å forklare den sterke veksten i husholdningenes konsum i denne perioden. De klarte heller ikke å forklare den påfølgende nedgangen i konsumet i perioden 1988-89. Den omfattende dereguleringen av kredittmarkedet midt på 1980-tallet medførte en endring i husholdningenes rammebetingelser. Som følge av dette tilpasset de seg anderledes enn før, og etablerte strukturer brøt sammen, jfr, Brubakk (1994).

Sentrale teorier for individets (husholdningens) valg av konsumbane over livsløpet er Permanentinntektshypotesen til Friedman (1957) og Livssyklushypotesen til Modigliani og Brumberg (1954). Disse teoriene gir et mikroøkonomisk utgangspunkt for analyser av utviklingen i husholdningenes forbruk. Det sentrale resultatet fra disse hypotesene er at individene baserer sitt konsumvalg over livssyklusen på forventet avkastning på samlet formue. Løpende og forventet framtidig arbeidsinntekt, finans- og realformue og forventet framtidig avkastning er dermed sentrale forklaringsvariable for individenes konsumvalg på et gitt tidspunkt. En vanlig oppfatning er at individenes konsumbaner utviser langt mindre variasjon over livssyklusen enn løpende arbeidsinntekt. Hypotesene medfører at det vil være optimalt for individene å bruke inn- og utlåning for å glatte konsumbanen.

Teorien baserer seg i utgangspunktet på en forutsetning om at individene ikke er kredittrasjonerte. Dette stemmer trolig ikke med situasjonen i Norge (og i en rekke andre land) før dereguleringen av kredittmarkedet midt på 1980-tallet. Modeller som ikke hadde med formuen som forklaringsvariabel

---

<sup>1</sup>Denne analysen er utført våren og sommeren 1998, og er min hovedoppgave for cand.oecon graden ved Universitetet i Oslo. Knut Moum veiledet meg i arbeidet med oppgaven. Han ga god oppfølging gjennom hele arbeidet. En stor takk til Terje Skjerpen for nøye gjennomlesing av metodekapittlet og gode kommentarer til resultatene. Jeg vil også gjerne takke følgende personer for nyttige tips og gode råd: Ådne Cappelen, Håvard Hungnes, Jørn-Arne Jørgensen, Marte Solli og Bjørn Naug. En takk til Laila Haakonsen for god hjelp med å skaffe datamaterialet.

klarte seg dårlig etter dereguleringen. Brodin og Nymoen (1992) presenterte en modell med formue som de mente kunne ha predikert konsumutviklingen i perioden 1985-89. Magnussen og Moum (1992) argumenterte imidlertid for at denne modellen baserte seg på en boligprisindeks som var konstruert på en slik måte at brudd i indeksen falt sammen med de omfattende dereguleringene. Brubakk (1994) estimerte en konsumfunksjon for ikke-varige goder med en antatt bedre boligprisindeks, og fant da at Brodin og Nymoens modell var ustabil over dereguleringsperioden. Han kom fram til at husholdningenes endrede rammevilkår som følge av kredittliberaliseringen førte til brudd i koeffisienten foran formuen. Brubakks konklusjon var at selv modeller med formue som forklaringsvariabel ikke kunne ha predikert konsumutviklingen midt på 1980-tallet.

I det følgende vil jeg åpne for at norske husholdninger kan ha vært kredittrasjonerte, men at andelen kredittrasjonerte sank som følge av dereguleringen i kredittmarkedet. Midt på 1980-tallet medførte dette at flere husholdninger valgte (fikk muligheten til) å øke konsumet for og glatte konsumbanen. Jeg argumenterer for at effekten av dette på makrokonsumet kan fanges opp ved å åpne for at formuen får større betydning og inntekten får mindre betydning for konsumet etter dereguleringen av kredittmarkedet enn før.

Konsumteoriene til Friedman og Modigliani/Brumberg antar også i utgangspunktet at formuen er likvid og at det ikke er forbundet store kostnader med å konsumere deler av denne. Dette stemmer ikke nødvendigvis med norske forhold, og jeg vil undersøke om likvid og illikvid formue kan ha separate effekter på konsumet. I tillegg antyder teoriene at befolkningsutviklingen og dens alderssammensetning kan ha betydning for konsumet. Jeg vil teste for eksistensen av demografieffekter i konsumfunksjonen.

Økonomisk teori identifiserer variable som kan tenkes å inngå i en empirisk modell for konsum i husholdninger, og sier noe om parameterfortegn. Men dersom vi åpner for adaptive forventninger, varierende realrenter, konsumentheterogenitet, tilpasningskostnader og innslag av rasjonering, gir i realiteten teorien få føringer utover dette. I økonometriske analyser av strukturelle konsumrelasjoner for husholdningene legges det derfor ofte vekt på å finne stabile og statistisk sett akseptable teorikonsistente beskrivelser, men uten å kreve eksakt aggregering fra et spesifisert sett av mikroøkonomiske adferdsrelasjoner.

Et annet punkt som bør nevnes i forbindelse med overgangen fra teori til empirisk modellering, er spørsmålet om samsvar mellom teoriens variabeldefinisjoner og de konvensjonene som ligger bak innhenting av tilgjengelig data. Nasjonalregnskapets innteksdefinisjon kan benyttes som eksempel. I denne definisjonen regnes nominell renteavkastning på finanskapital som inntekt, men ikke omvurderinger som f.eks endring av markedsverdien

på en aksjeportefølje. Den er dermed ikke sammenfallende med definisjonen av inntekt i økonomisk teori, der inntekt defineres som det forbruket en kan ha uten at formuen endres.

Oppgaven er disponert på følgende måte.

I kapittel 2 presenterer jeg sentrale teorier for husholdningenes konsumadferd. Jeg fokuserer på Permanent og Livssyklushypotesen. Disse konkluderer med at både formue og inntekt er sentrale forklaringsvariable i en konsumfunksjon for husholdningene. Sikkerhetssparingens og kredittrasjoneringens betydning for konsumet undersøkes teoretisk. Jeg gjør så et forsøk på å motivere den aggregeringen som foretas i estimeringen. En kort oppsummering i tillegg til en diskusjon om formuens, og spesielt boligformuens, betydning for konsumet følger deretter.

Mitt datasett består av tidsserier for konsum, inntekt, formue og andre relevante variable. Mange av disse er ikke stasjonære. I kapittel 3 vil jeg derfor diskutere konsekvensene av dette for estimeringsarbeidet. I tillegg vil jeg kort forklare kointegrasjon og sammenhengen mellom kointegrasjon og feilkorrigeringsmodeller. Brodin og Nymoen (1991) argumenterer med utgangspunkt i data for perioden 1966(1)-1989(4) for at det bare er en kointegrerende sammenheng mellom konsum, inntekt og formue. Min estimering er basert på en utestet hypotese om at dette også er tilfelle for det foreliggende datasettet. Konsumteorien antyder at individenes tilpasning i ulike markeder bør sees i sammenheng. Jeg vil imidlertid heller ikke gjøre noe forsøk på å estimere individenes tilpasningen simultant i ulike markeder. Siden jeg begrenser meg til å estimere husholdningenes konsum med en betinget modell, finner jeg det nødvendig med en kort diskusjon om eksogenitet og forutsetningene for at en betinget modell skal være gyldig.

I kapittel 4 presenteres resultatene fra estimeringene. Først presenteres resultatene av en estimering over hele sampelet 1967(3)-1997(3) der jeg har inkludert demografivariable, men ikke de disaggregerte formuesvariablene. Det viser seg at demografivariable inngår signifikant i modellen. Jeg får støtte for hypotesen om at formuen får mer å si og inntekten mindre å si etter liberaliseringen av kredittmarkedet. Deretter presenteres resultatene av en estimering over perioden 1976(1)-1997(3), der jeg splitter opp formuen i en likvid og en illikvid del. Denne oppsplittingen av formuen ser ikke ut til å gi resultater.

De empiriske analysene er basert på nasjonalregnskapsdata og annen offentlig statistikk hentet fra SSB's KVARTS-database. Beregningene er gjort i PcGive versjon 9.0 se Hendry og Doornik (1996).

## 2 Konsumteori

I det følgende går jeg kort inn på noen teorier for konsum<sup>2</sup>. Først presenteres Livssyklus/Permanentinntektshypotesen til Modigliani og Brumberg (1954) og Friedman (1957). Disse to teoriene er relativt like og jeg vil fokusere på livssyklushypotesen. Jeg ser på en svært forenklet modell som senere modifiseres ved å ta hensyn til usikkerhet. Jeg viser at under visse betingelser fører usikkerheten til at konsumet følger en tilfeldig gang, se Hall (1978). Deretter diskuterer jeg implikasjonene av å inkludere realrente og en subjektiv diskonteringsfaktor, og viser at dette medfører at konsumet ikke trenger å følge en tilfeldig gang. Til slutt trekker jeg inn sikkerhetsmotivert sparing og kredittrasjonering.

Formålet med presentasjonen er ikke først og fremst å komme fram til testbare implikasjoner, men å gi teoretisk støtte til valg av variable som kan bidra til å forklare utviklingen i makrokonsumet.

### 2.1 Konsum under full sikkerhet

Jeg starter med å se på et enkelt tilfelle. Jeg ser på et representativt individ som antas å leve i  $T$  perioder (og selv vet dette med full sikkerhet) og som har livstidsnytte (representert ved en additiv tidsseparabel nyttefunksjon):

$$U = \sum_{t=1}^T \frac{1}{(1+\rho)^t} u(C_t), \quad u'(C_t) \geq 0, \quad u''(C_t) \leq 0 \quad (1)$$

Her er  $u(\cdot)$  den momentane nyttefunksjonen og  $C_t$  er konsum i periode  $t$ .  $\rho$  er individets subjektive tidspreferanserate. Individet har en initial formue  $A_0$  (som er formuen ved utgangen av periode 0) og arbeidsinntekt (disponibel)  $Y_1, Y_2, \dots, Y_T$  i de  $T$  periodene det lever. Individet tar disse størrelsene for gitt. Jeg antar at individet kan låne inn og ut til en til en eksogen og konstant rente, og bare er bundet av kravet om at all gjeld må være tilbakebetalt i periode  $T$ . Individet står ikke overfor andre skranker enn denne.

Individets budsjettbetingelse blir dermed:

$$\sum_{t=1}^T \frac{1}{(1+r)^t} C_t \leq A_0 + \sum_{t=1}^T \frac{1}{(1+r)^t} Y_t \quad (2)$$

Siden grensenytten av konsum alltid er positiv, vil individet oppfylle budsjettbetingelsen med likhet (vi antar at individet ikke etterlater arv). Indi-

---

<sup>2</sup>Denne teoridelen baserer seg i all hovedsak på Romer (1996).

videt vil da maksimere (1) under bibetingelsen (2). Lagrangefunksjonen for individets optimeringsproblem blir da:

$$\Lambda = \sum_{t=1}^T \frac{1}{(1+\rho)^t} u(C_t) + \lambda \left( A_0 + \sum_{t=1}^T \frac{1}{(1+r)^t} (Y_t - C_t) \right) \quad (3)$$

Førsteordensbetingelsen for  $C_t$  er:

$$u'(C_t) = \lambda \left( \frac{1+\rho}{1+r} \right)^t \quad (4)$$

(4) medfører at  $\frac{u'(C_{t+1})}{u'(C_t)} = \frac{1+\rho}{1+r}$ . Dette er en Euler-ligning<sup>3</sup>. Siden  $u''(C_t) \leq 0$  medfører dette at  $C_t < C_{t+1}$  dersom  $r > \rho$ . Konsumet vil altså øke/avta over tid avhengig av om  $r \geq \rho$ . Jeg kommer tilbake til dette i avsnittet om rente og konsumvekst i tilfellet med inntektsusikkerhet.

For å forenkle setter jeg nå, og inntil videre,  $r = \rho = 0$ . Siden (4) holder i hver periode, så er grensenytten av konsum konstant. Og siden nivået på konsumet entydig bestemmer grensenytten, betyr det at konsumet må være konstant. Dvs.  $C_1 = C_2 = \dots = C_T$ . Jeg benytter dette resultatet og setter inn i budsjettbetingelsen:

$$C_t = \frac{1}{T} \left( A_0 + \sum_{t=1}^T Y_t \right), \quad \forall t \quad (5)$$

Størrelsen i parantesen er individets totale livstidsressurser. (5) sier da at individet fordeler sine livstidsressurser likt mellom alle periodene i livet.

Modellen impliserer at individets konsum i en vilkårlig periode ikke blir bestemt av inntekten i denne perioden, men av inntekten over hele individets livstid. I Friedmans terminologi er høyresiden i (5) individets permanentinntekt, og differansen mellom inntekten i en periode og permanentinntekten kalles tilfeldig eller transitorisk inntekt. For å se betydningen av skillet mellom permanent og transitorisk inntekt kan vi anta at individet vinner et beløp  $Q$  i lotto i periode  $t$ . Selv om denne gevinsten øker inntekten i periode  $t$  med  $Q$ , så øker den bare permanentinntekten med  $\frac{Q}{T-t+1}$ . Effekten av lottogevinsten på konsumet avhenger altså av når i livssyklusen individet

---

<sup>3</sup>En Euler-ligning er en intertemporal optimeringsbetingelse. Når jeg senere skal estimere en konsumfunksjon vil jeg ikke kun bygge på en slik tilnærming. Grunnen er at denne typen optimeringsbetingelse gir som resultat et optimalt forhold mellom konsum på ulike tidspunkter  $\frac{C_{t+1}}{C_t}$ . Dette medfører at jeg mister informasjon om lang-sikts effekter. Jeg kommer mer tilbake til dette i kapittel 3, om økonometrisk metode.



mottar gevinsten, og hvor mye gevinsten da øker permanentinntekten med (altså hvor stor  $Q$  er)<sup>4</sup>.

Analysen over impliserer at selv om tidsprofilen til inntekten ikke påvirker konsumbeslutningen, så er den kritisk for sparingen. Individets sparing i periode  $t$  er differansen mellom inntekt og konsum i denne perioden:

$$S_t = Y_t - C_t$$

$$S_t = \left( Y_t - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Y_t \right) - \frac{1}{T} A_0 \quad (6)$$

Her har jeg satt inn for  $C_t$  fra (5). Sparingen er altså høy når den løpende inntekten er høy i forhold til permanentinntekten. Når den løpende inntekten er lavere enn permanentinntekten, er sparingen negativ. Individet bruker altså sparing og opplåning til å glatte konsumbanen.

## 2.2 Konsum under usikkerhet

Analysen til nå har forutsatt at individet kjenner sine framtidige inntekter med full sikkerhet. Dette er opplagt en lite realistisk forutsetning. La oss nå se på en situasjon der individet ikke kjenner framtidig inntekt med sikkerhet.

Det antas fortsatt at både renta og den subjektive tidspreferansraten er 0. I tillegg antas det at den momentane nyttefunksjonen  $u(\cdot)$  er kvadratisk. Individet maksimerer:

$$E[U] = E_i \left[ \sum_{t=1}^T \left( C_t - \frac{a}{2} C_t^2 \right) \right], \quad a > 0, \quad C_t < \frac{1}{a}, \quad i = 1, 2, \dots, T - 1. \quad (7)$$

Gitt budsjettbetingelsen (2).

Når jeg bruker en slik nyttefunksjon må jeg forutsette at individets formue er slik at konsumet alltid er i området der grensennyttan er positiv. Individet er som før pålagt restriksjonen om at all gjeld må være betalt på slutten av periode  $T$ . Individet står fortsatt ikke overfor andre skranker enn denne.

---

<sup>4</sup>Legg merke til at jeg her implisitt har antatt at individet ikke vet i periode 1 om og når gevinsten kommer, og hvor stor den eventuelt blir. Jeg har dermed brutt forutsetningen om full sikkerhet. Men eksempelet er bare ment å illustrere implikasjonen av hypotesen. Alternativt kunne jeg sammenlignet to konsumbaner (med full sikkerhet) der den eneste forskjellen på de to banene var beløpet  $Q$  i periode  $t$ .

For å beskrive individets adferd benytter jeg en Euler-ligning tilnærming (i tråd med (4)). Anta at individet har valgt konsumet i første periode optimalt gitt informasjonen som er tilgjengelig, og anta at individet vil velge konsumet optimalt i hver framtidig periode gitt informasjonen som da er tilgjengelig. Betrakt nå en reduksjon i  $C_1$  på  $dC$  fra verdien individet har valgt, og betrakt en like stor økning i konsumet i en framtidig periode  $t$ , fra den optimale  $C_t$ . Dersom individet har optimert, vil en slik marginal endring ikke påvirke forventet nytte. Grensenytten i periode 1 er  $1 - aC_1$ , og endringen har dermed nyttekostnaden  $(1 - aC_1) dC$ . Grensenytten av konsumet i periode  $t$  er  $1 - aC_t$ . Økningen i konsumet i denne perioden gir dermed en forventet nytteøkning på  $E_1 [1 - aC_t] dC$ . Her betyr  $E_1 [\cdot]$  forventningen betinget med hensyn på informasjonen tilgjengelig i periode 1. Dersom individet har optimert betyr dette at:

$$1 - aC_1 = E_1 [1 - aC_t], \quad t = 2, 3, \dots, T$$

Siden  $E_1 [1 - aC_t]$  er lik  $1 - aE_1 [C_t]$  impliserer dette:

$$C_1 = E_1 [C_t], \quad t = 2, 3, \dots, T \quad (8)$$

Individet vet at livstidskonsumet vil tilfredstille budsjettbetingelsen (2) med likhet. Da må forventningen til begge sidene av betingelsen også være like (betinget mhp. informasjonen tilgjengelig i periode 1):

$$\sum_{t=1}^T E_1 [C_t] = A_0 + \sum_{t=1}^T E_1 [Y_t] \quad (9)$$

(8) impliserer at venstresiden av (9) er lik  $TC_1$ . Dette gir:

$$C_1 = \frac{1}{T} \left( A_0 + \sum_{t=1}^T E_1 [Y_t] \right) \quad (10)$$

Individet konsumerer altså  $\frac{1}{T}$  av sine forventede livstidsressurser i periode 1.

Ligning (8) impliserer at  $E_1 [C_2]$  er lik  $C_1$ . Mer generelt, med bakgrunn i diskusjonen over, så er forventet konsum i neste periode lik inneværende periodes konsum. Dette impliserer at endringer i konsumet er upredikerbare. Jeg kan skrive:

$$C_t = E_{t-1} [C_t] + \varepsilon_t \quad (11)$$

Hvor  $\varepsilon_t$  er en stokastisk variabel med  $E_{t-1}[\varepsilon_t] = 0$ . Dermed får jeg, siden  $E_{t-1}[C_t] = C_{t-1}$ :

$$C_t = C_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Dette er Hall's resultat, Hall (1978). Livssyklus-/ Permanentinntektshypotesen impliserer under visse forutsetninger (rente lik subjektiv diskonterings faktor, og kvadratisk nyttefunksjon), at konsument vil følge en tilfeldig gang. Intuisjonen i dette resultatet er som følger: Hvis konsument forventes å øke, så er inneværende periodes grensenytte av konsum høyere enn den framtidige forventede grensenytten av konsum. Individet kommer dermed bedre ut ved å øke konsument i inneværende periode. Individet justerer konsument til det punkt hvor konsument ikke forventes å endre seg.

Analysen kan også brukes til å finne hva som bestemmer endringen i konsument,  $\varepsilon$ . Som et eksempel skal jeg se på endringen i konsum fra periode  $t$  til  $t+1$ . Utgangspunktet er utledningen av (10). Jeg finner at  $C_{t+1}$  er lik  $\frac{1}{T-t}$  av individets forventede gjenstående livstidsressurser:

$$C_{t+1} = \frac{1}{T-t} \left( A_t + \sum_{i=t+1}^T E_{t+1}[Y_i] \right)$$

$$C_{t+1} = \frac{1}{T-t} \left( A_{t-1} + Y_t - C_t + \sum_{i=t+1}^T E_{t+1}[Y_i] \right) \quad (13)$$

I andre linje har jeg brukt at  $A_t = A_{t-1} + Y_t - C_t$ . ( $A_t$  er formuen ved utgangen av periode  $t$ ). Ved å legge til og trekke fra leddet  $\sum_{i=t+1}^T E_t[Y_i]$  i (13) finner jeg:

$$C_{t+1} = \frac{1}{T-t} \left\{ A_{t-1} + Y_t - C_t + \sum_{i=t+1}^T E_t[Y_i] + \left( \sum_{i=t+1}^T E_{t+1}[Y_i] - \sum_{i=t+1}^T E_t[Y_i] \right) \right\}$$

Fra (10) får jeg at  $A_{t-1} + Y_t + \sum_{i=t+1}^T E_t[Y_i]$  er lik  $(T-t+1)C_t$ . Jeg kan da skrive:

$$C_{t+1} = C_t + \frac{1}{T-t} \left( \sum_{i=t+1}^T E_{t+1}[Y_i] - \sum_{i=t+1}^T E_t[Y_i] \right) \quad (14)$$

Ligning (14) sier at endringen i konsum mellom periode  $t$  og  $t+1$  er lik endringen i individets forventning om sine livstidsressurser mellom periode  $t$  og  $t+1$  dividert med antall gjenstående perioder i livet. Vi legger til slutt merke til at individets adferd utviser sikkerhetsekvivalens idet individet som (10) viser, vil konsumere så mye som det ville ha gjort dersom framtidige usikre størrelser med sikkerhet var lik sine betingete forventningsverdier. Størrelsen på usikkerheten om framtidig inntekt har altså i denne analysen ingen effekt på konsumet. Resultatet bygger imidlertid på en restriktiv forutsetning om en kvadratisk nyttefunksjon. Dersom jeg i stedet betrakter en generell momentan nyttefunksjon, vil Euler-betingelsen mellom konsum i periode 1 og 2 være:

$$u'(C_1) = E_1[u'(C_2)] \quad (15)$$

Når nytten er kvadratisk, så er grensenytten lineær. Dermed er forventet grensenytte av konsum lik grensenytten av forventet konsum. Siden  $E_1[1 - aC_2] = 1 - aE_1[C_2]$ , så er (15) i dette tilfellet ekvivalent med:

$$u'(C_1) = u'(E_1[C_2]) \quad (16)$$

Dette impliserer at  $C_1 = E_1[C_2]$ . Resultatet viser at kvadratisk nytte er kilden til sikkerhetsekvivalent adferd. Dersom nytten ikke er kvadratisk, trenger ikke grensenytten å være lineær og (16) følger ikke fra (15). Jeg kommer tilbake til dette under diskusjonen om sikkerhetsmotivert sparing.

## 2.3 Rente og konsumvekst

Som vist i avsnitt 2.1, har størrelsesforholdet mellom rente og subjektiv tidsprefranserate betydning for konsumprofilen når inntektsbanen er kjent med full sikkerhet. Nedenfor ser jeg nærmere på hvordan konsumet vil avhenge av renta når inntekten er usikker.

Individets momentane nyttefunksjon  $u(C_t)$  antas nå å være en funksjon med konstant relativ risikoaversjon. Nyttfunksjonen er nå:

$$E[U] = E_i \left[ \sum_{t=1}^T \frac{1}{(1+\rho)^t} \frac{C_t^{1-\theta}}{1-\theta} \right] \quad i = 1, 2, \dots, T-1. \quad (17)$$

I (17) er  $\rho$  den subjektive tidsprefranseraten, og  $\theta$  er den relative risikoaversjonskoeffisienten.

Individets budsjettbetingelse er nå at forventet nåverdi av livstidskonsumet ikke kan overstige initial formue pluss forventet nåverdi av livstids

disponibel inntekt. Jeg antar fast rente og en livstid på  $T$  perioder. Budsjettbetingelsen blir da:

$$E_i \left[ \sum_{t=1}^T \frac{1}{(1+r)^t} C_t \right] \leq A_0 + E_i \left[ \sum_{t=1}^T \frac{1}{(1+r)^t} Y_t \right] \quad i = 1, 2, \dots, T-1. \quad (18)$$

I (18) er alle variable diskontert til periode 0.

Jeg benytter samme Euler-ligning tilnærming som før.

Anta en marginal reduksjon i konsumet i periode  $t$ , og en økning i konsumet i periode  $t+1$  på  $(1+r)$  ganger reduksjonen i periode  $t$ . Optimering krever at en marginal endring som denne ikke har noen effekt på livstid-snyttten. Forventet grensenytte av konsum i periode  $t$  er  $E_{t-1} \left[ \frac{C_t^{-\theta}}{(1-\rho)^t} \right]$ , og forventet grensenytte av konsum i periode  $t+1$  er  $E_{t-1} \left[ \frac{C_{t+1}^{-\theta}}{(1+\rho)^{t+1}} \right]$ . Dermed får vi betingelsen:

$$E_{t-1} \left[ \frac{1}{(1+\rho)^t} C_t^{-\theta} \right] = E_t \left[ (1+r) \frac{1}{(1+\rho)^{t+1}} C_{t+1}^{-\theta} \right]$$

Denne omformes til:

$$E_{t-1} \left[ \frac{C_{t+1}}{C_t} \right] = \left[ \left( \frac{1+r}{1+\rho} \right)^{\frac{1}{\theta}} \right] \quad (19)$$

Denne analysen impliserer at når jeg åpner for at realrenta og den subjektive tidspreferanseraten ikke er like, så trenger ikke konsumet å følge en tilfeldig gang. Som i tilfelle med full sikkerhet, vil konsumet vokse over tid dersom  $r$  er større enn  $\rho$ , og avtar med tiden dersom  $r$  er mindre enn  $\rho$ . I tillegg, dersom realrenta varierer, er det også variasjon i den predikerbare komponenten til konsumveksten.

Selv om en økning i renta medfører at konsumbanen blir brattere, vil det ikke nødvendigvis være slik at en renteøkning reduserer det initiale konsumet og dermed øker spareraten. Grunnen er at endringen i renta ikke bare har en substitusjonseffekt, men også en inntektseffekt. Anta at individet er netto sparer, sammenligner vi to hypotetiske konsumbaner for dette individet, vil konsumbanen med den høyeste renta også ligge høyest. En kort diskusjon innenfor en to-periode modell kan illustrere effektene. Anta at individet initialt ikke har noen formue. I  $(C_1, C_2)$  planet går individets budsjettbetingelse gjennom punktet  $(Y_1, Y_2)$ . (Individet kan velge å konsumere inntekten sin i hver

periode). Helningen på budsjettbetingelsen er  $-(1+r)$ : En enhets reduksjon i konsumet i første periode, gir grunnlag for å øke konsumet i andre periode med  $1+r$ . Når  $r$  øker, fortsetter budsjettbetingelsen å gå gjennom  $(Y_1, Y_2)$ , men helningen blir brattere. (Budsjettbetingelsen dreier med klokka rundt  $(Y_1, Y_2)$ ).

(1) Anta først at individet har tilpasset seg i  $(Y_1, Y_2)$ : Dvs. sparingen er initialt null. I dette tilfellet har økningen i  $r$  bare en substitusjonseffekt, slik at konsumet i første periode må falle og sparingen må øke.

(2) Anta at individet har tilpasset seg med  $C_1$  initialt mindre enn  $Y_1$ , og dermed har positiv sparing. I dette tilfelle har en økning i  $r$  en positiv inntektseffekt. Denne inntektseffekten bidrar isolert til redusert sparing, mens substitusjonseffekten bidrar til økt sparing. Den samlede effekten er ubestemt.

(3) Anta at individet initialt låner, dvs han har negativ sparing. I dette tilfellet medfører en økning i renta at både inntektseffekten og substitusjonseffekten drar i retning av redusert første-periode konsum og dermed økt sparing.

## 2.4 Sikkerhetsmotivert sparing

Utledningen av resultatet om at konsumet følger en tilfeldig gang var basert på antagelsen om kvadratisk nytte (og antakelsen om at renta er lik den subjektive diskonteringsraten). Kvadratisk nytte medfører at grensenytten av konsum blir null og deretter negativ for et endelig nivå på konsumet. Antakelsen impliserer også at nyttetapet av en gitt varians i konsumet er uavhengig av konsumnivået. Siden grensenytten av konsum er avtagende, og nyttefunksjonen er kvadratisk, så har individet tiltakende absolutt risikoaversjon (den tredjederiverte av nyttefunksjonen er null): Mengden konsum individet er villig til å avstå fra for å unngå en gitt størrelse på usikkerheten omkring nivået på framtidig konsum øker med permanentinntekten. Disse egenskapene ved den kvadratiske nyttefunksjonen gjør at jeg blir ledet til å tro at grensenytten av konsum faller mindre når konsumet øker enn det den kvadratiske nyttefunksjonen skulle tilsi. Det er rimelig å anta at den tredjederiverte av den momentane nyttefunksjonen er positiv og ikke null. For å se effekten av en positiv tredjederivert, antar jeg at realrenta og den subjektive diskonteringsraten er null, og ser igjen på Eulerligningen:

$$u'(C_1) = E_1[u'(C_2)]$$

Som forklart tidligere, hvis nytten er kvadratisk, så er grensenytten lineær slik at  $u'(C_1) = u'(E_1[C_2])$ . I dette tilfellet reduserer Eulerligningen seg til

$C_t = E_t [C_{t+1}]$ . Men hvis  $u'''(\cdot)$  er positiv, så er  $u'(C)$  en konveks funksjon av  $C$ . I dette tilfellet vil  $E_t [u'(C_{t+1})]$  være større enn  $u'(E_t [C_{t+1}])$ <sup>5</sup>. Men dette betyr at dersom  $C_t = E_t [C_{t+1}]$  så er  $E_t [u'(C_{t+1})]$  større enn  $u'(C_t)$ , og dermed vil en marginal reduksjon i  $C_t$  øke forventet nytte. Kombinasjonen av en positiv tredjederivert av den momentane nyttefunksjonen og usikkerhet om framtidig inntekt, vil redusere dagens konsum og dermed øke sparingen i forhold til en situasjon der individet har en kvadratisk nyttefunksjon. Denne typen sparing er kjent som sikkerhetsmotivert sparing.

Sikkerhetsmotivert sparing impliserer altså at ikke bare forventning om framtidig inntekt, men også usikkerheten om denne inntekten har betydning for konsumet. Et eksempel på implikasjonen av sikkerhetsmotivert sparing er at dersom myndighetene i dag reduserer skattene (uten å redusere nivået på offentlige utgifter) og samtidig gjør det klart at de vil øke framtidige skatter for å tilbakebetale lån (når vi i utgangspunktet antar at det var balanse i offentlige budsjetter), vil dette redusere husholdningenes usikkerhet om framtidige disponible inntekter. Dersom sparingen i det minste delvis er sikkerhetsmotivert, vil dette medføre en økning i konsumet i dag. Dette illustrer at vi kan observere brudd på Ricardiansk ekvivalens når det eksisterer sikkerhetsmotivert sparing<sup>6</sup>. I dette tilfellet er det sannsynlighetsfordelingen til framtidige disponible inntekter som endres ved at både forventningsverdien til framtidig inntekt og variansen reduseres (i et progressivt skatteregime). Dersom individene har kvadratiske nyttefunksjoner er det kun forventningen om livstidsinntekten som har betydning, og denne endres ikke.

En indikator på usikkerheten omkring framtidig arbeidsinntekt kan være arbeidsledigheten. En økonomi med stor variasjon i ledigheten skulle da ha høyere aggregert sparerate enn en økonomi uten denne variasjonen (alt annet likt). Jeg kommenterer dette nærmere under presentasjonen av resultatene fra estimeringene.

## 2.5 Kredittrasjonering

Livssyklus-/Permanentinntektshypotesen bygger i sin enkle versjon på en forutsetning om at individene kan låne så mye de vil så lenge de til slutt tilbakebetaler lånene. Dette stemmer ikke alltid med virkeligheten. For det første hender det at finansinstitusjonene krever at individene må stille sikkerhet for opplåning. I et kredittrasjoneringsregime kan det i tillegg være slik at

<sup>5</sup>Dette følger av Jensens ulikhet.

<sup>6</sup>Ricardiansk ekvivalens innebærer at myndighetenes finansiering av sine utgifter ikke har betydning for husholdningenes konsumbeslutninger, mens nivået på utgiftene har betydning. Dette forutsetter imidlertid at individene har tilstrekkelig lang horisont, eller i det minste bryr seg om sine etterkommere, og ikke lar etterkommerne betale hele regninga.

finansinstitusjonene er pålagt utlånsrammer som er mindre enn etterspørse-  
len etter lån til den renta myndighetene har fastlagt. I et slikt regime er det  
klart at finansinstitusjonene er svært nøye med hvem de låner ut penger til.

Dersom individer står ovenfor høye lånerenter, er det trolig slik at glat-  
tingen av konsumet når deres inntekter er lavere enn permanentinntekten  
reduseres. Og dersom de ikke er i stand til å få lån, f.eks fordi de ikke kan  
stille tilstrekkelig sikkerhet (eller at bankene har nådd sine utlånsrammer),  
har de ikke andre valg enn å ha lavt konsum (kanskje spesielt tidlig i livs-  
løpet) når deres transitoriske inntekter er lave. Dermed er det klart at kred-  
ittrasjonering kan føre til at løpende inntekt er viktigere for konsumet enn  
det Livssyklus-/Permanentinntektshypotesen predikerer.

Kredittskranger kan påvirke sparingen (på mikronivå) via minst to kanaler.  
For det første er det opplagt at kredittrasjonerte individer vil konsumere min-  
dre enn de ellers ville ha gjort. For det andre, og ikke så opplagt, selvom et  
individ idag ikke er rasjonert så vil muligheten for at det blir det i framtiden  
redusere dagens konsum. Individet vil da spare som forsikring mot mulige  
framtidige inntektsfall.

Disse effektene kan illustreres innenfor en tre-periode modell. For å skille  
mellom effektene av kredittskranger og sikkerhetsmotivert sparing antar jeg  
at den momentane nyttefunksjonen er kvadratisk. I tillegg antar jeg at real-  
renta og den subjektive diskonteringsraten er null.

Jeg starter med å se på individets tilpasning i periode 2. La  $A_t$  være indi-  
videts formue ved utgangen av periode  $t$ . Siden individet lever i tre perioder,  
er  $C_3$  lik  $A_2 + Y_3$ , og dette er igjen lik  $A_1 + Y_2 + Y_3 - C_2$ . Individets forventede  
nytte over de siste to periodene av livet som funksjon av valget av  $C_2$ , er  
derfor:

$$U = \left( C_2 - \frac{1}{2} a C_2^2 \right) + E_2 \left[ (A_1 + Y_2 + Y_3 - C_2) - \frac{1}{2} a (A_1 + Y_2 + Y_3 - C_2)^2 \right]$$

Den deriverte av denne mhp.  $C_2$  er:

$$\frac{\partial U}{\partial C_2} = 1 - a C_2 - (1 - a E_2 [A_1 + Y_2 + Y_3 - C_2]) = a (A_1 + Y_2 + E_2 [Y_3] - 2 C_2)$$

Dette uttrykket er positivt for  $C_2 < (A_1 + Y_2 + E_2 [Y_3]) / 2$ , og negativt  
ellers (bortsett fra ved likhet da uttrykket er 0 (førsteordensbetingelsen)). Det  
følger av dette at dersom individet ikke er bundet av en kredittskranke, så  
velger individet  $C_2 = (A_1 + Y_2 + E_2 [Y_3]) / 2$ . Hvis individet er kredittrasjon-  
ert (kredittskranken er bindende), så velger han det høyeste konsumet han  
da kan oppnå, som er  $A_1 + Y_2$ . Dermed får vi:

$$C_2 = \min \left[ \frac{A_1 + Y_2 + E_2 [Y_3]}{2}, A_1 + Y_2 \right] \quad (20)$$



La oss nå betrakte første periode. Dersom individet ikke er kredittrasjonert i første periode, kan det velge å øke  $C_1$  marginalt, og betale for dette med å senke  $C_2$ . Dermed kan vi si at den vanlige Euler-ligningen holder. Med mine antagelser betyr det at  $C_1 = E_1 [C_2]$ .

Men dette betyr ikke at nærvær av kredittsranker ikke påvirker konsumet selv om de ikke er bindende i første periode. Ligning (20) impliserer at dersom det er positiv sannsynlighet for at individet vil bli kredittrasjonert i andre periode, så er forventningen til  $C_2$  i periode 1 mindre enn forventningen til  $(A_1 + Y_2 + E_2 [Y_3]) / 2$ .  $A_1$  er lik  $A_0 + Y_1 - C_1$ , og regelen om dobbel forventning gir at  $E_1 [E_2 [Y_3]]$  er lik  $E_1 [Y_3]$ , dermed får jeg:

$$C_1 < \frac{A_0 + Y_1 + E_1 [Y_2] + E_1 [Y_3] - C_1}{2}$$

Jeg legger til  $\frac{C_1}{2}$  på begge sider, og ganger med  $\frac{2}{3}$ :

$$C_1 < \frac{A_0 + Y_1 + E_1 [Y_2] + E_1 [Y_3]}{3}$$

Selv om individet ikke er kredittrasjonert i første periode, så vil muligheten for at han blir det i framtiden redusere konsumet i første periode. Til slutt, dersom verdien av  $C_1$  som tilfredstiller  $C_1 = E_1 [C_2]$  (gitt at  $C_2$  blir bestemt av (20)) er større enn individets første periode ressurser  $A_0 + Y_1$ , så er individet bundet av kredittsranken i første periode, og individet vil da konsumere  $A_0 + Y_1$ . Denne analysen impliserer at et individ som er rasjonert vil ha en marginal konsumtilbøyighet fra inntekt på en. Et individ som ikke er rasjonert vil ha en lavere marginal konsumtilbøyighet.

I estimeringen som foretas senere, vil jeg med utgangspunkt i flere tidligere estimeringer av husholdningenes konsum anta at kredittliberaliseringen midt på 1980-tallet førte til at andelen av konsumenter som var kredittrasjonerte sank. Effekten av dette vil i følge teorien være at konsumet øker i en periode og at formuen får større betydning for konsumet enn tidligere (som sikkerhet for opplåning) og inntekten får lavere betydning (fordi det blir færre individer med en marginal konsumtilbøyighet lik 1). En reduksjon i spareren vil imidlertid føre til at konsumet i framtiden blir lavere enn det ville vært med fortsatt kredittrasjonering (alt annet likt). Men dette vil kunne bli motvirket av at en mindre andel av de nye kohortene konsumenter vil være kredittrasjonerte. Endringen i kredittrasjoneringen vil altså kunne endre makro spareadferden i en periode, men det er lite trolig at adferden endres i all framtid.

## 2.6 Aggregering

Til nå har jeg sett på ett individ. Jeg har vist at dette individet under visse forutsetninger vil benytte inn- og utlåning til å glatte konsumbanen. Nå er imidlertid min oppgave å estimere samlet konsum i husholdningene. En aggregering av alle husholdningene (evt. individene) i en økonomi medfører at aldersstrukturen i befolkningen vil kunne ha betydning for resultatene. Et sentralt punkt i Livssyklus-/Permanentinntektshypotesen er at individenes inntekts- og konsumbaner gjennom livsløpet ikke er sammenfallende. Den typiske inntektsbanen for et individ er at inntekten stiger fra starten på inntektskarrieren til den når en topp mot slutten av karrieren, for deretter å synke til individet når pensjonsalder. Konsumet antas derimot å utvise mindre variasjon over livssyklusen. Ando og Modigliani (1963) antok at konsumbanen var relativt flat over livssyklusen. Dette medfører at et individ inntar en netto gjeldsposisjon i begynnelsen av karrieren for deretter å komme over i en netto fordringsposisjon mot slutten av karrieren. Når individet når pensjonsalder vil det tære på denne formuen.<sup>7</sup>

Av dette følger det at individer i ulike aldersgrupper vil ha ulike marginale konsumtilbøyeligheter fra inntekt og formue. (Det vil også være forskjeller innenfor hver aldersgruppe, men det ser jeg her bort ifra.)

Jeg vil nå formulere en aggregert konsumfunksjon for alle husholdningene (individene) i økonomien. Fra diskusjonen over kan jeg anta at den vil ha følgende form (notasjonen her må ikke forveksles med tidligere notasjon. Her ser jeg på aggregerte størrelser).

$$C_t = \beta_1 Y_t + \beta_2 E_t [Y_{t+1}^*] + \beta_3 A_{t-1}, \quad t = 1, \dots, T - 1 \quad (21)$$

$Y_{t+1}^*$  er aggregert nåverdi av framtidige inntekter delt på antall (forventede) gjenstående leveperioder. Koeffisientene ( $\beta_i, i = 1, 2, 3.$ ) er veide summer av de aldersspesifikke marginale konsumtilbøyeligheter fra hhv. aggregert inntekt i periode  $t$ , forventet aggregert nåverdi av inntekt delt på gjenstående leveperioder i periode  $t$ , og aggregert formue i periode  $t-1$ .

(21) kan ikke brukes til økonometrisk analyse fordi den inneholder en forventet størrelse. Ando og Modigliani (1963) antok at de kunne relatere forventet aggregert nåverdi av inntekt til observerbar inntekt på følgende

---

<sup>7</sup>Det er ikke uten videre sikkert at dette gjelder for norske forhold. Et individ som har opparbeidet seg et stort krav på arbeidsgiver i form av pensjon kan godt tenkes å ikke konsumere mer enn denne pensjonen. I så fall dør individet i en netto fordringsposisjon. Dersom individet har etterkommere kan dette være teorikonsistent pga. arvemotivet. Det viser seg imidlertid at mange eldre uten etterkommere dør i en netto fordringsposisjon. Det er ikke sikkert dette er konsistent med teorien og viser at det kan være andre faktorer enn de rent økonomiske som bestemmer et individs konsumvalg.

måte.

$$E_t [Y_{t+1}^*] = \beta_4 Y_t \quad (22)$$

Setter vi (22) inn i (21) får vi.

$$C_t = \beta_5 Y_t + \beta_3 A_{t-1} \quad (23)$$

Her er  $\beta_5 = \beta_1 + \beta_2 \beta_4$ . Spesifikasjonen (23) vil jeg bruke som min grunnleggende hypotese for estimeringen av konsumet i husholdningene. Den sier at inntekt og formue samt aldersstrukturen i befolkningen bør være forklaringsvariable i husholdningenes konsumfunksjon.

## 2.7 Oppsummering

Jeg har argumentert for at at formuen, inntekten, avkastningsrater, vurdering av usikkerhet, innslag av kredittrasjonering, og husholdningenes aldersfordeling kan ha betydning for husholdningenes konsum. Det er imidlertid lite informasjon om flere av disse forholdene i aggregerte tidsrekke-data. Blandt annet vet jeg lite om husholdningenes vurdering av usikkerhet og om omfanget av kredittrasjonering.

Jeg antar at husholdningene på et gitt tidspunkt planlegger en konsumbane i framtiden basert på tilgjengelig informasjon om de relevante variablene (inntekt og formue). Fluktuasjoner omkring den planlagte konsumbanen kan imidlertid oppstå som følge av uforutsette endringer. Jeg vil derfor åpne for dynamikk rundt den planlagte konsumbanen. Dette modelleres vha. såkalte feilkorrigeringsmodeller som jeg diskuterer i neste kapittel.

Som indikator på demografiske forhold bruker jeg andelen av befolkningen (husholdningene) som befinner seg i ulike aldersgrupper. Muligheten for å fange opp demografiske forhold begrenses imidlertid av at demografiske variable endres sakte og på en trendmessig måte. For å fange opp eventuelle effekter bør derfor samplet være relativt langt.

Jeg vil forsøke å la arbeidsledigheten inngå som en indikator på husholdningenes inntektsusikkerhet. Økt ledighet vil kunne øke husholdningenes usikkerhet om framtidig arbeidsinntekt og føre til økt sparing gjennom sikkerhetsmotivet.

Kredittliberaliseringen motiverer meg til å teste en hypotese om at formuen får større betydning for konsumet etter liberaliseringen og inntekten mindre betydning.

Nedenfor går jeg kort inn på hvilken rolle formuen generelt og boligformuen mer spesielt kan tenkes å ha i denne sammenheng.

I følge livssyklus-/permanentinntekts hypotesen vil formuen være med på å forklare konsumet. Teorien impliserer at formuen vil ha mer å si for konsumet i et regime uten kredittrasjonering fordi individene kan ta opp lån for å glatte konsumet. Formuen brukes da som sikkerhet for opplåningen. Dersom vi ser bort i fra forskjellen i innlåns- og utlånsrente, vil ikke økt opplåning isolert sett ha effekt på netto formue, idet både gjeld og fordringer blåses opp med samme faktor. Isolert sett hadde altså den økte opplåningen vi observerte på 1980-tallet ingen effekt på formuen. Når etterspørselen etter ikke-varige goder øker vil denne kunne bli møtt av økt produksjon (gitt nominell og real prisstivhet), eller av økt import på kort sikt. Slik er det ikke for boliger. På kort til mellomlang sikt vil boligtilbudet være gitt og nesten helt uelastisk. Økt etterspørsel medfører da økte priser. Siden en stor del av konsumentenes formue var (og er) bundet i boligkapital, førte dette til at verdien av denne formuen økte. Skjæveland (1989) diskuterer den teoretiske relevansen av boligprisene for konsumet innenfor en to-periode modell. Han konkluderer med at det kun er varige prisendringer som kan ventes å ha effekt på konsumet. Det kan argumenteres for at realprisen på boligkapital er konstant på lang sikt dersom vi i tillegg antar at marginalkostnadene i boligproduksjonen er tilnærmet konstante. Dersom dette stemmer er alle prisendringer midlertidige og boligformuen skulle derfor isolert sett ikke ha effekt på konsumet. Dette fordrer imidlertid at konsumentene har modellkonsistente forventninger, noe vi ikke uten videre kan anta at de har. Videre kan tomteprisene i tett befolkede områder bidra til at realprisene på boligkapital (inklusive tomt) i disse områdene faktisk får varige endringer.

Når det observeres en økning i boligformue betyr det også at det blir dyrere å konsumere boligjenester. Virkningen av disse økte brukerkostnadene på forbruksetterspørselen kan dekomponeres i en inntekts- og en substitusjonseffekt. I forhold til konsumet av alle goder bortsett fra bolig er substitusjonseffekten positiv fordi disse godene blir relativt billigere. Inntektseffekten av økte brukerkostnader vil om lag bli motsvart av formueseffekten slik at vi sitter igjen med den rene substitusjonseffekten. Det er gjort undersøkelser av om det relative prisforholdet mellom brukerkostnaden av boliger og ikke-varige goder har effekt på konsumet av ikke-varige goder. Brubakk (1994) fant en signifikant negativ effekt, altså det motsatte av hva vi ville vente oss. Muellbauer og Murphy (1989) fant en signifikant positiv effekt av prisforholdet i en modell for konsum av ikke-varige goder på britiske data. Uansett om en effekt kan påvises eller ikke, er det grunn til å tro at et liberalisert kredittmarked kan gi opphav til en effekt av økt boligformue via muligheten til økt opplåning med pant i bolig, og dermed økt konsum. Dette vil også være min arbeidshypotese i den empiriske modelleringen.

I teorien antas det at formuen er likvid. Jeg har ikke modellert kostnader

forbundet med å konsumere deler av formuen. Dette kan være en forenkling. Intuitivt virker det rimelig å splitte opp formuen i komponenter med ulik likviditetsgrad for så å undersøke om utviklingen til de ulike komponentene kan ha separate effekter på konsumet. En naturlig oppsplitting vil være i likvid og illikvid formue. Likvid formue defineres som summen av sedler og mynt, bankinnskudd, sertifikater og obligasjoner, aksjer (herunder andeler i aksjemarkedsfond) og diverse fordringer. (Diverse fordringer er residualt bestemt.) Illikvid formue defineres som boligformue og gjenkjøpsverdien av husholdningenes forsikringskrav, fratrukket brutto gjeld.

### 3 Økonometrisk metode

I dette avsnittet tar jeg for meg det økonometriske utgangspunktet for estimeringen av konsumet i husholdningene. Avsnittet vil bli disponert på følgende måte. Først forklares hva som menes med stasjonære og ikke-stasjonære prosesser og en mulig test for stasjonæritet. Deretter ser jeg på begrepet kointegrasjon og viser at kointegrasjon har relevans for den såkalte feilkorrigeringsmodellen. En kort diskusjon om eksogenitet følger deretter. Til slutt diskuteres modelleringsstrategi der jeg fokuserer på Hendry's "General to specific" metode for økonometrisk modellering.

#### 3.1 Stasjonære og ikke-stasjonære prosesser

En stokastisk variabel sies å være stasjonær hvis dens sannsynlighetsfordeling ikke endrer form over tiden:  $X_t$  er (strengt) stasjonær dersom  $(X_t, X_{t-1}, \dots, X_{t-Q})$  for en vilkårlig positiv, heltallig  $Q$ , har samme simultane fordeling som  $(X_{t+h}, X_{t+h-1}, \dots, X_{t+h-Q})$  for enhver heltallig  $h$ . Hvis dette ikke er tilfelle er  $X_t$  ikke-stasjonær.

Mange økonomiske variable ser ut til å være ikke-stasjonære. Fordelingene deres "flytter på seg" når tiden går. Dette kan gi seg utslag i at forventning, varians og kovarians i fordelingene endres over tid. Dette kan f.eks tenkes å være tilfelle for konsum i husholdningene og konsumprisindekser som begge har en sterk trendkomponent. Andre variable som valutakurs-er, rentesatser (som kan tolkes som relative priser) og ledigheten kan tenkes å være stasjonære, selv om de kan fortone seg som ikke-stasjonære i korte tidsserier.

Ikke-stasjonære variable kan i en del tilfeller gjøres stasjonære ved hjelp av transformasjoner. Den mest brukte transformasjonen er differansetransformasjon, ved bruk av differanseoperatoren  $\Delta$ . Vi skriver for en vilkårlig variabel  $X$ ,  $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ . Enkelte tidsserier har det vi kaller en deterministisk trend. Hvis slike serier er stasjonære etter at den deterministiske trenden er fjernet, kalles de trendstasjonære. En ikke-stasjonær variabel som blir stasjonær etter differensiering en gang, sies å være integrert av orden 1. Vi skriver da at variabelen er en  $I(1)$  variabel. En stasjonær variabel er definisjonsmessig en  $I(0)$  variabel. Vi kunne f.eks tenke oss at (den logaritmiske) veksten i husholdningenes konsum er en  $I(1)$  variabel.<sup>8</sup> Generelt er en prosess

---

<sup>8</sup>Enkelte økonomer har i det siste tatt til ordet for at prisene er  $I(2)$  slik at inflasjonen er  $I(1)$ , intuitivt virker dette rart, og må kanskje sees i forbindelse med observasjoner av inflasjonen i korte tidsserier der den kan fortone seg som ikke-stasjonær.

$X_t$  integrert av orden  $d$  (I( $d$ )), dersom den må differensieres  $d$  ganger for å oppnå stasjonæritet.

Et enkelt eksempel på en stasjonær tidsserie er en AR(1) prosess.

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad |\rho| < 1 \quad (24)$$

$\varepsilon_t$  betegner her såkalt "hvit støy", dvs  $\varepsilon_t \sim N(0, 1)$  og er derfor (strengt) stasjonær. Det helt avgjørende for at (24) skal være stasjonær er at  $|\rho| < 1$ . Dersom  $\rho = 1$  sier vi at  $X_t$  har en enhetsrot (en rot innenfor enhets sirkelen). I dette tilfellet beskriver (24) en tilfeldig gang, (jfr, Halls konsummodell) som er et eksempel på en ikke-stasjonær prosess (I(1) i dette tilfellet). Vi ser da også at  $X_t$  blir stasjonær etter å ha blitt differensiert en gang fordi  $\Delta X_t = \varepsilon_t$ .

Når jeg skal teste for nærværet av enhetsrøtter i en stokastisk variabel kan jeg bruke Dickey-Fuller (DF) eller utvidede Dickey-Fuller tester (ADF, der A betyr augmented, på norsk, utvidet). En ADF test for nullhypotesen om at  $X_t$  er I(1) mot alternativet I(0) er gitt av t-observatoren til  $\hat{\beta}$  i regresjonen:

$$\Delta X_t = \alpha + \mu t + \beta X_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (25)$$

Konstantleddet eller trendleddet kan fjernes fra (25) avhengig av hvordan serien er<sup>9</sup>. Prosedyren jeg har brukt i testingen er som følger: Under testing av variable på nivåform har jeg startet med å inkludere både konstantledd og trendledd. Dersom  $\hat{\mu}$  er signifikant beholdes trendleddet. Hvis ikke, reestimerer jeg (25) uten trendleddet. Dersom  $\hat{\alpha}$  er signifikant beholdes konstantleddet. Hvis ikke, reestimerer jeg (25) uten konstantleddet. Laglengden  $n$  velges slik at (det er rimelig å anta at)  $u_t$  er "hvit støy". Nullhypotesen er  $H_0: \beta = 0$ ; forkastning av av denne hypotesen impliserer at  $X_t$  er stasjonær (I(0)). Dersom jeg ikke får forkastning av nullhypotesen, impliserer dette at jeg må teste om  $\Delta X_t$  er stasjonær på samme måte som jeg testet  $X_t$  i (25), men nå uten konstantledd. Selvom jeg benytter en t-test er ikke t-observatoren t-fordelt under nullhypotesen. Under nullhypotesen er t-observatoren istedet Dickey-Fuller fordelt. Denne fordelingen er konstruert vha. Monte Carlo eksperimenter. Dersom  $n=0$  har jeg DF testen, som altså ikke har noen laggede førstedifferanser på høyresiden.<sup>10</sup>

Grunnen til at integrasjonsgraden til ulike tidsserier er av interesse kan belyses med utgangspunkt i følgende. Jeg ønsker å estimere følgende ligning mellom to tidsserier.

<sup>9</sup>Enkelte serier har også klare sesongmessige variasjoner. Vi inkluderer da også sesongdummier i (25).

<sup>10</sup>Dette er basert på Hendry og Doornik (1996). For en grundigere drøfting av stasjonære og ikke-stasjonære variable og om tester for enhetsrøtter og kointegrasjon, se Harris (1995).

$$X_t = \beta Y_t + u_t \quad (26)$$

Dersom OLS skal gi meningsfulle resultater må restleddet  $u_t$  være en  $I(0)$  serie. Da har  $u_t$  veldefinert forventning og varians. Dersom både  $X_t$  og  $Y_t$  er  $I(0)$  serier er dette en tilstrekkelig betingelse for at  $u_t$  skal være  $I(0)$ . Dette følger av at summen av to  $I(0)$  serier selv er en  $I(0)$  serie. Under forutsetning om at (26) er en korrekt beskrivelse, vil OLS gi et konsistent estimat på  $\beta$ . Hvis derimot  $X_t$  er  $I(0)$  og  $Y_t$  er  $I(1)$ , vil plim  $\beta = 0$  fordi den uendelige variasjonen i en  $I(1)$  serie ikke kan forklare den endelige variasjonen i en  $I(0)$  serie. Regresjonen er i dette tilfelle ubalansert. Jeg gjør altså et forsøk på å forklare en  $I(0)$  serie vha. en  $I(1)$  serie. Dette må til slutt gå galt fordi de to seriene vil kunne bevege seg vilkårlig langt fra hverandre. Estimering ved OLS vil da føre til at estimatoren til  $\beta$  ikke har en standard fordeling, Banerjee et.al (1994).

Tilfellet der både  $X_t$  og  $Y_t$  er  $I(1)$  kommer jeg til i neste avsnitt om kointegrasjon og feilkorrigeringsmodellen.

I den økonometriske modelleringen som jeg foretar har jeg testet alle aktuelle variable vha. ADF tester før de inkluderes i modellen. Resultatene av ADF testene er gjengitt i vedlegg C. Som vedlegg C viser, synes alle seriene å være  $I(1)$ , og bli stasjonære når jeg tar førstedifferansen.

### 3.2 Kointegrasjon og feilkorrigeringsmodellen

Dersom jeg vil estimere (26), får jeg ikke tatt hensyn til eventuelle tilpassningstreggheter. For å modellere slike tregheter er det vanlig å inkludere tilbakedaterte verdier av variablene blandt regressorene. Et enkelt eksempel på dette er en autoregressiv distribuert lag (ADL) modell:

$$X_t = \alpha + \beta_1 Y_t + \beta_2 X_{t-1} + \beta_3 Y_{t-1} + u_t \quad (27)$$

I (27) antar jeg nå at  $X_t$  og  $Y_t$  er  $I(1)$  serier. (27) kan reparametriseres på en bestemt måte:

$$\Delta X_t = \alpha + b_1 \Delta Y_t + b_2 X_{t-1} + b_3 Y_{t-1} + u_t \quad (28)$$

Her er:  $b_1 = \beta_1$ ,  $b_2 = \beta_2 - 1$ ,  $b_3 = \beta_3 + \beta_1$ ,  $b_2 \in \langle 0, -2 \rangle$

(28) er et eksempel på en såkalt feilkorrigeringsmodell (ECM). Denne modelltypen er svært vanlig i dynamisk modellering. Det er flere grunner til å velge en slik modell. I forhold til (27) er parametrene enklere å tolke økonomisk. Som vi ser inngår både differanser og nivåstørrelser i samme modell. I (28) er den statiske langtidsløsningen gitt ved:



$$X_t = -\frac{\alpha}{b_2} - \frac{b_3}{b_2} Y_t \quad (29)$$

Vi kan dermed tolke  $\frac{-b_3}{b_2}$  som langtidseffekten på  $X_t$  av en marginal endring i  $Y_t$ . Mens  $b_1$  i (28) uttrykker korttidseffekten på  $X_t$  av et skift i  $Y_t$ .  $b_2$  angir den partielle effekten på  $X_t$  ved en enhets avvik fra den statiske langtidsløsningen i forrige periode. Denne koeffisienten bestemmer dermed hvor raskt feilkorrigeringen skjer. En annen fordel med (28) er at kolineariteten mellom regressorene er mindre enn i ADL modellen. Dette kommer av at korrelasjonen mellom differanser og nivåledd og mellom ulike differanseledd er mindre enn korrelasjonen mellom nivåvariable. Parametrene i ECM modellen blir dermed mer presist bestemt enn i ADL modellen. Forøvrig er de to modellene statistisk ekvivalente.

Anta nå at jeg er interessert i å estimere (28) vha. OLS. Som før nevnt, må da et minstekrav være at restleddet  $u_t$  er en  $I(0)$  variabel. Jeg vet at de differensierte variablene er  $I(0)$  siden nivåene er  $I(1)$  (dette er antatt som en forutsetning). Nå er det imidlertid slik at en lineær kombinasjon av to  $I(1)$  serier generelt selv er  $I(1)$ . Dermed vil  $u_t$  være  $I(1)$ . (Bortsett fra når  $b_2 = b_3 = 0$ ).

Dersom  $X_t$  og  $Y_t$  kointegrerer, vil det imidlertid finnes en vektor slik at en lineær kombinasjon av disse seriene er  $I(0)$ .  $u_t$  er da en lineær kombinasjon av  $I(0)$  serier og er dermed selv  $I(0)$ .

Betrakt to tidsserier  $Y_t$  og  $X_t$  som begge er  $I(d)$ . Generelt vil da enhver lineær kombinasjon av disse to seriene også være  $I(d)$ . Residualene fra en regresjon av  $Y_t$  på  $X_t$  vil være  $I(d)$ . Men dersom det eksisterer en vektor  $\beta$  slik at  $u_t = Y_t - \beta X_t$  er integrert av lavere orden,  $I(d-b)$ , der  $b > 0$ , så omtales  $Y_t$  og  $X_t$  som kointegrerte av orden  $(d,b)$ . Dvs. hvis  $Y_t$  og  $X_t$  begge er  $I(1)$ , og  $u_t \sim I(0)$ , så er de to seriene kointegrerte av orden  $CI(1,1)$ , se Harris (1995).

Intuitivt vil det at to (eller flere) tidsserier kointegrerer, bety at de ikke kan drive for langt fra hverandre over tiden. Dette passer bra med begrepet "steady state" fra økonomisk teori.

Diskusjonen ovenfor antyder at ECM modellen er nært knyttet til kointegrasjonsbegrepet. Det kan vises at dersom  $y_t$  og  $x_t$  er kointegrerte  $CI(1,1)$  så må det eksistere en ECM, og dersom en ECM eksisterer så genererer denne kointegrerte serier. Dette faktum går under navnet Grangers representasjonsteorem. Den praktiske implikasjonen av teoremet for dynamisk modellering er at det gir ECM immunitet fra problemet med "spuriøs regresjon" gitt at nivåleddene kointegrerer. En indikasjon på at nivåleddene kointegrerer er at de estimerte verdiene til koeffisientene foran nivåleddene er signifikante og at residualene synes å være "hvit støy".

### 3.3 Eksogenitet

I (28) betinger jeg mhp. høyresidevariablene. Modellen er dermed en betinget modell. Gyldig betinging krever at variablene det betinges på er eksogene.

Vi kan skille mellom tre typer eksogenitet: Svak eksogenitet, sterk eksogenitet og supereksogenitet.

#### 3.3.1 Svak eksogenitet

Betrakt to stokastiske variable  $X_t$  og  $Y_t$  med en simultan tetthetsfunksjon  $f(X_t, Y_t; \phi)$ , der  $\phi$  er den tilhørende parametervektoren.  $f$  kan faktoriseres på følgende måte:

$$f(X_t, Y_t; \phi) = g(X_t | Y_t; \lambda) \cdot h(Y_t; \varphi) \quad (30)$$

Her er  $g$  den betingede tetthetsfunksjonen til  $X_t$  betinget mhp.  $Y_t$  med tilhørende parametervektor  $\lambda$ . Videre er  $h$  den marginale tettheten til  $Y_t$  med tilhørende parametervektor  $\varphi$ .  $Y_t$  sies å være svakt eksogen mhp. et sett av parametre  $\Omega$  dersom  $\Omega$  er en funksjon av  $\lambda$ , men ikke av  $\varphi$ , samt at variasjonsområdet til  $\Omega$  er uavhengig av  $\varphi$ .  $\Omega$  er de parametrene vi er interessert i å estimere. At  $Y_t$  er svakt eksogen mhp  $\Omega$  vil si at vi ikke taper informasjon når vi betinger mhp.  $Y_t$ . Dersom dette ikke er tilfelle må vi betrakte  $Y_t$  som endogen. Dersom vi ikke tar hensyn til at  $Y_t$  må betraktes som endogen i modellen, står vi ovenfor et simultanitetsproblem. En uformell test for simultanitetsskjevheter kan gå ut på å sammenligne OLS-estimatene fra (28) med IV-estimatene fra samme ligning. Avvik mellom de estimerte parametrene kan tyde på at vi har et simultanitetsproblem. Svak eksogenitet kreves for at OLS skal gi konsistens og effisiens. I forbindelse med den økonometriske analysen er det nok dette eksogenitetsbegrepet som er mest relevant.

#### 3.3.2 Sterk eksogenitet

Sterk eksogenitet krever fravær av Granger-kausaltet i tillegg til svak eksogenitet. Jeg kan illustrere sterk eksogenitet med et eksempel. Anta at jeg har følgende modell:

$$X_t = \beta Y_t + u_{1t} \quad (31)$$

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 X_{t-1} + u_{2t} \quad (32)$$

I modellen er  $E[u_{1t}] = 0, E[u_{2t}] = 0, \text{var}(u_{1t}) = \sigma_{11}, \text{var}(u_{2t}) = \sigma_{22},$  og  $\text{cov}(u_{1t}, u_{2t}) = \sigma_{12}.$ <sup>11</sup>

$Y_t$  er svakt eksogen for  $\beta$  i (31) dersom  $\sigma_{12} = 0$ . Dette er imidlertid ikke nok til å kunne gi gyldige prediksjoner for  $X_t$  på grunnlag av (31) alene, dersom  $\alpha_2 \neq 0$ . Jeg må da også ta hensyn til tilbakevirkningene fra  $X_{t-1}$  til  $Y_t$  i (32). Dersom  $\alpha_2 = 0$  er dette nettopp betingelsen for fravær av Grangerkausalitet fra  $X$  til  $Y$  i en regresjon av  $Y$  mhp. tilbakedaterte verdier av  $Y$  og  $X$ . Dersom jeg vil bruke (28) alene til prediksjoner må jeg kreve at  $Y_t$  er sterkt eksogen.

### 3.3.3 Supereksogenitet

Supereksogenitet krever at regressorene i tillegg til å være svakt eksogene, oppfyller et krav om invarians. Invariansen er oppfylt dersom det er slik at endringer i den marginale tetthetsfunksjonen  $h$  i (30) ikke påvirker parametrene  $\lambda$  i den betingede fordelingen  $g$ . Vi sier da at  $\lambda$  er invariant ovenfor endringer i den marginale fordeling. Begrepet supereksogenitet er nært knyttet til "Lucas-kritikken" på den måten at dersom supereksogenitet er oppfylt, vil det innebære en forkastning av denne kritikken. (Haavelmo introduserte begrepet "autonomi" i økonometrifaget, også dette begrepet knytter seg nært til supereksogenitet). Supereksogenitet må være oppfylt dersom jeg vil benytte (28) til politikksimuleringer og for å kunne stole på resultatene fra simuleringene.

## 3.4 Modelleringsstrategi

Når det gjelder modelleringsstrategi vil jeg fokusere på David Hendry's metode "general to specific". Hendry tar utgangspunkt i det han kaller den datagenererende prosessen (DGP). Dette er en betegnelse for den sanne komplekse og dynamiske prosessen som faktisk har generert alle involverte variable. DGP for husholdningenes konsum er trolig en svært komplisert prosess som vil involvere alle (heterogene) konsumenter, deres tilpasning i de ulike markedene, formuesutviklingen, inntektsutviklingen, finansinstitusjoners interaksjon med hverandre og konsumentene, renteutvikling, ledigheten, aldersfordelingen i økonomien, den økonomiske veksten, konjunktursituasjonen osv. Målet for den økonometriske modellbyggingen vil være å forklare så mye av DGP som mulig. En perfekt modell vil i denne konteksten være en som forklarer DGP perfekt. Det sier seg selv at dette er praktisk umulig. Begrensningene ligger både i datasituasjonen og i vår mangelfulle kunnskap om de underliggende

---

<sup>11</sup>Her kunne jeg startet med betinget forventning og varians. Regelen om dobbel forventning gir imidlertid som resultat at egenskapene også gjelder marginalt.

prosessene som genererer data. Dette betyr at en økonometrisk modell bare kan være en approksimasjon til DGP. Kvaliteten på denne approksimasjonen avhenger av hvor godt den klarer å forklare DGP.

Strategien min vil være å starte med en relativt generell (betinget) modell der ideelt sett alle variable jeg har data for (og som kan tenkes å påvirke konsumutviklingen) inngår, og der et tilstrekkelig antall lag av de relevante variablene er inkludert. Begrensningene ligger som nevnt i datasituasjonen og antallet observasjoner av variablene. Det kan ikke være slik at antallet høyresidevariable blir så stort at antallet frihetsgrader blir lavere enn det som er nødvendig for statistisk utsagnskraft.

Når så en mest mulig generell modell er formulert, reduseres denne ved at det pålegges ytterlige restriksjoner på variablene. Eksklusjonssrestriksjoner pålegges ved at insignifikante variable fjernes fra modellen. Denne prosedyren gjentas til jeg sitter igjen med et sett av signifikante variable som omslutter DGP på en tilfredstillende måte. Dette er i korthet hva Hendry omtaler som "general to specific". Metoden sikrer imidlertid ikke en unik konstellasjon av variable. Problemer oppstår når jeg har mange insignifikante variable i den estimerte generelle formuleringen. Metoden legger få føringer på hvilke variable som bør fjernes først. Fjerning av insignifikante variable vil automatisk endre t-verdiene til de variable som blir igjen fordi antallet frihetsgrader øker. Rekkefølgen i reduksjonen vil kunne få betydning for resultatet. Jeg inkluderer derfor alle variablene jeg har utelatt en etter en i den modellen jeg har kommet fram til for å sjekke signifikansen. Dette kalles "specific to general" metoden. Når jeg har kommet fram til en modell jeg kan sies å være fornøyd med bør denne evalueres ut i fra flere kriterier:

(1): Det må være mulig at modellen har generert data. Jeg bør f.eks ikke benytte en modell som kan generere negative verdier på konsumet. Konsum er per definisjon positivt.

(2): Modellen må (bør jfr. diskusjonen over) være konsistent med økonomisk teori. Dersom det er konkurrerende teorier må (bør) modellen være konsistent med minst en av disse<sup>12</sup>.

(3): Regressorene må oppfylle eksogenitetskravene diskutert over. Hvilke av disse kravene de må oppfylle avhenger av hva modellen skal brukes til.

(4): Parametrene bør være stabile over observasjonsperioden, med mindre jeg har spesielle grunner til å tro at prosessen som har generert data har endret seg over tid. Dette er også ønskelig dersom modellen skal benyttes til prognoseformål. Parameterstabiliteten undersøkes enklest vha. plott av

---

<sup>12</sup>Det er mulig å tenke seg en (hypotetisk) situasjon med  $n$  konkurrerende teorier,  $T_1 \dots T_n$ , der  $T_j$  postulerer at den økonometriske modellen  $M_j$  skal forklare data. Anta at det finnes en modell,  $M_K$  som omslutter (encompasses) alle  $M_j$ ,  $j = 1, \dots, n$ , men som ikke har noe mikroteorifundament. Hva gjør vi i denne situasjonen?

rekursivt estimerte parametre. Anta at en modell er estimert over en tidsperiode  $t=1$  til  $T$ . Rekursive plott for perioden  $M-1$  til  $T$  konstrueres da ved å estimere modellen for hver  $t$  fra  $t=M-1$  til  $T$ , og plote parameterestimaterne mot en tidsakse med et 95% konfidensintervall. Stabiliteten i modellen testes også vha. rekursive Chow-tester<sup>13</sup>.

(5): Modellen må forklare den systematiske variasjonen i data. Residualene må være tilnærmet "hvit støy".

(6): Modellen bør oppfylle et krav om omslutning. Dette betyr at modellen må kunne forklare minst like mye av variasjonen i data som rivaliserende modeller. Dersom rivaliserende modeller ikke eksisterer kan kravet reduseres til et krav om god føyning.

---

<sup>13</sup>Diagnostiske tester og stabilitetstester forklares i vedlegg A.

## 4 Empiriske konsummodeller

Presentasjonen av resultatene er disponert på følgende måte.

Først setter jeg opp den generelle konsumfunksjonen representert ved en feilkorrigeringsmodell, og motiverer estimering av to modeller.

Jeg presenterer deretter resultatene fra estimeringene. Først presenteres resultatene fra en estimering over hele samplet 1967(3)-1997(3) der jeg inkluderer demografivariabel, dette resulterer i modell 1 (M1 i teksten refererer seg til modell 1). I denne estimeringen er det gjort forsøk på å skille mellom effektene av total (brutto) formue (inkludert boligformue) og en oppsplitting der (netto) boligformue er en separat variabel i tillegg til brutto gjeld. I langtidsløsningen har jeg ikke gjort noe forsøk på å splitte opp formuen. Dette er i tråd med estimeringene til Brubakk (1994) og Brodin og Nymoen (1992). Cappelen (1980) splittet opp inntekten på sosioøkonomiske grupper med utgangspunkt i en hypotese om at de ulike gruppene (selvstendige, trygdede og lønnsmottagere) har ulike marginale konsumtilbøyeligheter. Brubakk (1994) forsøkte i en estimering av ikke-varig konsum å inkludere inntekten oppsplittet på sosioøkonomiske grupper både i langtidsløsningen og i kortsiktsdynamikken. Han konkluderte med at han med fordel kunne benytte den aggregerte inntektsvariabelen i langsiktsløsningen, og oppsplittingen kun i kortsikts dynamikken. Med utgangspunkt i den klare samtrendingen mellom inntektene til trygdede og lønnsmottagere over tid, vil jeg følge Brubakk på dette punktet.

Deretter gjør jeg et forsøk på å splitte opp formuen i en likvid og en illikvid del for å undersøke om jeg finner separate effekter av disse komponentene, dette resulterer i modell 2 (M2 i teksten refererer seg til modell 2). Jeg har ikke tilgang på disaggregerte data for ulike formueskomponenter før 1975, slik at denne estimeringen vil gå over perioden 1976(1)-1997(3).

Resultatene fra estimeringene er gjengitt i tabell 1. Beskrivelser av data og variabeldefinisjoner er gjengitt i vedlegg B.

Den generelle konsumfunksjonen er her representert ved en feilkorrigeringsmodell:

$$\begin{aligned}
\Delta c_t = & \kappa + \theta_1 c_{t-1} + \theta_2 y_{t-1} + \theta_3 w(\text{total})_{t-1} + \sum_{i=4}^8 \theta_i ANB_{t-1} \\
& + \sum_{i=1}^4 \beta_i \Delta c_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \alpha_i \Delta y_{t-i} \\
& + \sum_{i=0}^4 \gamma_i \Delta w(\text{total})_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \delta_i \Delta bg_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \varsigma_i \Delta bf_{t-i} \\
& + \sum_{i=0}^4 \eta_i \Delta w(\text{bolig})_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \pi_i \Delta w(\text{illikvid})_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \tau_i \Delta w(\text{likvid})_{t-i} \\
& + \sum_{i=0}^4 \zeta_i \Delta rrt_{t-i} + \sum_{i=0}^5 \vartheta_i \Delta yw_{t-i} + \sum_{i=0}^5 \lambda_i \Delta ys_{t-i} + \sum_{i=0}^5 \mu_i \Delta yt_{t-i} \\
& + \sum_{i=0}^4 \nu_i \Delta u_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \phi_i \Delta_8 ANB_{t-i} + \sum_{k=1}^3 \xi_k Q_{kt} + \sum_{k=1}^3 \varpi_k knr_{kt} + \xi_4 moms_t \\
& + \xi_5 S1982(4) + [\psi c_{t-1} + \omega (w(\text{total})_{t-1})] \times Bruddummy + \varepsilon_t
\end{aligned}$$

Denne generelle modellen inneholder 77 variable, mens jeg bare har 87 observasjoner dersom denne modellen skal estimeres. Kravet til frihetsgrader for å kunne gi statistisk utsagnskraft er da ikke oppfylt. Dette kommer som nevnt av at jeg ikke har disaggregerte formuesdata for perioden før 1975. Dette motiverer til estimering av to modeller. En modell der jeg estimerer over hele sampelet 1967(3)-1997(3) der jeg utelater de disaggregerte formueskomponentene, og en modell der jeg estimerer på det korte sampelet 1976(1)-1997(3). I denne estimeringen inkluderer jeg bare åtte kvartalers endring i andelen av befolkningen i aldersgruppen 25-39år. Jeg gjør dette for å øke antallet frihetsgrader.

## 4.1 Modell med demografivariable, M1

Jeg starter med den generelle feilkorrigeringsmodellen presentert over, men uten de disaggregerte formuesvariablene. Alle variable inngår på endringsform lagget fire eller fem ganger og konsum, inntekt, andeler av total befolkning i ulike aldersgrupper og total formue inngår på nivåform lagget en gang. Med utgangspunkt i hypotesen om at det er lettere å låne med sikkerhet i (netto) formue i et liberalisert kredittmarked enn i et regulert marked,

åpner jeg for brudd i koeffisienten til lagget formue. Jeg tar videre høyde for at korreksjoner av avvik fra langsiktig likevekt kan foregå raskere etter liberaliseringen av kredittmarkedet ved også å åpne for brudd i koeffisienten til lagget konsum. Mest presis bestemmelse av bruddet fikk jeg ved å legge det til 1.kvartal 1985. Siden jeg estimerer konsum i husholdninger bortsett fra boligkonsum og offentlig finansiert helsekonsum åpner jeg også for realrenteeffekter.

Jeg vil følge Muellbauer og Murphy (1989) og altså gjøre et forsøk på å inkludere andeler av total befolkning i ulike aldersgrupper. Jeg har valgt å splitte opp total befolkning i følgende aldersgrupper: 0-15 år, 16-19 år, 20-24 år, 25-39 år, 40-66 år og 67 år og over. Andelene er da konstruert ved å dele de ulike gruppene på total befolkning. Siden andelene summerer seg til 1, må jeg utelate minst en andel i estimeringen. Jeg har valgt å utelate andelen av total befolkning i aldersgruppen 16-19 år. En korrelasjonsmatrise mellom de ulike andelene avslører at korrelasjonskoeffisienten mellom andelene 0-15 år og 67 år og over er på -0,98. Jeg utelater da også andelen 0-15 år fordi jeg ikke kan gjøre meg noe håp om å finne separate effekter av disse andelene. Jeg står da igjen med fire andeler. Jeg forsøker å inkludere andelene både på nivåform og differensiert. Siden andelene endres sakte forsøker jeg både med firekvartalers endring og åttekvartalers endring.

Estimering av den generelle konsumfunksjonen vha. OLS (der jeg har utelater de disaggregerte formueskomponentene) for perioden 1967(3)-1997(3) der reduksjonsmetoden forklart over benyttes gir M1. (For å gjøre det oversiktlig skriver jeg ut variablene og de estimerte koeffisientene. Et eksempel på en koeffisientrestriksjon jeg benytter er følgende: De estimerte koeffisientene til  $\Delta ys_t$  og  $\Delta ys_{t-1}$  er tilnærmet like i absoluttverdi ( $\lambda_0 \approx -\lambda_1$ ), og de beregnede t-verdiene er også tilnærmet like i absoluttverdi. Variablene slås da sammen og pålegges samme koeffisient ( $\Delta ys_t - \Delta ys_{t-1}$ ) =  $\Delta \Delta ys_t$ . Tilsvarende restriksjoner pålegges andre variable.)

Den generelle funksjonen jeg startet med inneholdt 69 variable. Den reduserte modellen inneholder 21 variable. Den forklarte variasjonen i den generelle funksjonen var:  $R^2 = 0.988$ . Den forklarte variasjonen i den reduserte modellen er:  $R^2 = 0.982$ . Jeg har redusert den generelle funksjonen ved å pålegge 48 restriksjoner. Den relativt lille reduksjonen i forklaringskraft jeg får ved å pålegge disse restriksjonene, antyder at reduksjonene er gyldige. En F-test bekrefter dette.

I motsetning til hva jeg ville ventet, falt realrenta ut. Jeg ville ha ventet å få realrenteeffekter siden mitt konsumbegrep inkluderer kjøp av varige forbruksvarer. Siden husholdningene i Norge er i en nettofordringsposisjon aggregert, er den aggregerte inntektseffekten av en økning i renta positiv. En



Variabel	M1		M2	
	koeffisient	t-verdi	Koeffisient	t-verdi
Konstant	1.240	6.39	2.219	6.64
$c_{t-1}$	-0.733	-9.38	-0.876	-11.28
$y_{t-1}$	0.425	8.48	0.436	9.81
$w(total)_{t-1}$	0.155	5.97	0.193	8.77
$\Delta c_{t-1}$	-0.194	-3.32		
$\Delta c_{t-2}$	-0.084	-2.66		
$\Delta c_{t-4}$	0.192	4.03	0.252	4.11
$\Delta_4 b g_t$	0.124	2.06		
$\Delta_2 w (bolig)_t$	0.181	3.74	0.268	5.58
$\Delta y w_t$	0.317	6.31	0.310	5.48
$\Delta \Delta y s_t$	0.029	4.91	0.030	5.59
$\Delta_4 \Delta y t_t$	0.130	2.49		
$(w(total)_{t-1} - c_{t-1}) \times brudd$	-0.022	-5.92	-0.025	-7.18
$\Delta_8 ANB2539_t$	1.586	2.45		
$\Delta_4 u_t$	-0.020	-2.45	-0.023	-2.47
$Q_{1t}$	-0.035	-4.70	-0.035	-3.83
$Q_{2t}$	-0.036	-5.34	-0.024	-4.36
$knr_{1t}$	-0.026	-4.54	-0.031	-3.34
$knr_{2t}$	0.041	6.74	0.037	3.57
$moms_t$	0.068	5.44		
S1982 (4)	-0.047	-2.77	-0.058	-3.15
<b>Diagnostiske tester</b>	<b>F-obs. M1</b>	<b>Signifikans</b>	<b>F-obs. M2</b>	<b>Signifikans</b>
AR 1-5	1.43	0.22	1.04	0.40
ARCH 4 F	1.26	0.29	0.41	0.80
Normalitet $X^2(2)$	0.20	0.90	0.67	0.71
Het. $\chi^2$	0.62	0.94	0.50	0.97
Reset	1.04	0.31	0.02	0.89
<b>Føyning</b>				
$R^2$ (forklart variasjon)	0.982		0.977	
$\sigma$ (Std.avviket til residualen)	0.0153		0.0164	

Tabell 1: Estimerte konsumfunksjoner.

økning i renta har dermed to motstridende effekter på aggregert sparing, en positiv substitusjonseffekt og en negativ inntektseffekt. I teorien er da den samlede effekten ubestemt. Men i mine data er renteinntektene allerede inne i disponibel inntekt slik at inntektseffekten er med uansett. Dersom renta skal inngå i konsumfunksjonen vil jeg dermed forvente at det er substitusjonseffekten den fanger opp, og denne er altså negativ for konsumet. (jfr. diskusjonen i teorikapittelet om rente og konsumvekst.)

En nedgang i realrenta etter skatt innebærer at det blir billigere å sitte med varige forbrugsgoder, og ønsket beholdning går opp. I en overgangsperiode ville jeg derfor forvente økt konsum. Som det fremgår av den estimerte modellen blir ikke realrenta signifikant. Grunnen til dette kan være at realrenta er sterkt korrelert med (bolig)formuen, spesielt etter kredittliberaliseringen. Det viser seg at det betyr lite for de estimerte koeffisientverdiene om jeg benytter to kvartalers endring i total formue eller to kvartalers endring i boligformuen. I en modell der to kvartalers endring i total formue inngår, blir realrenta fortsatt ikke signifikant.

Det viser seg at for andelen 25-39 år spiller det liten rolle for resultatene om jeg benytter firekvartalers endring eller åttekvartalers endring. Med firekvartalers endring blir koeffisienten dobbelt så stor som med åttekvartalers endring. Dette er også den eneste differensierte aldersandelen som blir signifikant. Det viser seg at inkludering av uttransformerte andeler på nivåform ikke gir resultater. Åttekvartalers endring i andelen av befolkningen i aldersgruppen 25-39 år inngår signifikant, og med positiv koeffisient. Dette stemmer godt med hva jeg ville vente ut i fra en hypotese om at individer i denne aldersgruppen vil etablere seg med møbler, bil osv og dermed har lavere sparerate i denne perioden av livet enn senere.

Dummyvariabelen 4.kvartal 1982 er tatt med for å fange opp dereguleringen av markedet for borettslagsleiligheter. Moum (1991) anslår at dereguleringen i første omgang førte til en økning i de berørte husholdningers boligformue på om lag 16 milliarder 1982 kroner, men også til en økning i bokostnadene deres. Formuesøkningen trekker isolert sett i retning av en økning i konsumet, men dersom dereguleringen var forventet, kan (deler av) formueseffekten ha vært uttømt på forhånd. På den annen side kan skrankene i kredittmarkedet ha forskjøvet realiseringen av en eventuell økning i konsumerter spørsel fram i tid, slik at deler av effektene først gjorde seg gjeldende etter dereguleringen av kredittmarkedet. Resultatene fra mine estimeringer kan muligens tolkes som støtte til en slik hypotese, idet jeg får en relativt stor overprediksjon av konsumet i dette kvartalet uten inkludering av dummyen.

M1 innebærer at jeg får følgende log-lineære sammenheng mellom konsum, inntekt og formue på lang sikt (jeg ser bort i fra dummier):

$$c \approx Konst + 0.60y + 0.19w(total)$$

For perioden 1967(3)-1984(4) og:

$$c \approx Konst + 0.58y + 0.21w(total)$$

For perioden 1985(1)-1997(3). En inntektsendring slår dermed som forventet sterkere ut i konsumet ved et reguleringsbasert enn ved markedsbasert kredittregime. Det omvendte skjer med endringer i formuen. De relativt høye t-verdiene til koeffisientene foran I(1) variablene  $c_{t-1}$ ,  $y_{t-1}$  og  $w(total)_{t-1}$  antyder at den estimerte lineærkombinasjonen kan betraktes som stasjonær. En reestimering av M1 der de tre I(1) variablene inklusive brudd og konstantledd erstattes av feilkorrigeringsleddet:

$$ecm = c_{t-1} - ((0.425y_{t-1} + 0.155w(total)_{t-1} - 0.022(w(total)_{t-1} - c_{t-1}) \times brudd) + 1.24)/0.733$$

gir i tråd med dette en t-verdi på koeffisienten foran ecm på -10.18. Dette er omlag det dobbelte av den anslåtte kritiske verdien på 1% nivå i en test av stasjonæritet i en ligning med tre I(1) variable (men uten brudd), se Harris (1995). M1 passerer standard diagnostiske tester.

Vi legger merke til at inntekts- og formueselastisitetene ikke summerer seg til 1. Dette er i overensstemmelse med funnene i Brodin og Nymoen (1992) og i Brubakk (1994). Fravær av langsiktig homogenitet innebærer at forholdet mellom konsum og inntekt og mellom inntekt og formue vil avta på lang sikt gitt konstant vekst i inntekten. Konsekvensene av dette er at spareraten øker på lang sikt (den er ikke-stasjonær).

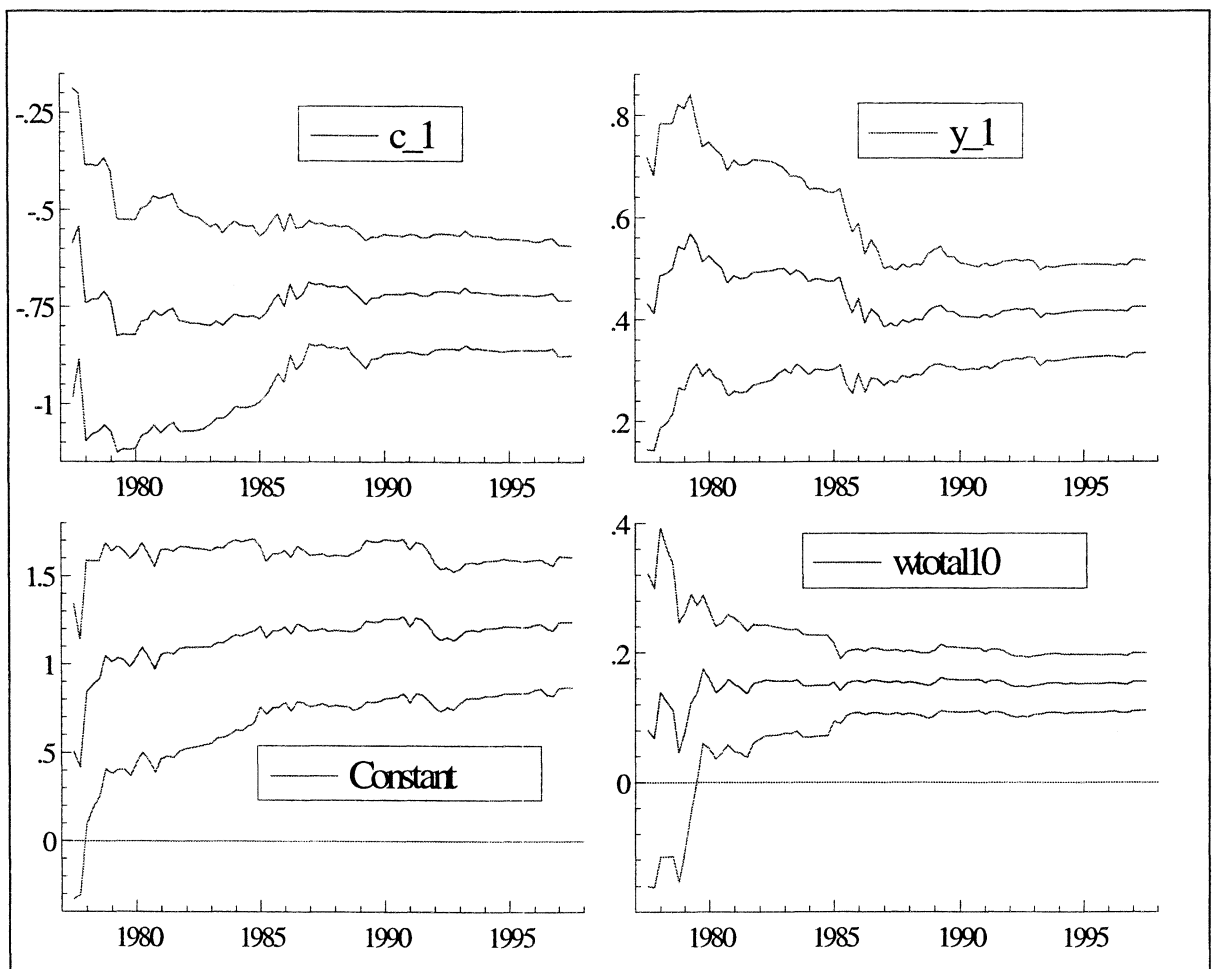
Jeg er nå interessert i stabilitetsegenskapene til koeffisientene i denne modellen.

I figurene som viser de rekursivt estimerte koeffisientene er  $\Delta$  byttet ut med D.

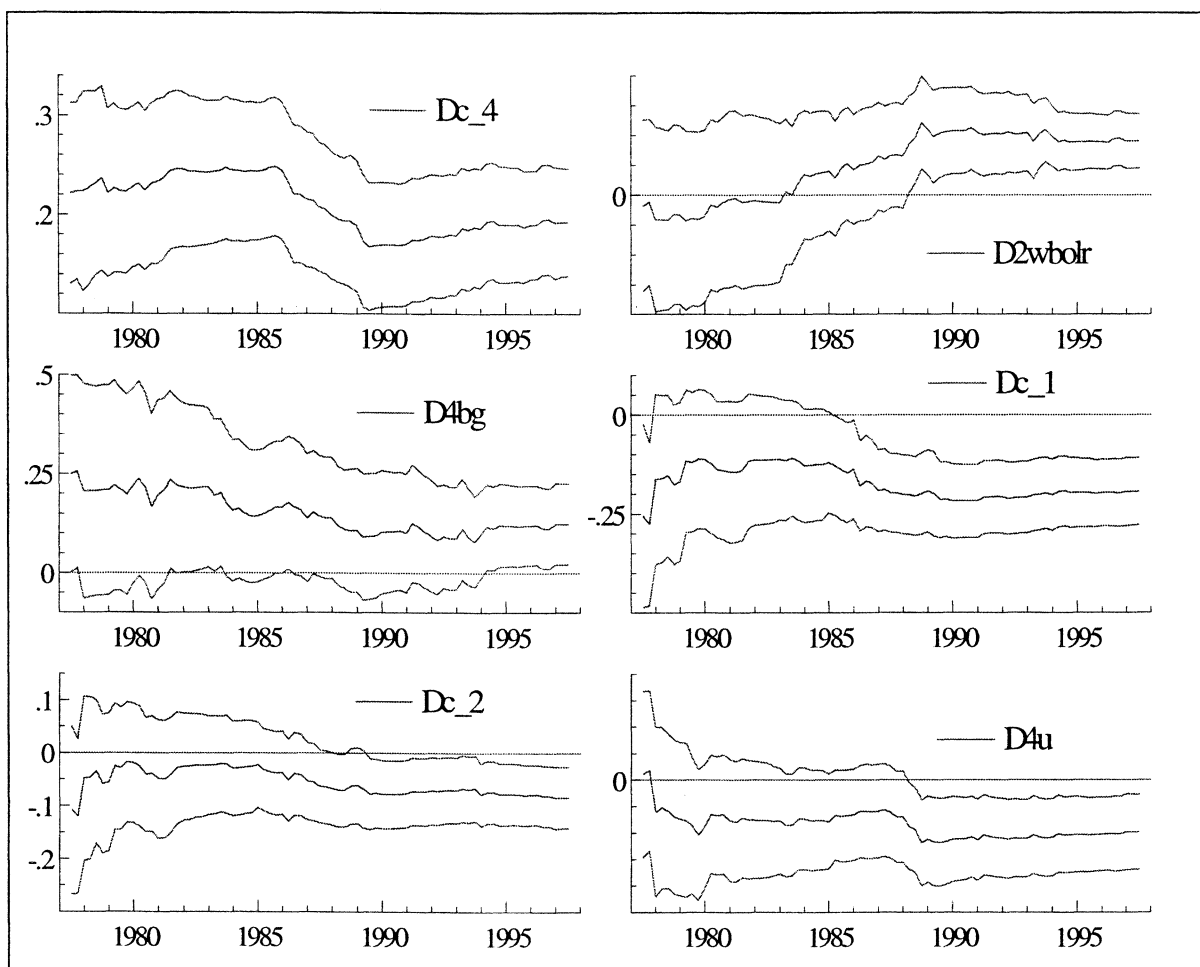
Figur 1 antyder at koeffisientene til de tre I(1) variablene  $c_{t-1}$ ,  $y_{t-1}$  og  $w(total)_{t-1}$  er relativt stabile over rekursjonsperioden. (Grafen nederst til høyre viser koeffisienten til total formue etter at bruddet i koeffisientene er pålagt som restriksjon.  $wtotal = w(total)_{t-1} - \frac{0.022}{0.155}(w(total)_{t-1} - c_{t-1}) \times brudddummy$ ).

I figur 2 legger vi merke til at to kvartalers endring i boligformuen først blir signifikant etter 1988, deretter virker det som om koeffisienten er stabil. Dette

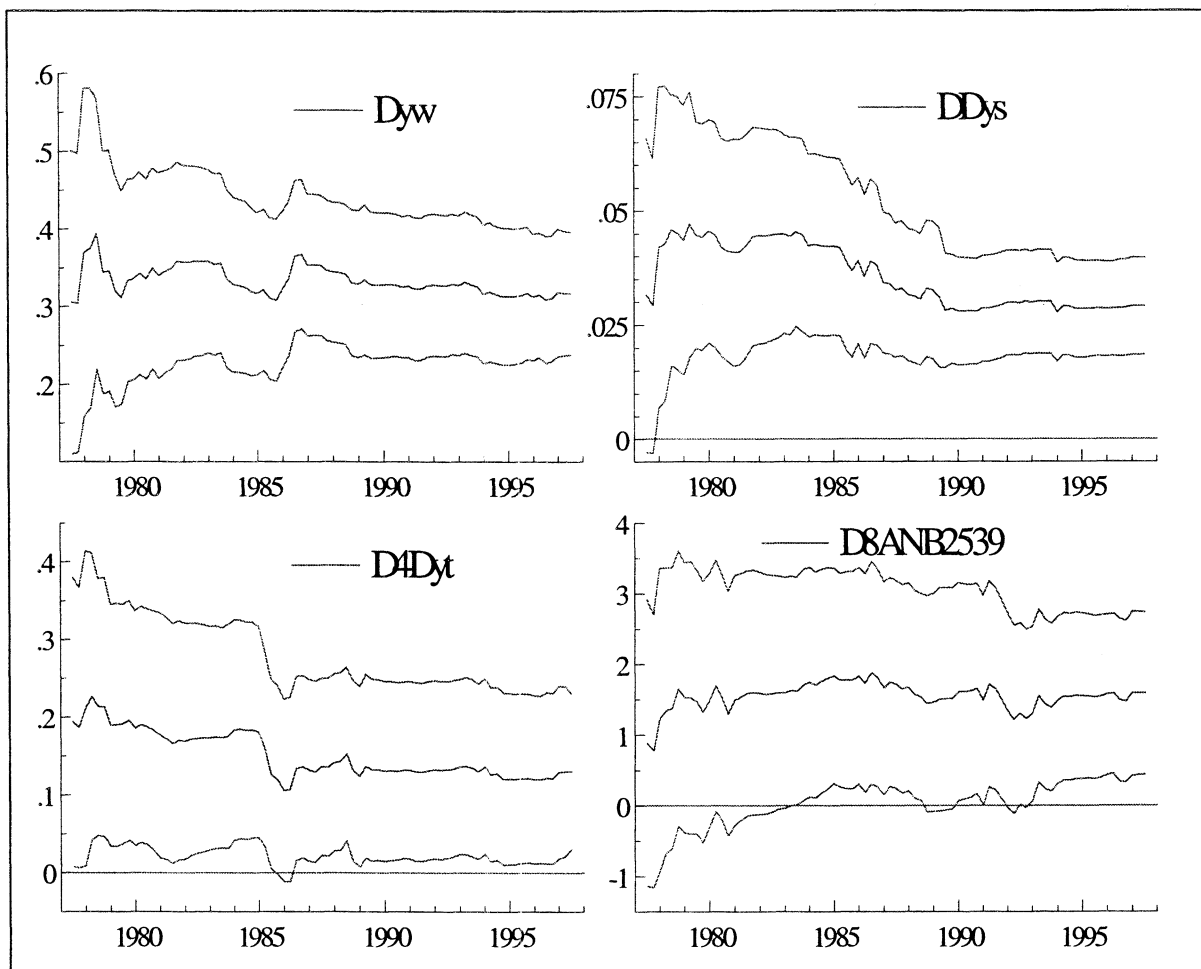
Figur 1: Rekursive estimater av koeffisientene i M1. (Bruddet til koeffisienten foran lagget formue er pålagt som restriksjon.)



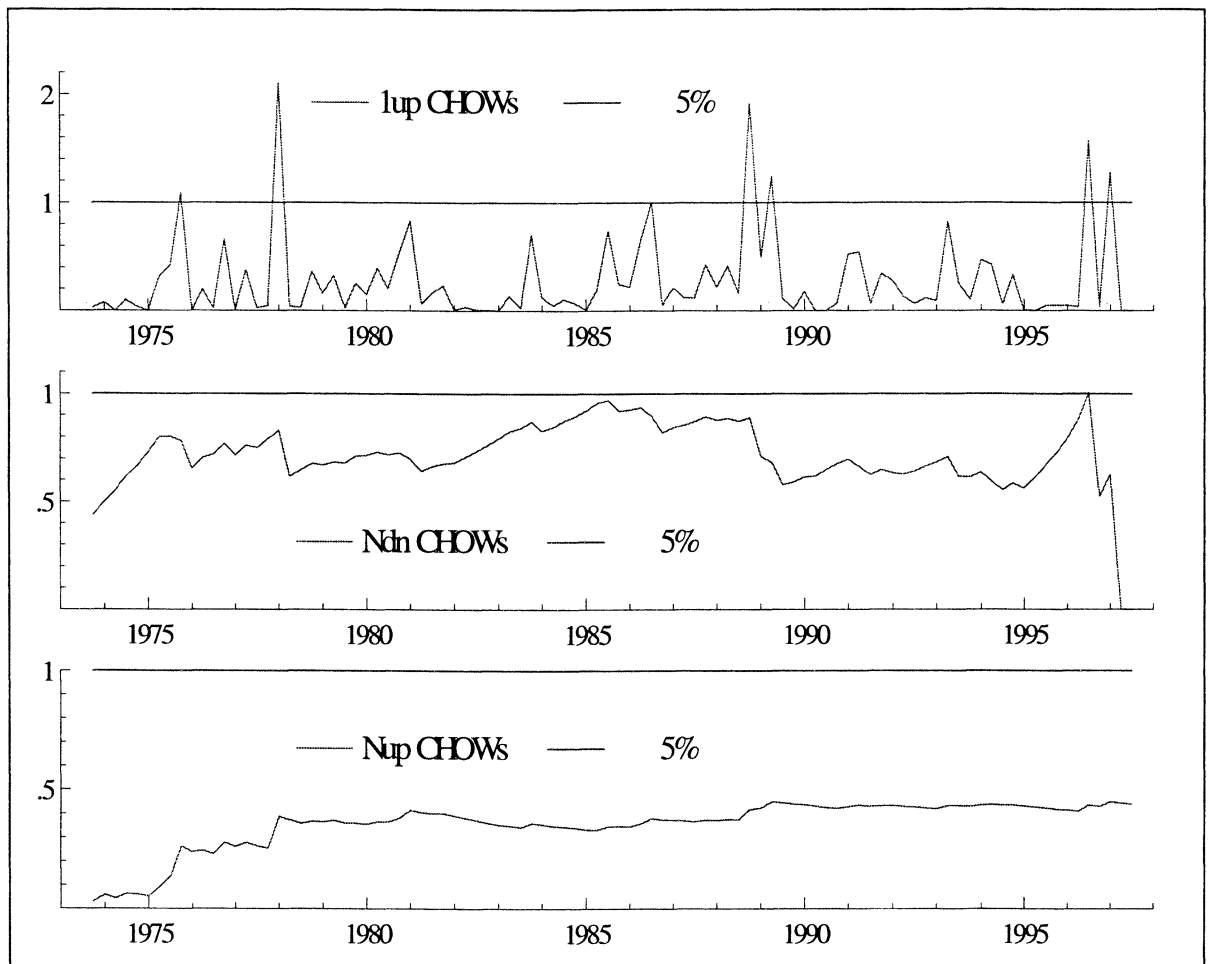
Figur 2: Rekursive estimater av koeffisientene i M1.



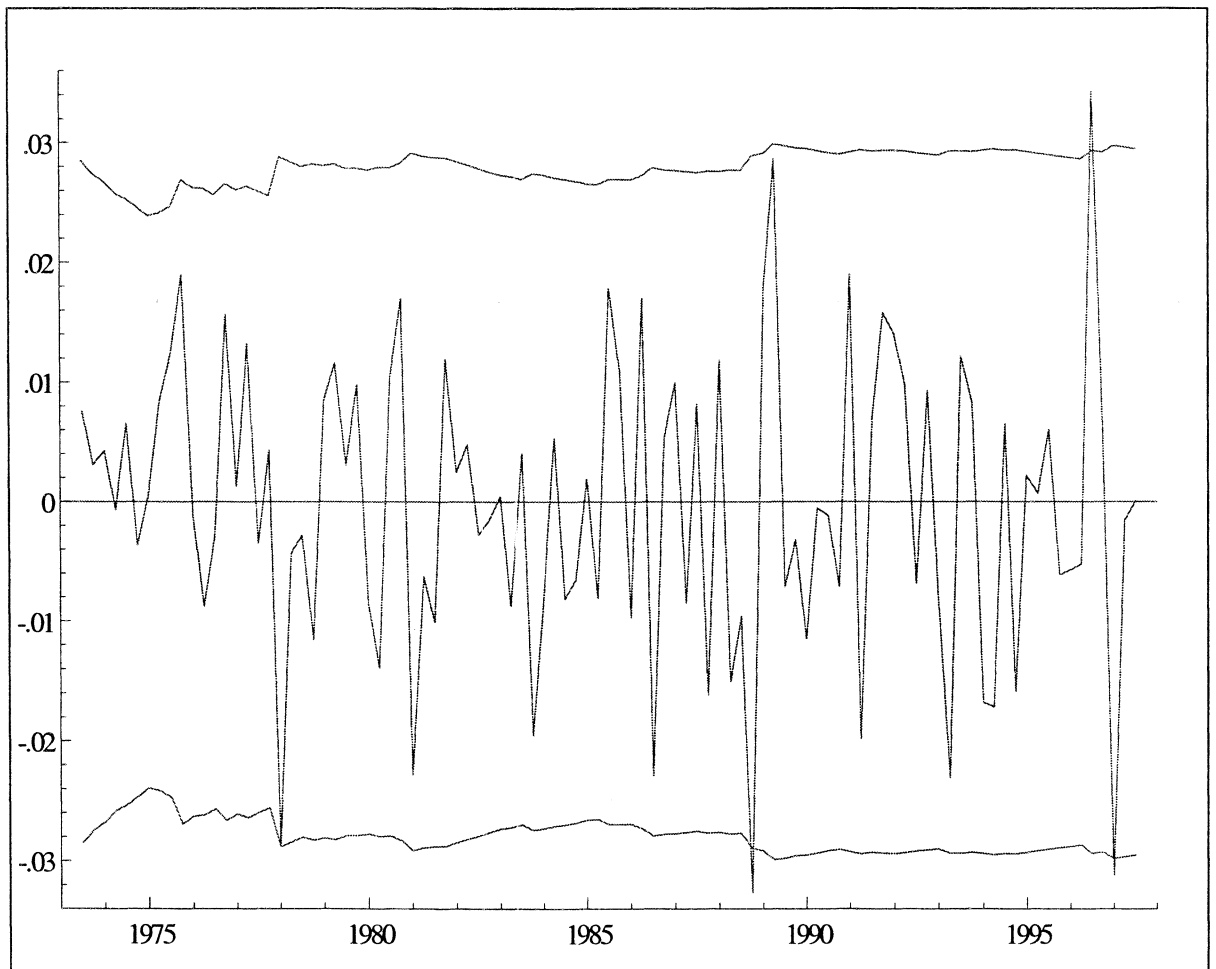
Figur 3: Rekursive estimater av koeffisientene i M1.



Figur 4: Rekursive Chow-tester for koeffisientstabilitet i M1.



Figur 5: Ett-skritts residualplott  $\pm 2 \times \text{Std. avviket}$  for M1.





ville jeg også ha ventet meg på forhånd. En isolert økning i boligformuen får altså effekt i et markedsbasert kredittregime, og vi tenker oss at effekten går via muligheten til opplåning mot pant i bolig. Dette kunne tenkes å motivere til et forsøk på å pålegge en restriksjon om at to kvartalers endring i boligformuen bare skal inngå etter dereguleringen. Jeg har imidlertid ikke forsøkt dette.

Det virker som om koeffisienten til endring i konsumet lagget fire kvartaler er ustabil. Det kan virke som om koeffisienten faller i verdi fra rundt 1986 til 1990. Dette er ikke spesielt overraskende tatt i betraktning de endringer den norske økonomien gjennomgikk i denne perioden.

Koeffisienten til firekvartalers endring i ledighetsraten blir også først signifikant etter 1988. Det kan virke som om det er et brudd i koeffisienten rundt 1988-89, selv om dette blir forkastet av de rekursive Chow-testene. Denne variabelen kan sees på som en indikator for inntektsusikkerhet. Forløpet til koeffisienten er ikke overraskende tatt i betraktning at ledighetsraten nesten ble fordoblet gjennom 1988, mange var nok redde for å bli arbeidsledige, og reduserte konsumet som følge av det (ref. sikkerhetsmotivert sparing).

I figur 3 vises det rekursive plottet til koeffisienten foran åttekvartalers endring i andelen av befolkningen i aldersgruppen 25-39 år. Det virker som om den kan betraktes som relativt stabil over hele rekursjonsperioden.

De rekursive Chow-testene i figur 4 forkaster ikke en hypotese om stabile koeffisienter over rekursjonsperioden.

I figur 5 vises ett-skritt residualplott med et 95% konfidensbånd. Vi ser at det er tre observasjoner som faller utenfor konfidensintervallet. I fjerde kvartal 1988 har jeg en relativt stor negativ residual. Denne kan muligens gis en forklaring. Vi kan tenke oss at husholdningene på denne tiden ble klar over at økonomien var på vei nedover. Ledighetsraten ble nesten fordoblet fra 1988 til 1989. Boligprisene var på vei ned, etter å ha nådd toppen i 1987. Realrenta var på vei oppover. Med utgangspunkt i dette er det ikke overraskende at konsumet reagerte mer negativt enn predikert i denne perioden. I 1996 har vi en stor positiv residual som trolig forklares av at vrakpanten på biler var forbigående høy dette året. Mange husholdninger valgte å vrake sine gamle biler og kjøpe ny i 1996. Som en reaksjon på det høye konsumet i 1996 er det ikke uventet at jeg dermed predikerer for høyt konsum 1.kvartal 1997. Dette kan trekke i retning av at en bør modellere kjøp av biler separat.

## 4.2 Modell med oppsplitting av formuen, M2

Jeg tar nå utgangspunkt i den samme generelle modellen jeg brukte for å komme fram til M1, men jeg inkluderer nå også de disaggregerte formueskomponentene.

Estimering vha. OLS for perioden 1976(1)-1997(3) ga M2 som er gjengitt i tabell 1.

Det viser seg at når jeg inkluderer endring i boligformuen, så blir hverken endring i likvid eller illikvid formue signifikante.

Demografivariablene faller ut. Dette kommer sannsynligvis som følge av det relativt korte sampelet jeg nå estimerer over.

Firekvarteralers endring i brutto gjeld faller ut. Realrenta blir fortsatt ikke signifikant. Endring i konsumet lagget ett og to kvartaler faller ut i tillegg til endring i trygdedes inntekt. De estimerte koeffisientene er ellers ikke mye forskjellige fra M1. Legg imidlertid merke til at koeffisienten foran to kvartalers endring i boligformuen får en noe høyere verdi.

Koeffisienten foran lagget konsum er noe høyere (i absoluttverdi) i denne modellen, noe som innebærer raskere korreksjon av avvik fra langsiktig likevekt. En test på om koeffisientene foran lagget konsum er signifikant forskjellige i de to modellene forkastes imidlertid:  $-0.876 \pm 2\sigma$  gir konfidensintervallet  $(-1.03, -0.72)$ . M2 passerer standard diagnostiske tester.

M2 innebærer at jeg i perioden 1976(1)-1984(4), får følgende log-lineære sammenheng mellom konsum, inntekt og formue på lang sikt (jeg ser bort i fra dummyer):

$$c \approx konst + 0.51y + 0.20w(total)$$

og

$$c \approx konst + 0.50y + 0.22w(total)$$

i perioden 1985(1)-1997(3).

I forhold til M1 er langtidselastisitetene til inntekten markert lavere i M2. Langtidselastisitetene til formuen er lite endret.

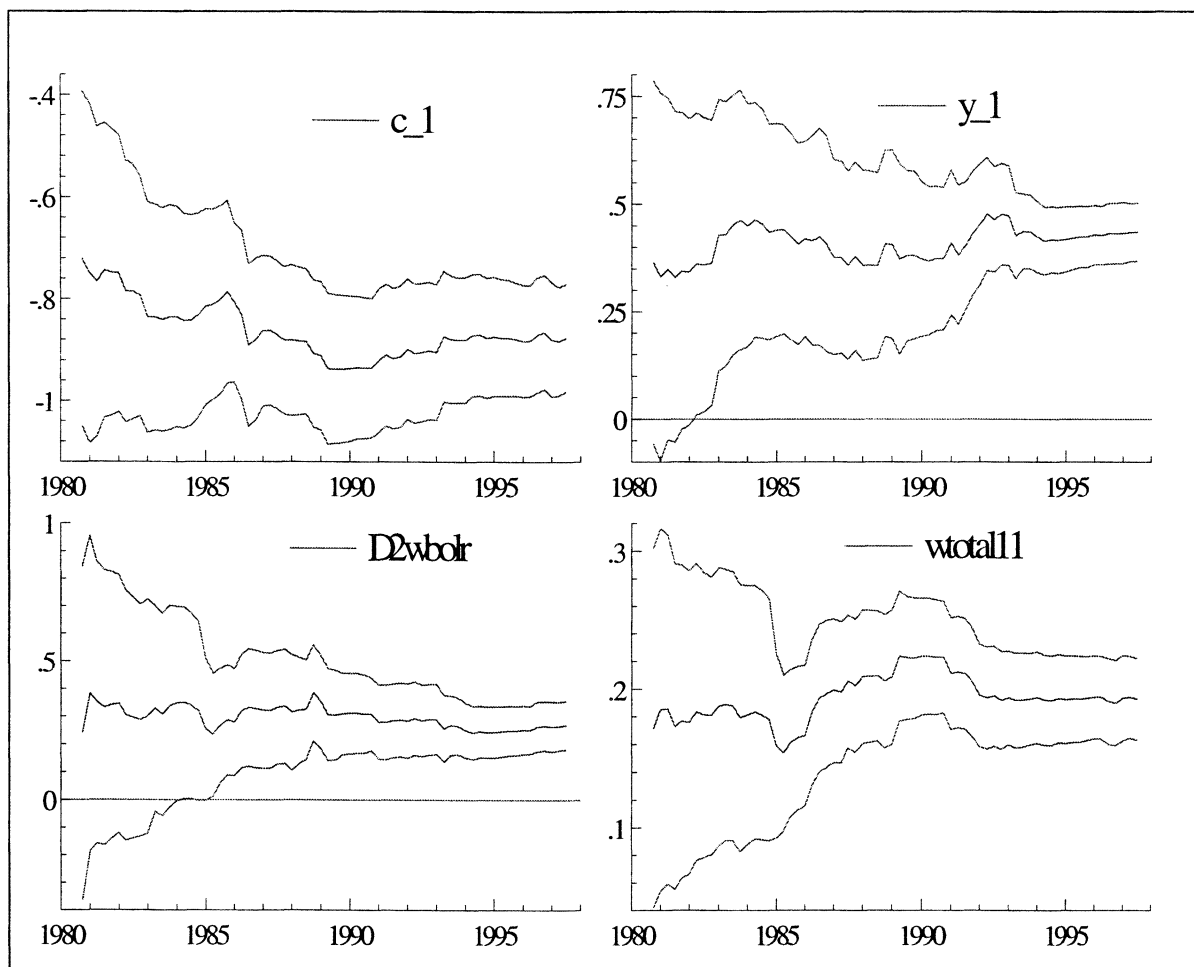
Jeg er nå interessert i stabilitetsegenskapene til koeffisientene i denne modellen.

I figur 6 vises de rekursive estimatene av koeffisientene til de tre I(1) variablene etter at bruddet i koeffisienten foran lagget formue er pålagt som restriksjon (grafene nederst til høyre). I forhold til M1 virker det som om koeffisientene er noe mer ustabile. Koeffisienten til to kvartalers endring i boligformuen virker stabil over hele sampelet.

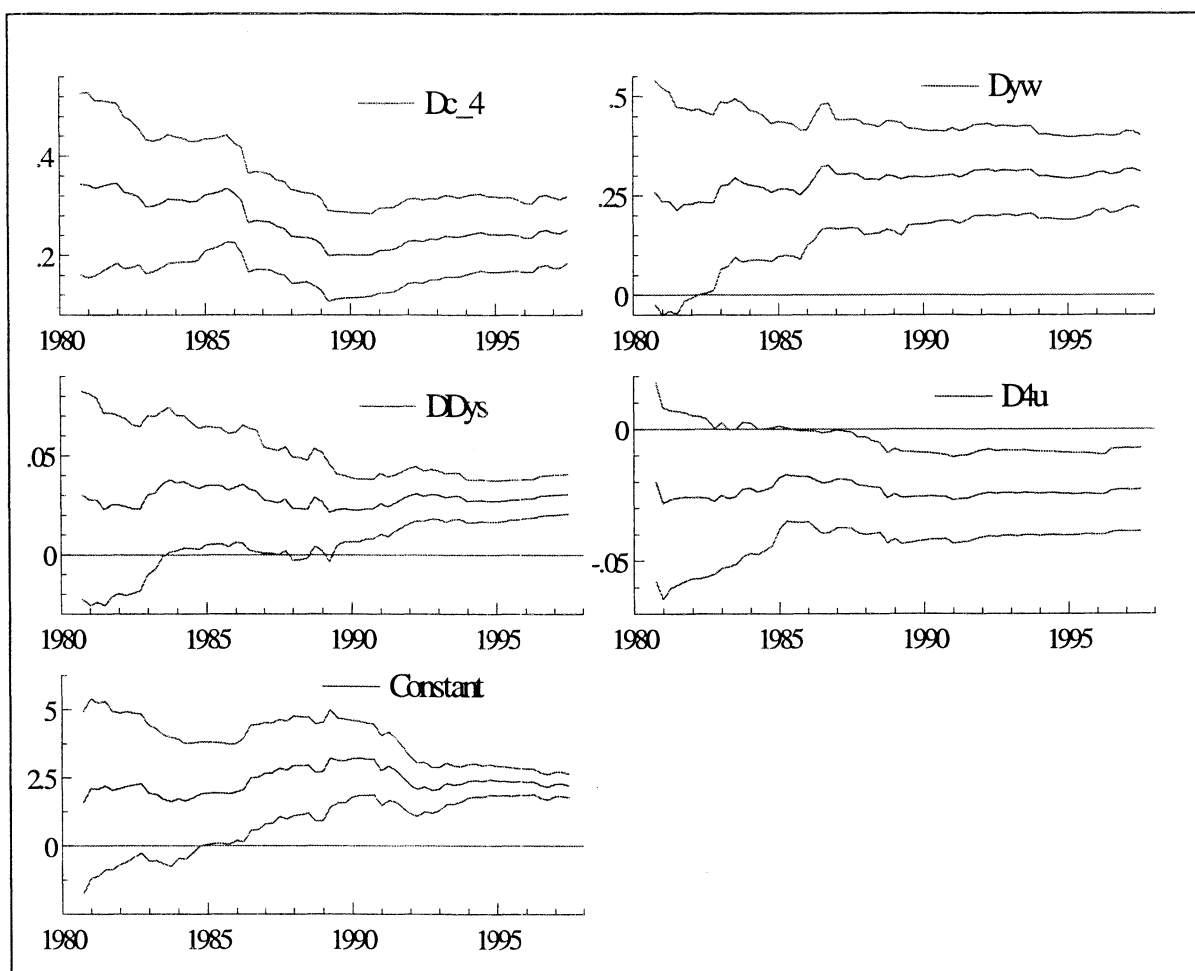
I figur 7 vises resten av de rekursive estimatene. Firekvarteralers endring i konsumet viser de samme tendensene som i M1. Ellers må de andre koeffisientene sies å være relativt stabile.

Figur 8 viser de rekursive Chow-testene til M2. Chow-testen med avtagende prediksjonshorisont (grafene i midten) forkaster hypotesen om stabile

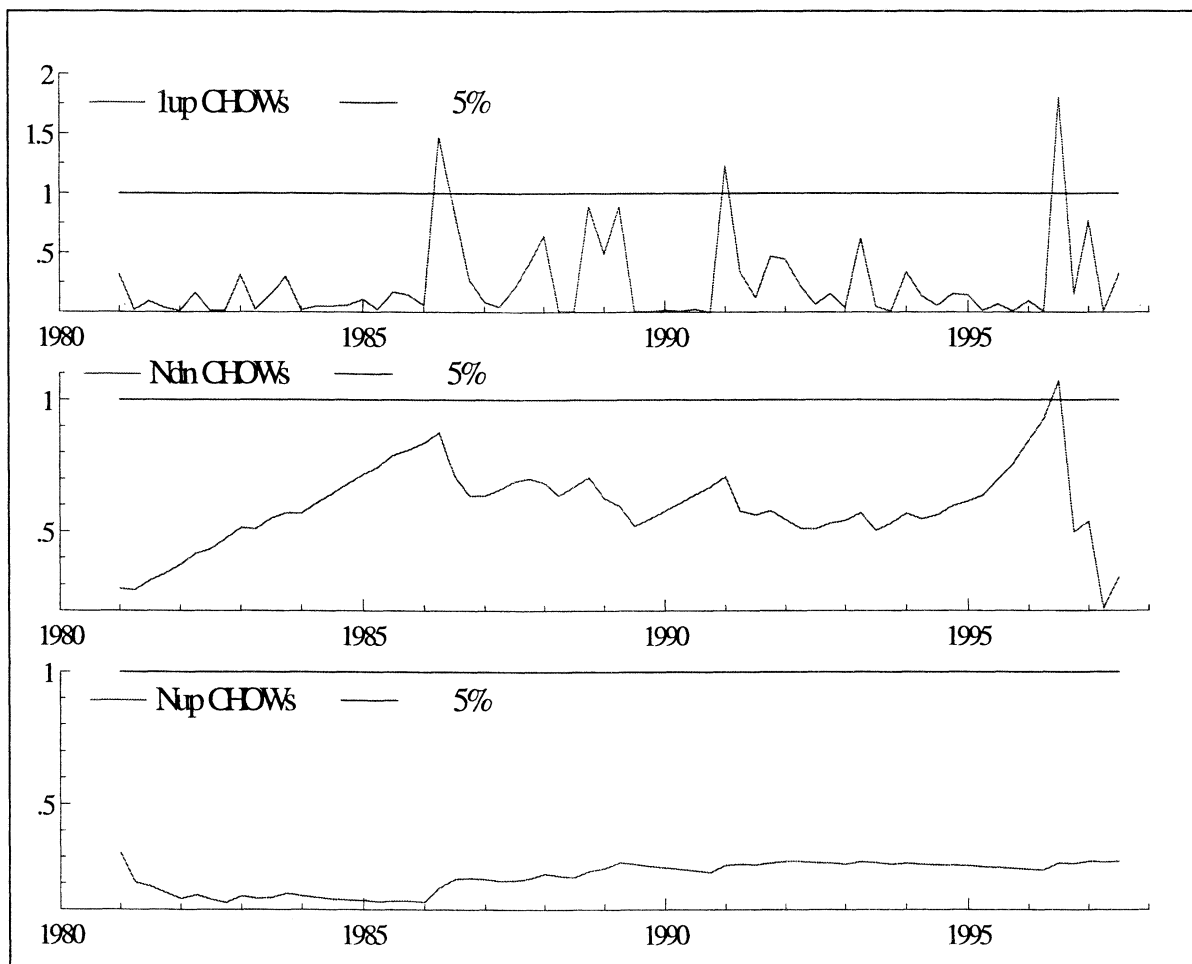
Figur 6: Rekursive estimater av koeffisientene i M2. (Bruddet til koeffisienten foran lagget formue er pålagt som restriksjon.)



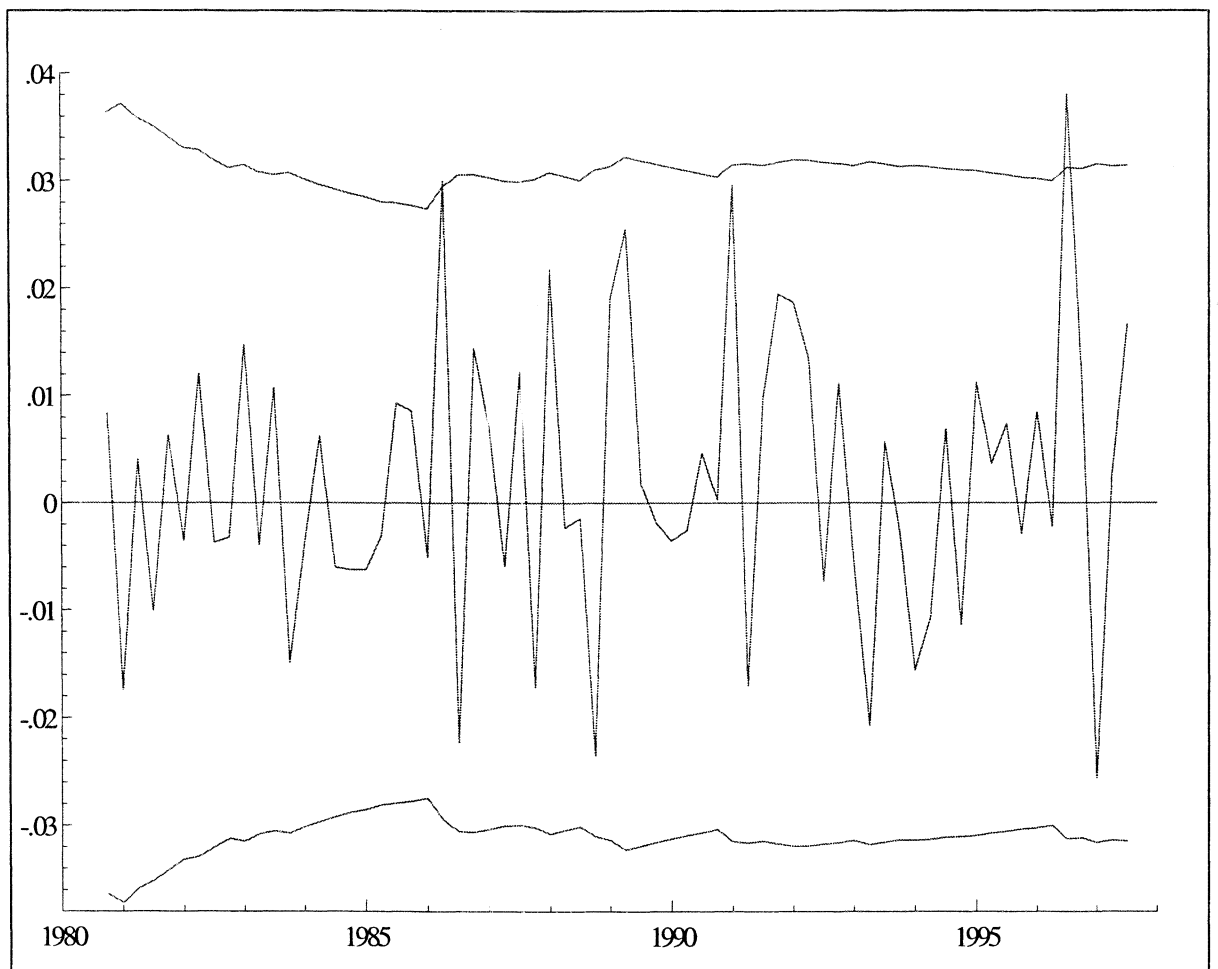
Figur 7: Rekursive estimer av koeffisientene i M2.



Figur 8: Rekursive Chow-tester for koeffisientstabilitet i M2.



Figur 9: Ett-skritts residualplott  $\pm 2 \times Std.avviket$  for M2.



koeffisienter på 5% nivå. Det virker imidlertid som om den underprediksjonen av konsumet jeg gjør i 1996 har relativt stor innvirkning på testen.

I figur 9 vises ett-skritt residualplott med 95% konfidensbånd. Denne modellen har ikke noen problemer i 1988-89, men underprediksjonen av konsumet i 1996 kommer klart fram.

Som det framgår av tabell 1 virker det som om M2 er en forenkling av M1.

Siden jeg ikke finner noen separate effekter av å splitte opp formuen i en illikvid og en likvid del, så er utvalget av variable i M2 inneholdt i M1. Siden alle koeffisientene i M1 er signifikante, er M2 ikke en akseptabel forenkling av M1 vurdert over hele observasjonsperioden. Den er imidlertid det på det innsnevrede sampelet, noe som illustrerer at M1 ikke er helt stabil ved kutt av observasjoner tidlig i estimeringsperioden. En slik ustabilitet kan skyldes at modellen er feilspesifisert, men kan også henge sammen med endringer i datakvalitet. Når det gjelder finansielle data utgjør som nevnt 1975 et skille, mens det for nasjonalregnskapsdata er rimelig å regne med at kvartalstallene er mindre presist anslått før 1978 enn etter. Genuin kvartalsinformasjon om boligmassen har vi først fra 1986. I lys av dette kan en argumentere for at M2 bør foretrekkes framfor M1, selv om en normalt ville ønske å bruke all tilgjengelig informasjon.

### 4.3 Konklusjoner

Over har jeg presentert resultatene fra estimeringen av to modeller for husholdningenes konsum i Norge.

Jeg startet med en estimering av en generell konsumfunksjon representert ved en feilkorrigeringsmodell over hele samplet 1967(3)-1997(3), og gjorde et forsøk på å inkludere demografivariable. Det var ikke mulig å inkludere disaggregerte formuesvariable i denne estimeringen. Denne estimeringen resulterte i M1. Det viste seg at å inkludere utransformerte andeler av total befolkning i ulike aldersgrupper ikke ga meningsfylte resultater. Åtte kvartalers endring i andelen av total befolkning i aldersgruppen 25-39 år var den eneste demografivariabelen som ble signifikant. Det virket også som om koeffisienten foran denne variabelen var stabil over hele sampelet. Jeg splittet opp formuen i total formue, brutto gjeld, brutto finansformue og i boligformue. Med bakgrunn i resultatene fra tidligere estimeringer av konsum i husholdningene, gjorde jeg ikke noe forsøk på å splitte opp formuen i langtidsløsningen. Jeg gjorde heller ikke noe forsøk på å splitte opp inntekten i sosioøkonomiske grupper i langtidsløsningen. Det viste seg at fire kvartalers endring i brutto gjeld og to kvartalers endring i boligformuen var de eneste formuesvariablene

som ble signifikante. Endring i realrente ble ikke signifikant i denne modellen. På grunn av den omfattende kredittliberaliseringen midt på 1980-tallet, åpnet jeg for brudd i koeffisienten foran lagget formue, og fordi korreksjoner av avvik fra langsiktig likevekt kan foregå raskere etter liberaliseringen åpnet jeg også for brudd i koeffisienten til lagget konsum. Mest presis bestemmelse av bruddet fikk jeg ved å legge det til 1.kvartal 1985. Den estimerte modellen gir en langsiktselastisitet for inntekt tilnærmet lik 0.60 for perioden 1967(3)-1984(4) og 0.58 for perioden 1985(1)-1997(3). Langsiktselastisiteten til total formue anslås til 0.19 for perioden 1967(3)-1984(4) og 0.21 for perioden 1985(1)-1997(3). Som forventet fikk jeg altså resultatet at formuen fikk mer å si for konsumet etter liberaliseringen, og inntekten fikk mindre å si. Langsiktselastisitetene summerer seg ikke til 1, noe som også er i overensstemmelse med funnene til Brodin og Nymoene (1991) og til Brubakk (1994). Modellen passerer standard diagnostiske tester. De rekursive testene for koeffisientstabilitet forkaster ikke en hypotese om stabile koeffisienter på 5% nivå.

Deretter estimerte jeg den generelle konsumfunksjonen over perioden 1976(1)-1997(3) og gjorde et forsøk på å splitte opp formuen i to deler, likvid og ilikvid formue. Estimeringen førte fram til modellen M2, som ikke inneholder separate effekter av de to formueskomponentene. Den eneste formuesvariabelen som ble signifikant var to kvartalers endring i boligformuen. Koeffisienten foran lagget konsum ble noe høyere (i absoluttverdi) enn i M1, som innebærer at korreksjoner av avvik fra langsiktig likevekt går raskere i denne modellen. Modellen passerer standard diagnostiske tester. De rekursive testene viser imidlertid at koeffisientene neppe kan betraktes som stabile over rekursjonsperioden. Siden de disaggregerte formueskomponentene falt ut, er utvalget av variable i M2 inneholdt i M1. Det er imidlertid verd å merke seg at endring i brutto gjeld synes å ha mer og si for konsumet i perioden før dereguleringen av kredittmarkedet enn etter, likeledes virker det som om endring i boligformuen har mer å si for konsumet etter dereguleringen. M1 kan dermed ikke betraktes som helt stabil ved kutt av observasjoner tidlig i samplet.

Min konklusjon er at demografivariabelen bør inkluderes i en konsumfunksjon. Oppsplitting av formuen ser derimot ikke ut til å gi økt forklaringskraft.

Til slutt vil jeg nevne at problemet M2 har i 1996, og som jeg antar skyldes økt konsum av biler, muligens trekker i retning av å forsøke og modellere bilkonsumet separat, evt sammen med varige konsumgoder mer generelt.



## 5 Referanser

**Ando, A. og F. Modigliani (1963):** The "life cycle" hypothesis of saving: Aggregate implications and tests. *American Economic Review* ,53, 55-84.

**Banerjee, A, J. Dolado, J.W Galbraith og D.F Hendry (1994):** Co-integration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data. Oxford University Press.

**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, 431-449.

**Brubakk, L. (1994):** Estimering av en makrokonsumfunksjon for ikke-varige goder 1968-1991. Rapporter 94/9. Statistisk sentralbyrå.

**Cappelen, Å. (1980):** Inntektsfordeling og konsum 1962-1978. Artikler 123. Statistisk sentralbyrå.

**Friedman, M. (1957):** A theory of the consumption function. New Jersey: Princeton University Press.

**Hall, R.E.(1978):** Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: Theory and evidence. *Journal of Political Economy*, 86, 971-987.

**Harris, R (1995):** Using cointegration analysis in econometric modelling. Prentice Hall.

**Hendry, F.D og J.A. Doornik (1996):** Empirical Econometric Modelling Using PcGive 9.0 for windows. International Thomson Business Press.

**Magnussen, K.A og K. Moum (1992):** Konsum og boligformue: Tar Eilev Jansen likevel feil? *Sosialøkonomen* nr.6. 13-16.

**Modigliani,F og R.Brumberg (1954):** Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data. Post-Keynesian Economics. New Brunswick.

**Moum, K. (1991):** Dereguleringen av boligmarkedet og konsumutviklingen på 1980-tallet. Rapporter 91/16. Statistisk sentralbyrå.

**Muellbauer, J og A. Murphy (1989):** Why has UK personal saving collapsed? CSFB Economics, 26-65

**Romer, D (1996):** Advanced macroeconomics. McGraw-Hill. 309-344.

**Skjæveland, A. (1989):** Gir økte boligpriser økt konsum? *Sosialøkonomen* 43, 15-20.

# A Diagnostiske tester og stabilitetstester

## A.1 Standard diagnostiske tester

I alle testene tas det utgangspunkt i en nullhypotese om at restleddet følger en hvit støy prosess.

### 1. AR 1-5: Autokorrelasjonstest.

Denne testen benyttes til å teste om vi har autokorrelasjon opp til 5.orden i residualene. Følgende relasjon estimeres:

$$\hat{\varepsilon}_t = a_0 + a_1\hat{\varepsilon}_{t-1} + a_2\hat{\varepsilon}_{t-2} + \dots + a_5\hat{\varepsilon}_{t-5} + u_t$$

Der  $\hat{\varepsilon}_t$  er residualen i den estimerte konsumfunksjonen.  $u_t$  er et restledd som antas å være hvit støy. F-observatoren beregnes som:

$$F(r, T - k - r) = \frac{R^2/r}{(1 - R^2)/(T - k - r)}$$

T er antall observasjoner, k er antall høyresidevariable i konsumfunksjonen og r er antall høyresidevariable i regresjonen over (bortsett fra konstanten).  $R^2$  er forklart variasjon. F-observator og signifikanssannsynlighet oppgis i tabell 1.

### 2. ARCH 4: Autoregressive conditional heteroscedasticity.

ARCH-testen benyttes til å teste om variansen til residualene opp til 4.orden er autokorrelerte. Følgende relasjon estimeres:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = b_0 + b_1\hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \dots + b_4\hat{\varepsilon}_{t-4}^2 + u_t$$

F-observatoren beregnes som i autokorrelasjonstesten og oppgis sammen med signifikanssannsynligheten i tabell 1.

### 3. Normalitet $X^2$ (2):

Dette er en test for normalitet i residualene. Nullhypotesen er normalitet og denne vil bli forkastet av en signifikant stor testobservator.

### 4. Het. $\chi^2$ : Test for heteroskedastisitet.

Dette er White-testen for om vi har problemer med heteroskedastisitet. Følgende relasjon estimeres.

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = c_0 + \sum_{i=2}^k c_i x_{i,t} + \sum_{i=2}^k d_i x_{i,t}^2 + u_t$$

$x_{i,t}$  er høyresidevariablene i konsumfunksjonen. F-observatoren beregnes som i autokorrelasjonstesten og oppgis sammen med signifikanssannsynligheten i tabell 1.

### 5. RESET: Test for feilspesifikasjon.

I denne testen estimeres konsumfunksjonen med den kvadrerte verdien av venstresidevariabelen som en ekstra høyresidevariabel. F-observatoren forteller om forklaringskraften blir signifikant forbedret. F-observatoren sammen med signifikanssannsynligheten oppgis.

## A.2 Stabilitetstester

Rekursiv metode foregår ved at modellen estimeres for hver t for  $t = M-1, \dots, T$ . Der T er den siste observasjonen i sampelet. M kan fritt velges, men vi må passe på at antallet frihetsgrader er tilfredstillende høyt.

### 1. 1up CHOWs: Ett-skrittts Chow-test.

Ett-skrittts prediksjons tester er  $F(1, t-k-1)$  under nullhypotesen om konstante parametre, for  $t = M, \dots, T$ . (k er antall høyresidevariable i modellen) F-observatoren beregnes som følger:

$$\frac{(RSS_t - RSS_{t-1})(t - k - 1)}{RSS_{t-1}}$$

RSS er summen av kvadrerte residualer

I figurene vises de beregnede F-verdiene sammen med 5% kritisk nivå over rekursjonsperioden.

### 2. Break-point F-test: (Ndn-step Chow-tests)

Break-Point F-test er  $F(T-t+1, t-k-1)$  under nullhypotesen om konstante parametre for  $t = M, \dots, T$ . Dette er sekvenser av Chow tester og blir kalt Ndn (ned) fordi antallet prediksjoner går fra  $N = T-M+1$  til 1. (Avtagende horisont) F-observatoren beregnes som følger:

$$\frac{(RSS_T - RSS_{t-1})(t - k - 1)}{RSS_{t-1}(T - t - 1)}$$

I figurene vises de beregnede F-verdiene sammen med 5% kritisk nivå. F-verdier høyere enn 1 kan tyde på parameterbrudd. (Verdien 1 kommer inn som følge av en spesiell form for skalering.)

### 3. Forecast F-test: (Nup-step Chow-tests).

Prediksjons F-test er  $F(t-M+1, M-k+1)$  under nullhypotesen om konstante parametre for  $t = M, \dots, T$  og blir kalt Nup (opp) fordi prediksjons

horisonten øker fra M til T. Den tester modellen over 1 til M-1 mot et alternativ som tillater enhver form for endring i parametrene over M til T. F-observatoren blir beregnet som følger:

$$\frac{(RSS_t - RSS_{M-1})(M - k - 1)}{RSS_{M-1}(t - M + 1)}$$

I figurene vises de beregnede F-verdiene sammen med 5% kritisk nivå. F-verdier høyere enn 1 kan tyde på parameterbrudd.

**4. Ett-skritts residual  $\pm 2\hat{\sigma}$ . ( $\pm 2 \times Std.avviket$ )**

Dette er egentlig ingen test. De estimerte residualene over M,...,T er vist i figuren sammen med 95% konfidensintervall grensene gitt ved  $0 \pm 2\hat{\sigma}$ . Punkter utenfor disse grensene er assosiert med enten ekstremobservasjoner eller koeffisientbrudd.

## B Beskrivelser av data

Nedenfor følger variabeldefinisjonene i modellen. Dataene for husholdningenes konsum, inntekten (samlet og for sosioøkonomiske grupper), realrenten og demografivariablene er hentet fra SSB's KVARTS-database. Ledighetsraten er hentet fra arbeidskraftundersøkelsen (AKU). De finansielle beholdningene er hentet fra Norges Banks database Findatr for årene etter 1974 og fra finansstatistikken for årene før. Alle variablene bortsett fra realrenta (som i følge teorien skal inngå uttransformert), dummiene og andeler av befolkning i ulike aldersgrupper er på logaritmisk form og målt i faste (1995) priser.

Variabel	Variabeldefinisjon
$c_t$	Konsum i husholdninger bortsett fra boligkonsum og offentlig finansiert helsekonsum i periode t.
$y_t$	Husholdningenes disponible inntekt i periode t.
$w(\text{total})_t$	Husholdningenes samlede formue ved utgangen av periode t-1.
$w(\text{illikvid})_t$	Husholdningenes illikvide formue ved utgangen av periode t-1. Definerert som boligformue og gjenkjøpsverdien av private husholdningers forsikringskrav fratrukket brutto gjeld.
$w(\text{likvid})_t$	Husholdningenes likvide formue ved utgangen av periode t-1. Definerert som summen av sedler og mynt, bankinnskudd, sertifikater og obligasjoner, aksjer og diverse fordringer (residualt bestemt).
$bg_t$	Husholdningenes brutto gjeld ved utgangen av periode t-1.
$bf_t$	Husholdningenes brutto finansformue ved utgangen av periode t-1
$w(\text{bolig})_t$	Husholdningenes boligformue ved utgangen av periode t-1
$rrt_t$	En indikator for ex post realrente etter skatt i periode t. Den er konstruert på følgende måte: $rrt = \frac{r(1-t) - \pi}{1 - \pi}$ , der r er nominell rente på lån fra private finansinstitusjoner, t er marginal skattesats på renteinntekter og $\pi$ er inflasjonsraten. Realrenta er ikke observerbar fordi forventet inflasjon inngår i definisjonen. Jeg opererer derfor med ex post realrente som er observerbar.
$yw_t$	Disponibel inntekt for gruppen lønnstagere i periode t
$ys_t$	Disponibel inntekt for gruppen selvstendig næringsdrivende i periode t
$yt_t$	Disponibel inntekt for gruppen trygdede i periode t
$u_t$	Ledighetsraten i periode t. Jeg opererer med AKU ledighet.
$ANB_{it}$	Andelen av total befolkning i ulike aldersgrupper. $i=20-24$ år, $25-39$ år, $40-66$ år, $67$ år og over.
$Q_{kt}$	Sentrerte sesongdummier $k=1,2,3$
$knr_{kt}$	Dummier for brudd i sesongmønsteret i 1978.
$moms_t$	Dummy for innføring av merverdiavgiften i 1970.
Bruddummy	Har verdien 1 i perioden 1967(3)-1984(4) og 0 ellers
S1982(4)	Dummy for overprediksjonen av konsumet som en mulig følge av dereguleringen av markedet for borettslagsleiligheter. Har verdien 1 4.kvartal 1982, 0 ellers.

Tabell 2: Variabeldefinisjoner.

## C ADF-tester av variablene

Variabel <sup>1</sup>	Koeffisientverdi	Std.avvik	ADF- $\tau^2$	5% kritiskverdi	1% kritiskverdi
$c_{t-1}$ (5)	-0,16	0,058	-2,76	-3,447	-4,035
$\Delta c_t$ (4)	-0,87	0,28	-3,13**	-1,943	-2,583
$y_{t-1}$ (4)	0,001	0,0003	4,93	-1,934	-2,582
$\Delta y_t$ (4)	-0,90	0,28	-3,18**	-1,943	-2,583
$w(\text{total})_{t-1}$ (4)	-0,03	0,012	-2,49	-3,447	-4,035
$\Delta w(\text{total})_t$ (3)	-0,20	0,094	-2,16*	-1,943	-2,583
$w(\text{illikvid})_{t-1}$ (4)	-0,04	0,016	-2,59	-2,895	-3,507
$\Delta w(\text{illikvid})_t(1)$	-0,34	0,098	-3,47**	-1,944	-2,589
$w(\text{likvid})_{t-1}$ (2)	0,001	0,0003	3,84	-1,944	-2,589
$\Delta w(\text{likvid})_t$ (3)	-0,86	0,25	-3,43**	-1,944	-2,590
$w(\text{bolig})_{t-1}$ (4)	0,0002	0,0001	-1,13	-1,943	-2,583
$\Delta w(\text{bolig})_t$ (3)	-0,15	0,076	-2,01*	-1,943	-2,583
$ys_{t-1}$ (4)	0,0007	0,001	0,53	-1,943	-2,582
$\Delta ys_t$ (3)	-2,75	0,34	-8,14**	-1,943	-2,582
$yt_{t-1}$ (5)	-0,02	0,007	-3,24 <sup>3</sup>	-2,885	-3,485
$\Delta yt_t$ (3)	-0,92	0,24	-3,86**	-2,885	-3,484
$yw_{t-1}$ (8)	0,0008	0,0004	2,17	-1,943	-2,583
$\Delta yw_t$ (10)	-1,80	0,50	-3,62**	-2,886	-3,487
$u_{t-1}$ (4)	-0,005	0,013	-0,39	-1,943	-2,582
$\Delta u_t$ (7)	-1,19	0,32	-3,69**	-1,943	-2,583
$rrt_{t-1}$ (4)	-0,03	0,024	-1,21	-1,943	-2,583
$\Delta rrt_t$ (3)	-1,03	0,14	-7,59**	-1,943	-2,583
$bg_{t-1}$ (4)	-0,03	0,012	-2,85	-3,447	-4,035
$\Delta_4 bg_t$ (6)	-0,04	0,021	-1,98*	-1,943	-2,583
$bf_{t-1}$ (4)	0,0007	0,004	0,18	-2,885	-3,485
$\Delta bf_t$ (3)	-0,28	0,12	-2,35*	-1,943	-2,583
$\Delta_8 \text{ANB2539}$ (5)	-0,003	0,001	-2,15*	-1,942	-2,582

Tabell 3: ADF-tester av variablene.

<sup>1</sup> Parentesene angir laglengden til det høyeste signifikante lagget.

<sup>2</sup> En stjerne betyr forkastning av nullhypotesen på 5% nivå. To stjerner betyr forkastning av nullhypotesen på 1% nivå.

<sup>3</sup> Her får vi altså forkastning av nullhypotesen om enhetsrot på 5% nivå. Et grafisk plott av serien viser imidlertid klart at den er ikke-stasjonær. Grunnen til resultatet kan være at serien viser tegn til brudd i både trend og sesongmønster. I estimeringen er derfor variabelen ikke brukt på nivåform.

## De sist utgitte publikasjonene i serien Notater

- 1999/55 P.M. Holt og L. Wiker: Inntekts- og formuesundersøkelsen for aksjeselskaper 1996: Dokumentasjon. 30s.
- 1999/56 B.O. Lagerstrøm: Små og mellomstore bedrifters vurdering av kostnader ved lover og regelverk: Hovedresultater. 129s.
- 1999/57 L.H. Thingstad: Regnskapsstatistikk for varehandel 1996: Dokumentasjon av produksjonsrutiner. 36s.
- 1999/58 P.E. Tønjum: Teknisk dokumentasjon av det årlige realregnskapets FAME-databaser og rutiner. 53s.
- 1999/59 E.J. Fløttum: Konsumgrupperinger i offisiell statistikk. 103s.
- 1999/60 R. Johannessen: Kvalitetssikring av korttidsstatistikk. 26s.
- 1999/61 S. Blom: Holdning til innvandrere og innvandringspolitikk: Spørsmål i SSBs omnibus i mai/juni 1999. 47s.
- 1999/62 L.-C. Zhang: Opplegg til en statistikk over familie- og husholdningsfordelingen i den norske befolkningen - Mot et bedre grunnlag for undersøkelsesbasert personstatistikk. 15s.
- 1999/63 P.E. Lilleås: Foreldrebetalingundersøkelse: Rapport om betaling for heldagsopphold i kommunale og private barnehager. August 1999. 36s.
- 1999/64 A. Sundvoll: Undersøkelse om kosthold blant 12-måneders gamle spedbarn. 45s.
- 1999/65 A. Sundvoll: Undersøkelse om kosthold blant 2-åringer. 39s.
- 1999/66 A. Sundvoll: Samordnet levekårsundersøkelse 1999 - panelundersøkelsen. Dokumentasjonsrapport. 127s.
- 1999/67 J. Carling: Sentraliseringstendenser i innenlandsk flytting mellom økonomiske regioner: Utviklingen 1977-1998 og forutsetninger om framskrivingsperioden 1999-2050. 39s.
- 1999/68 I. Øyangen: Inntekts- og formuesundersøkelsen 1998: Dokumentasjonsrapport. 22s.
- 1999/69 R. Eriksen: Inntekts- og formuesundersøkelsen for selskaper skattlagt med hjemmel i petroleumsskatteloven for årene 1994, 1995 og 1996: Dokumentasjon. 19s.
- 1999/70 B.O. Lagerstrøm: Bostøtteordningen i Husbanken: Dokumentasjonsrapport. 20s.
- 1999/71 L. Wiker og E. Knutsen: Inntekts- og formuesundersøkelsen for aksjeselskaper 1997: Dokumentasjon. 30s.
- 1999/72 K. Ibenholt: Framskrivning av avfall og tilhørende utslipp ved bruk av MSG6: Teknisk dokumentasjon. 45s.
- 1999/73 A. Langørgen og R. Aaberge: Like kommuner. 19s.
- 1999/74 S. Kristoffersen: Aksjestatistikk 1995, 1996 og 1997: Dokumentasjon. 15s.
- 1999/75 B. Halvorsen og M.I. Hansen: Dokumentasjon av utdrag fra skattestatistikken 1974-1994 for kobling mot forbruksundersøkelsen. 38s.
- 1999/76 H.P. Dahlslett og E. Engeliën: Sentrumsstatistikk for Oslo og Akershus: Et pilotprosjekt. 50s.
- 1999/77 R. Eriksen og B. Haveråen: Inntekts- og formuesundersøkelsen for personlig næringsdrivende 1996: Dokumentasjon. 52s.
- 1999/78 P.M. Holt, S. Kristoffersen og V. Pedersen: Beregning av vektorer til inntekts- og formuesundersøkelsene 1997. 26s.
- 1999/79 P.M. Holt og T. Vevle: Skattestatistikk for rederier 1996 og 1997: Dokumentasjon. 26s.
- 1999/80 T. Bye, Ø. Døhl og J. Larsson: Klimagasskvoter i kraftintensive næringer. Konsekvenser for utslipp av klimagasser, produksjon og sysselsetting. Regionale konsekvenser. 11s.



## Notater



Tillatelse nr.  
159 000/502

**B** Returadresse:  
Statistisk sentralbyrå  
N-2225 Kongsvinger

Statistisk sentralbyrå

*Oslo:*  
Postboks 8131 Dep.  
0033 Oslo

Telefon: 22 86 45 00  
Telefaks: 22 86 49 73

*Kongsvinger:*  
2225 Kongsvinger

Telefon: 62 88 50 00  
Telefaks: 62 88 50 30

ISSN 0806-3745



**Statistisk sentralbyrå**  
Statistics Norway