

RAPPORTER

90/14

**HUSHOLDNINGENES KONSUM AV
IKKE-VARIGE KONSUMGODER**

AV
RUNA NESBAKKEN

STATISTISK SENTRALBYRÅ
CENTRAL BUREAU OF STATISTICS OF NORWAY

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 90/14

**HUSHOLDNINGENES KONSUM AV
IKKE-VARIGE KONSUMGODER**

AV

RUNA NESBAKKEN

Statistisk sentralbyrå
Oslo-Kongsvinger 1990

ISBN 82-537-2979-0
ISSN 0332-8422

EMNEGRUPPE
59 Andre samfunnsøkonomiske emner

EMNEORD
Dagligvareetterspørsel
Forbruk
Husholdningssektor
Konsumfunksjon
Metode
Modell

FORORD

Formålet med rapporten er å forklare utviklingen i ikke-varig konsum basert på norske årsdata for perioden 1962 til 1987. På bakgrunn av en antakelse om en mulig atferdsendring i forbindelse med dereguleringen i bolig- og kredittmarkedet, er det lagt vekt på å finne en konsumfunksjon som fanger opp konsumutviklingen også etter 1983. Det er foretatt korrigeringer av nasjonalregnskapets inntektsbegrep med utgangspunkt i forskjellige hypoteser om eksistensen av kredittregulering. Samtidig er husholdningenes lån, boligkapital, alder og realrente trukket inn i konsumfunksjonen for å gi bedre egenskaper. Det har vist seg vanskelig å finne en konsumfunksjon som fullt ut forklarer konsumutviklingen. De korrigeringene som er foretatt i inntektsbegrepene har imidlertid bidratt til å gi en mer stabil konsumfunksjon med bedre føyningsegenskaper.

Statistisk sentralbyrå, Oslo, 28. august 1990

Arne Øien

INNHold

I. Innledning.	7
II. Nasjonalregnskapets beregning av tall for husholdningssektoren.	8
Disponibel inntekt.	8
Formue.	9
Avgrensning av husholdningssektoren.	10
III. Teoretisk bakgrunn for konsumfunksjonen.	11
a. Tilfellet uten kredittregulering.	11
Livssyklushypotesen.	12
b. Tilfellet med kredittregulering.	15
IV. Bruk av Nasjonalregnskapsdata i analyser av husholdningenes konsumatferd.	
Korrigeringer	19
Konsumbegrepet i Nasjonalregnskapet.	19
Inntektsbegrepet i Nasjonalregnskapet.	20
Formuesbegrepet i nasjonalregnskapet.	25
V. Innhenting og bearbeiding av data som vil inngå i estimeringen.	27
VI. Estimering av konsumfunksjonen for ikke-varig konsum.	34
Bruk av error correction modeller.	34
Integrerte og kointegrerte variable.	36
Estimering av tre alternative konsumrelasjoner.	39
Modell 1. Ingen korrigeringer av inntektsbegrepet.	43
Modell 2. Tilfelle med kredittregulering, korrigering av inntekt.	48
Modell 3. Tilfelle uten kredittregulering, korrigering av inntekt.	52
Sammenligning av modeller.	58
Kan dereguleringen av boligmarkedet bidra til å forklare konsumutviklingen ?	63
VII. Avslutning.	65
Referanser.	66
VEDLEGG 1. HUSHOLDNINGENES ANDEL AV BOLIGKAPITALEN.	68
VEDLEGG 2. UTVIKLINGEN I BOLIGPRISENE OG EN KORT DOKUMENTASJON AV KILDENE.	77
VEDLEGG 3. Figurer tilknyttet modell 1.	85
VEDLEGG 4. Figurer tilknyttet modell 2.	89
VEDLEGG 5. Figurer tilknyttet modell 3.	93
VEDLEGG 6. Datamateriale.	98
Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk sentralbyrå etter 1.juli 1989	101

I. Innledning.¹

I denne rapporten ønsker jeg se på hvilke forhold som er av betydning for husholdningenes konsum av ikke-varige goder. Denne problemstillingen er analysert mange ganger tidligere av økonomer i forskjellige land. Tidligere var konsumfunksjonene forholdsvis enkle. Problemer med å forklare konsumutviklingen i forskjellige land har etter hvert ført til behov for studier av mer kompliserte sammenhenger. Stadig bedre EDB-tekniske hjelpemidler har gjort det mulig å tilfredsstillende dette behovet, og konsumfunksjonene er blitt mer sofistikerte. Det har vært noe avvikende meninger i spørsmålet om man skal legge mest vekt på sammenhenger som viser *god føyning* til dataene eller om man skal basere sammenhengene hovedsakelig på *økonomisk teori*. Det har vist seg vanskelig å forene disse to målsetningene fullt ut.

I norske modellmiljøer har vi hatt relativt enkle konsumfunksjoner, som tradisjonelt har gitt god føyning til data. I midten av 1980-årene har det tilsynelatende skjedd en endring i husholdningenes atferd. Jeg vil forsøke å komme fram til en konsumsammenheng som er i stand til å fange opp en mulig atferdsendring.

Som et første skritt i denne retning vil jeg foreta en kritisk gjennomgang av nasjonalregnskapets definisjoner. I del II vil jeg gjøre rede for hvordan nasjonalregnskapet definerer sentrale størrelser i konsumsammenheng. Del III gir en teoretisk bakgrunn for konsumfunksjonene. Her vil jeg se på to hovedtilfeller; "*Tilfellet uten kredittregulering*" og "*Tilfellet med kredittregulering*". Nasjonalregnskapets tall er ikke tilfredsstillende tilpasset en analyse av husholdningenes konsum. I del IV pekes det på hvilke punkter dette gjelder for og hvilke korrigeringer som vil bli gjort. Del V tar for seg hvordan dataene er innhentet og bearbeidet. Del VI omhandler teori omkring estimeringen og estimeringsresultater. Det vises her at korrigeringer av inntektsbegrepet fører til bedre føyning og mer stabile parametre enn ved bruk av nasjonalregnskapets inntektsbegrep.

¹Jeg takker Knut Magnussen, Knut Moum og Terje Skjerpen for god hjelp under arbeidet med denne rapporten. Deler av dette arbeidet har skjedd i tilknytning til Spareutredningen (1990) og blitt finansiert av Sparebankforeningen i Norge.

II. Nasjonalregnskapets beregning av tall for husholdningssektoren.

Nasjonalregnskapet er en av de viktigste datakildene ved estimering av makroøkonomiske sammenhenger. Tallene fra nasjonalregnskapet er godt egnet til å belyse enkelte problemstillinger, mens det hadde vært bedre om tallene var definert på en annen måte for andre problemstillinger. Før jeg går nærmere inn på hvordan nasjonalregnskapets beregningsmetoder er korrigert for å kunne analysere konsumatferden bedre, vil jeg gjøre kort rede for enkelte sider ved nasjonalregnskapets definisjoner.

Disponibel inntekt.

I h.h.t. nasjonalregnskapets definisjon omfatter disponibel inntekt for husholdningene følgende komponenter

Lønnskostnader + driftsresultat + formuesinntekter (netto) inkl. fremmede renter + stønader + andre inntekter (netto) - direkte skatter.

Driftsresultat.

Husholdningssektorens beholdning av *produksjonskapital* beregnes på grunnlag av anslag for sektorens *eierandel* i de enkelte næringene. Det er knyttet til dels stor usikkerhet til disse anslagene. Denne usikkerheten videreføres i nasjonalregnskapets tall for driftsresultat, bruttoinvesteringer og kapitalslit.

Forhold som har med *bolig* å gjøre har trolig relativt stor betydning for hvordan husholdningene tilpasser seg. Det er derfor grunn til å nevne spesielt hvordan husholdningenes driftsresultat beregnes for boligsektoren. Driftsresultat inkl. kapitalslit for boligsektoren beregnes for *alle* institusjonelle sektorer *under ett* i nasjonalregnskapet. Husholdningenes andel av driftsresultatet beregnes ved hjelp av en fordelingsnøkkel. Denne nøkkelen er fremkommet ved å ta brutto driftsinntekt for husholdningene i "Eiendomsdrift og forretningsmessig tjenesteyting" i forhold til summen av sistnevnte og "Brutto driftsinntekt av fast eiendom" for ikke-personlige skatteyttere i alt. Andelen er 58,2 % (kilde: tab. 86 og 92 i Inntektsstatistikk 1973). Denne andelen er brukt siden 1973, mens en andel på om lag 80 % er brukt i tiden før 1970.

Formuesinntekter (netto).

Renteinntekter på husholdningenes innskudd i banker og andre finansinstitusjoner beregnes v.h.a. gjennomsnittsbeholdningen av innskudd og den korresponderende gjennomsnittsrentesatsen. Renteinntekter fra utlandet og fra "gråmarkedet" inngår ikke i nasjonalregnskapstallene.

Når det gjelder avkastning på aksjer og obligasjoner, er nasjonalregnskapstallene usikre, dels med hensyn til beholdningsstørrelser og dels med hensyn til rentesatser og avkastningsrater. *Kursgevinster* regnes som *omvurderinger* og kommer derfor *ikke* med i inntektsbegrepet.

Utover renteinntekter på bankinnskudd og obligasjoner mottar husholdningssektoren "*fremmede renter*" fra livsforsikring mv. (livsforsikringsselskaper, private og kommunale pensjonskasser og -fond og Fellesordningen for tariffestet pensjon, FTP). "*Fremmede renter*" er *beregnet avkastning* på den kapital som forsikringstakerene skyter inn i selskapene i form av forsikringspremie.

Helsestønader - helsekonsum.

Stønader omfatter "*Skattepliktige stønader*", "*Skattefrie stønader*" og "*Helsestønader*".

Helsekonsum:

Utgiftene til helsepleie i offentlige helseinstitusjoner regnes som offentlig konsum, mens *refusjoner* fra det offentlige for legebesøk mv. regnes som *privat konsum*. En del sykehus drives i privat regi med støtte fra det offentlige. Helsekonsum ved disse sykehusene inngår i *privat konsum*. Det samme gjør betaling av *egenandeler*. Deler av disse egenandelene blir refundert fra det offentlige, uten at dette blir trukket ut igjen av privat konsum. Det beløpet som det offentlige overfører til konsumentene for å dekke utgifter til helsepleie inngår både i "*Helsestønader*" og "*Helsekonsum*".

Formue.

Et teoretisk utgangspunkt er å betrakte husholdningenes formue som summen av nettofordringer på andre sektorer, fysisk kapital, menneskelig kapital og immaterielle rettigheter. *Menneskelig kapital* er trolig den viktigste av disse formueskomponentene. Siden det ikke finnes noe marked for menneskelig kapital, vil det være vanskelig å verdsette denne kapitalen. Verdien må anslås ut fra forventet framtidig avkastning som avhenger av framtidig avveining av tidsbruk og framtidig akkumulasjon av kunnskap og realkapital. Det vil trolig la seg gjøre å beregne verdien av slike investeringer til *kostpris*, mens det vil være vanskelig å beregne *avskrivninger* i form av foreldelse av kunnskap og aldersbetinget reduksjon i evnen til inntektsskapning.

Nasjonalregnskapet gir ikke tall for menneskelig kapital og heller ikke for immaterielle rettigheter. Fysisk kapital omfatter produksjonskapital, lagerkapital og boligkapital. Som nevnt tidligere er nasjonalregnskapets tall for husholdningenes beholdning av produksjonskapital usikre. Videre gir ikke nasjonalregnskapet tall for husholdningenes beholdning av lagerkapital.

Avgrensning av konsumkapital.

Konsumkapital består i nasjonalregnskapet i sin helhet av *boligkapital*. Varige konsumgoder regnes som konsumert i anskaffelsesåret. Isolert sett innebærer dette en *undervurdering* av husholdningssektorens *formue* og *inntekt*. Over/undervurderinger av konsumet avhenger av størrelsen på kjøpene av varige konsumgoder, av deres levetid og av hvilke avkastningskrav en bruker.

Behandlingen av bolig.

I følge nasjonalregnskapets fordelingsnøkler *eier* husholdningene om lag 80 % av *boligkapitalen*. Som nevnt tidligere *mottar* husholdningene imidlertid bare 58,2 % av *driftsresultatet*. Nye beregninger tyder på at andelen på 80 % gir et riktigere bilde av de faktiske forholdene enn den laveste andelen. Dette innebærer at det har vært en *undervurdering* av husholdningssektorens *inntekter* og *sparing*.

I nasjonalregnskapet klassifiseres *borettslag* som *foretak*. Borettslagenes formue og inntekter tilfaller således foretakssektoren. Borettslagene eies av husholdningssektoren, men dette kommer i liten grad til uttrykk i nasjonalregnskapet. Leieboerinnskudd inngår i objektet "*andre fordringer*" i finansielle sektorbalanser, men fordi disse tallene bygger på selvangivelsesdata, er trolig verdien av innskuddene *undervurdert* i forhold til nettoverdien av borettslagene. Fordi borettslagene tilhører foretakssektoren, beregnes det *ikke* inntekt av borettslagsboliger. Nasjonalregnskapets behandling av borettslag bidrar derfor til en *undervurdering* av husholdningenes inntekt, formue og sparing.

Pensjonskrav og trygder.

I nasjonalregnskapet regnes husholdningssektorens krav på private pensjonsinstitusjoner og livsforsikringsselskaper som fordringer. Den *avkastningen* som disse fordringene gir regnes som *inntekt* (fremmede renter) for husholdningssektoren. Pensjonsutbetalinger og andre utbetalinger fra livsforsikringsselskapene regnes imidlertid *ikke* som inntekt.

Når det gjelder trygdeutbetalinger praktiseres ikke samme metode. Trygderettigheter regnes *ikke* som formue og gir følgelig ingen avkastning. Trygdeutbetalingene derimot, regnes som *inntekt*.

Avgrensning av husholdningssektoren.

Nasjonalregnskapet bygger på kilder der *avgrensningen* av husholdningssektoren varierer noe. Både *ikke-forretningsmessige organisasjoner* og *kommandittselskaper* inngår i husholdningssektoren i enkelte kilder. Dette gir et videre begrep for husholdningssektoren enn det en vanligvis tar utgangspunkt i innenfor økonomisk teori. Dette kan ha betydning for estimering av konsumfunksjonen basert på nasjonalregnskapsdata.

III. Teoretisk bakgrunn for konsumfunksjonen.

a. Tilfellet uten kredittregulering.

Det er særlig to teorier som har stått sentralt ved forklaring av husholdningenes konsum. Den ene teorien, *livssyklushypotesen* (LCH), er utformet av Ando og Modigliani (1963) mens *Den permanente inntektshypotesen* har sin opphavsmann i Milton Friedman. (Friedman (1957)). De to hypotesene har en felles teoretisk bakgrunn i intertemporal nyttemaksimering som jeg vil gjøre kort rede for før jeg kommer nærmere inn på den ene av de to teoriene, livssyklushypotesen. LCH er valgt fordi man i denne teorien er spesielt opptatt av *akkumulerte fordringer* sett i sammenheng med *alder* for å forklare konsumet.

Intertemporal nyttemaksimering.

Husholdningenes nytte antas å være en funksjon av konsumets *tidsprofil*. Husholdningenes nyttefunksjon kan uttrykkes som følger

$$(1) \quad U = f(C_1, C_2, \dots, C_T)$$

Husholdningene søker å maksimere sin nytte gitt budsjettbetingelsen

$$(2) \quad C_1/(1+r) + C_2/(1+r)^2 + \dots + C_T/(1+r)^T \\ = Y_1/(1+r) + Y_2/(1+r)^2 + \dots + Y_T/(1+r)^T + W_0$$

Der:

- C_t = realverdien av konsumet i periode t , $t=1, \dots, T$
- Y_t = realinntekt eksklusive renteinntekter/renteutgifter i periode t , $t=1, \dots, T$
- W_0 = initial formue
- r = markedsrenten

Budsjettbetingelsen (2) uttrykker at summen av *initial formue* og *neddiskonterte fremtidige inntekter* skal være lik den *neddiskonterte* verdien av *konsumet*. Økonomien kan beskrives med utgangspunkt i et arbeidsmarked, et finansmarked og et varemarked. Ved å formulere en modell som beskriver økonomiske størrelser i disse markedene, ville man bl.a. kunne bestemme inntekten endogent. Her er imidlertid målet å finne en god konsumsammenheng partielt sett. Inntekten vil derfor bli oppfattet som en eksogen størrelse. Renten er implisitt forutsatt å være den samme i alle perioder og den samme for innskudd og utlån. Det forutsettes at sluttformuen ved utgangen av periode T er null. Nyttemaksimering gir en tilpasningsbetingelse som tilsier at forholdet mellom grensenyttene for to påfølgende perioder skal være konstant og lik $1+r$, dvs. at den subjektive diskonteringsrenten skal være lik markedsrenten

$$(3) \quad (dU/dC_t)/(dU/dC_{t+1}) - 1 = r$$

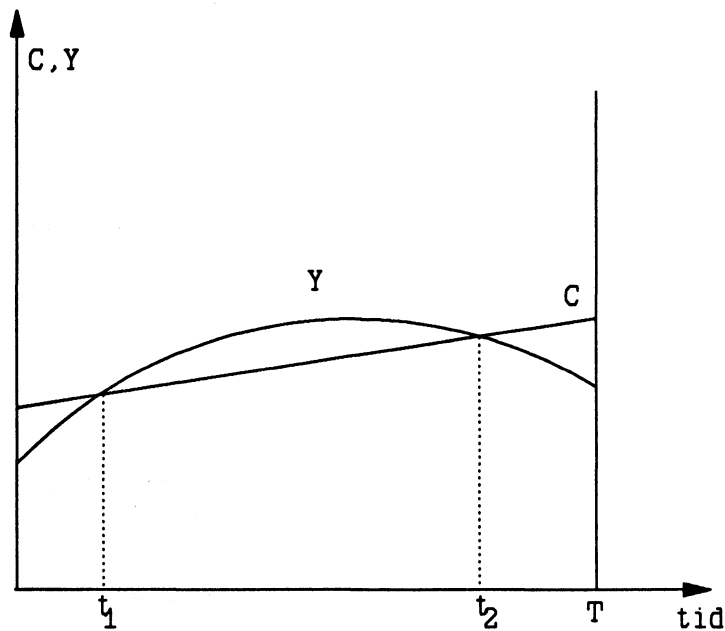
Av dette følger videre at konsumet på tidspunkt t avhenger av den *neddiskonterte inntektsstrømmen* og *realrenten*. En renteøkning vil gi *inntektseffekter* og *substitusjonseffekter* hvor totaleffekten avhenger av om konsumenten er *låntaker* eller *långiver* i utgangspunktet. For en *låntaker* er sparingen en *stigende* funksjon av renten. For en *långiver* vil imidlertid inntektseffekten og substitusjonseffekten trekke i hver sin retning, slik at totaleffekten er uviss. Siden det er både låntakere og långivere i økonomien, kan man ikke på et teoretisk grunnlag si noe bestemt om virkningen av økt rente i makro.

Livssyklushypotesen.

De viktigste forutsetningene som LCH bygger på er følgende:

- Nyttefunksjonen er *homotetisk* m.h.p. konsum i ulike perioder. Det innebærer at *sammensetningen* av konsumet i ulike perioder er uavhengig av *størrelsen* på livsinntekten.
- Konsumentene etterlater seg *ikke arv*.
- *Aldersfordelingen* er *konstant*.
- Det er *konstant* fordeling av *forventet inntekt* og *nettoformue* innen de ulike *kohortene*.
- *Ingen* reguleringer på *kredittmarkedet*. Konsumentene kan fritt ta opp lån eller låne ut til en gitt rente.

En typisk *tidsprofil* for den inntektsstrømmen som konsumenten mottar gjennom livsløpet vil være at inntekten stiger relativt raskt i de første arbeidsårene for så å flate mer ut etter hvert. Når konsumenten når pensjonsalderen, vil inntekten avta relativt mye. Det løpende *konsumet* vil ha en *annen* tidsutvikling. Det typiske her vil være en konsumutvikling kjennetegnet ved at man *låner* (eller sparer lite) i de *ynge* år, *sparer* i de "midt-erste" årene og tærer på oppsparte midler i pensjonistårene. Konsum- og inntektsutviklingen for en slik konsument kan f.eks. illustreres som i figur 1.



Figur 1 Konsum og inntekt i livssyklushypotesen

Den tradisjonelle livssyklushypotesen forutsetter at konsumentene *ikke* etterlater seg arv. Dette er lite i overensstemmelse med hva som faktisk skjer. Dersom modellen utvides slik at det er muligheter for å motta eller etterlate arv, vil konsumentene stå overfor følgende budsjettbetingelse

$$(4) \quad C_1/(1+r) + C_2/(1+r)^2 + \dots + C_T/(1+r)^T + W_T/(1+r)^T \\ = Y_1/(1+r) + Y_2/(1+r)^2 + \dots + Y_T/(1+r)^T + W_0$$

Budsjettbetingelsen (4) uttrykker at summen av de neddiskonterte konsumutgiftene og arven $W_T/(1+r)^T$ skal være lik summen av de neddiskonterte inntektene over livsløpet + formuen i utgangspunktet.

I (4) ligger en implisitt forutsetning (tilsvarende den som gjelder for (2)) om at formuen *forrentes* med én rentesats r uansett hva slags formuesobjekt det dreier seg om. I dette ligger det at innskudds- og gjeldsrentesatser er like. Det forutsettes videre at *fremtidige* inntekter er *kjente*.

Konsumentenes nyttefunksjon (1) utvides til også å inneholde argumentet W_T som er sluttformuen som tilfaller etterkommerne i form av arv

$$(5) \quad U = f(C_1, C_2, \dots, C_T, W_T)$$

Resultatet av maksimeringen av (5) gitt (4) er at husholdningenes konsum for hver enkelt periode avhenger av to komponenter:

- Nåverdien av husholdningenes *formue* og
- *realrenten*

Ifølge LCH bygger husholdningene opp/ned fordringene avhengig av hvilken aldersgruppe de tilhører for å kunne ha en relativt jevn konsumutvikling gjennom livsløpet. Den gjennomsnittlige konsumtilbøyeligheten (GKT) for observerbar inntekt vil være lav for middelaldrende. Det skyldes at man på det tidspunktet har skaffet seg de nødvendige varige konsumgodene og ønsker å spare til alderdommen. GKT vil tilsvarende være høy for de yngre og de eldre aldersgruppene. En økning i inntekten som ansees for å være av varig karakter, vil påvirke yngre husholdninger i størst grad. Det skyldes at det endrede inntektsnivået vil neddiskontes over et lengre tidsrom jo tidligere i livsløpet husholdningene befinner seg og dermed ha en større effekt på den totale formuen.

I følge Levacic og Rebmann (1982) kan man stille opp følgende konsumfunksjon for den enkelte aldersgruppe

$$(6) \quad C_t^T = k^T(V_t^T)$$

V_t^T er "*de totale ressurser*", tidligere kalt formue. k^T er en proporsjonalitetsfaktor som avhenger av renten som brukes til å neddiskontere fremtidige inntekter, alderen på husholdningene og "smak" (preferansene mellom nåtidskonsum og fremtidskonsum).

$$(7) \quad V_t^T = f(y_t^T, y^{TE}, A_{t-1}^T)$$

Bak (7) ligger en forutsetning om at formuen er en funksjon av løpende inntekt, y_t , nåverdien av fremtidig forventet arbeidsinntekt, y^E , og netto fordringer ved begynnelsen av periode t , A_{t-1} . Toppskriften T indikerer aldersgruppen som husholdningene befinner seg i. Ved å gi (7) en lineær utforming og sette den inn i (6) får man konsumfunksjonen for gruppe T

$$(8) \quad C_t^T = a_1^T y_t^T + a_2^T y^{TE} + a_3^T A_{t-1}^T$$

Den aggregerte konsumfunksjonen vil være summen over T av funksjonene angitt ved (8) der de aggregerte koeffisientene er veide gjennomsnitt av koeffisientene i (8) og der vektene avhenger av inntekts- og formuesandeler for de enkelte aldersgruppene. Den

aggregerte konsumfunksjonene kan uttrykkes som følger

$$(9) \quad C_t = a_1 y_t + a_2 y^E + a_3 A_{t-1}$$

Den aggregerte GKT blir

$$(10) \quad C_t/y_t = a_1 + a_2 y^E/y_t + a_3 A_{t-1}/y_t$$

GKT vil være konstant over tid dersom forholdet mellom forventet og faktisk inntekt og forholdet mellom nettofordringer og løpende inntekt holder seg konstant. Videre må forholdet mellom de enkelte gruppenes inntekter og total inntekt være konstant, dvs. at aldersfordelingen må være rimelig konstant også dersom inntekten er sterkt korrelert med alder. Dersom man antar at forventet inntekt er en lineær funksjon av løpende inntekt, slik at

$$(11) \quad y^E = by_t$$

får man følgende makrokonsumfunksjon

$$(12) \quad C_t = ay_t + a_3 A_{t-1}$$

der $a = a_1 + a_2 b$

b. Tilfellet med kredittregulering.

Livssyklushypotesen bygger bl.a. på forutsetningen om et *perfekt kredittmarked*. Ser man på norsk økonomi, så var det en *klar omlegging av reguleringspolitikken ved utgangen av 1984*. Tilleggsreservekravet på utlånsøking ble opphevet. Det samme skjedde med den direkte utlånsreguleringen knyttet til B-lån i Norges Bank og plasseringsplikten i obligasjoner for bankene, se Spareutredningen (1990). Ofte antas det at dereguleringen i kredittmarkedet skjedde på dette tidspunktet. Imidlertid har dereguleringen foregått over en lengre periode. Samtidig med oppheving av flere typer reguleringer ved utgangen av 1984, ble det også foretatt tilstramminger. Primærreservekrav ble innført for private finansieringsselskapers leasing- og factoringutlån. I 1986 ble det innført primærreservekrav for livselskaper o.l., tilleggsreservekrav på utlånsøking for bankene og regulering av finansinstitusjonenes garantier. Ytterligere oppheving av reguleringene bestod av følgende: I 1985 ble plasseringsplikt i obligasjoner for livselskaper o.l. samt renterklæringen opphevet. I 1987 ble primærreservekravet for alle grupper av finansinstitusjoner og tilleggsreservekravet på utlånsøking opphevet. Utlånsreguleringen for private finansierings- og skadeforsikringsselskaper opphørte i 1988. Samtidig ble garantireguleringen og emisjonsreguleringen av obligasjonslån, unntatt lån til kommuner, opphevet. Ut fra dette kan en si at reguleringene *opphørte helt* først i 1988.

Det er således behov for en konsumteori som tar hensyn til imperfeksjoner i kredittmarkedet. Behovet vil være større jo sterkere disse reguleringene har påvirket husholdningenes tilpasning. Jeg vil forsøke å formulere en alternativ konsumteori og tar utgangspunkt i en enkel *toperiod* modell, se Deaton and Muellbauer (1980) og Flemming (1973). Her kan en se på to tilfeller. Det ene tilfellet innebærer at konsumentene har begrenset mulighet til å ta opp lån, mens konsumentene i det andre tilfellet kan ta opp så mye lån de ønsker, men til en rente som er forskjellig fra innskuddsrenten.

Jeg vil først se på det mest ekstreme av de to tilfellene med en absolutt skranke på lånemulighetene. Dersom A_1 er netto fordringer ved utgangen av periode 1, vil låneskranke være gitt ved

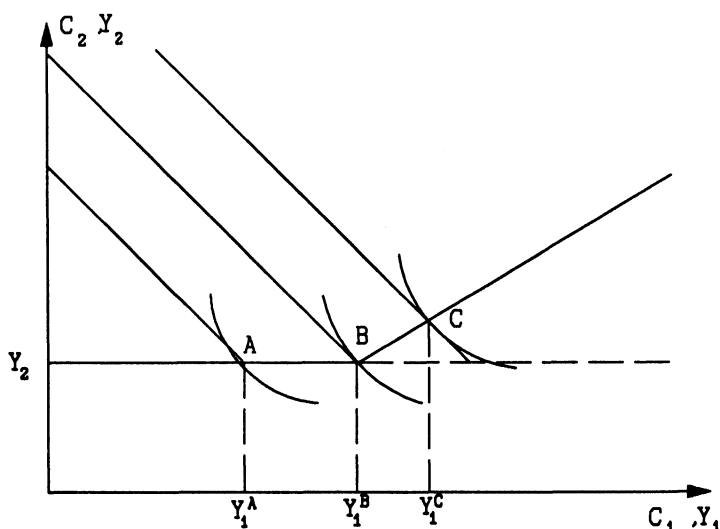
$$(13) \quad A_1 \geq A_1^*$$

Videre gjelder følgende identitet

$$(14) \quad A_1 = (1 + r_1)A_0 + Y_1 - C_1 \quad \text{der de to siste leddene er } \textit{sparingen} \text{ i periode 1}$$

Av (13) og (14) får man følgende budsjettlikning

$$(15) \quad C_1 \leq Y_1 + (1 + r_1) A_0 - A_1^*$$



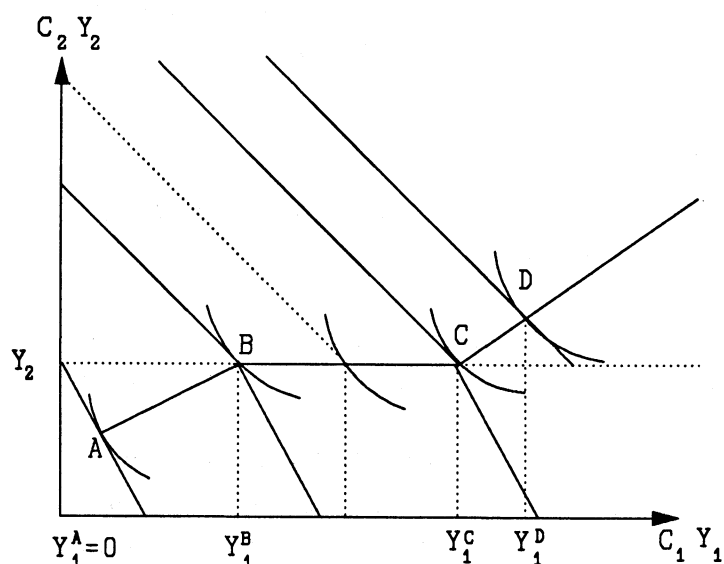
Figur 2 Tilfellet med absolutt låneskranke

konsumet forutsatt at skranken er effektiv. Neddiskonterte fremtidige inntekter vil *ikke* lenger være det relevante inntektsbegrepet for konsumentene. I stedet vil *graden av likviditet* ha betydning for hvor *konsummotiverende* en inntekt vil være. Tilfellet med en

Dersom det *ikke* finnes noen mulighet for å ta opp lån, er $A_1^* = 0$, og husholdningene kan *maksimalt* konsumere for sin *løpende* inntekt og sine fordringer *inklusive* renteinntekter. Dersom $A_1^* < 0$ vil konsumentene i tillegg kunne ta opp lån inntil den angitte grensen for å finansiere konsumet. Når konsumentene ikke fritt kan låne det de ønsker, vil de bruke enhver løpende inntekt for i *størst* mulig grad å oppnå det ønskede nivå på

absolutt låneskranke er angitt i figur 2.

Inntekten i periode 2, Y_2 er gitt. Dersom inntekten i periode 1 er Y_1^A , vil tilpasningen skje i punktet A forutsatt at initialformuen er null. Her vil konsumenten tilpasse seg på *knekkpunktet* på budsjettlinjen. Det innebærer at hele inntekten i periode 1 brukes til konsum. P.g.a. den absolutte låneskranke vil ikke konsumenten kunne tilpasse seg fritt før han har nådd inntektsnivået Y_1^B . Da vil tilpasningen skje i B der fortsatt hele inntekten konsumeres. For *høyere* inntekter vil imidlertid ikke reguleringen være bindende, og sparingen blir positiv. Den marginale konsumtilbøyeligheten (MKT) vil være lik én i inntektsintervallet fra 0 til Y_1^B .



Figur 3 Forskjellig utlåns og innskuddsrente

Tilfellet med forskjellig utlåns- og innskuddsrente er illustrert i figur 3. Her er det forutsatt at både initialformue og sluttformue er null. Budsjettlinjene har helningen $-(1+r)$. Fordi rentene er forskjellige, får budsjettlinjene en knekk. For å se hvordan konsumenten tilpasser seg ved *ulike* inntektsnivåer kan en ta utgangspunkt i inntekten $Y_1^A = 0$. Anta at konsumentens preferanser tilsier at han foretrekker å *låne* i første periode til den gitte utlånsrente. Tilpasningspunktet

er i A. Etter hvert som inntekten øker, vil konsumenten *redusere* lånene stadig mer og tilpasse seg på AB. Ved inntektsnivået Y_1^B vil konsumenten bruke hele inntekten til konsum i periode 1. I inntektsintervallet Y_1^B til Y_1^C vil konsumenten fortsatt *ikke* spare noe av inntekten. Det skyldes at preferansestructuren er av en slik art at tilpasningen skjer i knekkpunktene. Først når inntektsnivået Y_1^C er nådd, vil vi få *fri* tilpasning på venstre side av knekkpunktet. Med denne formen for regulering vil konsumenter med inntekter mindre eller lik Y_1^B eller større eller lik Y_1^C , ha MKT på under 1. I det midterste intervallet er MKT lik 1.

I begge tilfellene som er beskrevet her påvirkes MKT i forhold til et tilfelle uten noen form for reguleringer. Selv om ikke alle rammes av reguleringene, er det grunn til å tro at MKT i *makro* blir *større* enn den ellers ville vært.

Av figurene ser en at inntektsnivået er av betydning for hvorvidt husholdningene er berørte av en kredittregulering. Husholdningenes *preferanser* mellom nåtidskonsum og fremtidig konsum er også av stor betydning for hvordan tilpasningen blir. Videre vil regu-

leringen ramme hardere jo *større* forskjellen på utlåns- og innskuddsrentene er.

Hvem ønsker å låne ?

I henhold til livssyklushypotesen vil sparingen være negativ i begynnelsen og slutten av livssykkelen. Det skyldes at inntektene vil være lave i begynnelsen av karrieren for så å stige relativt raskt og etter hvert noe langsommere henimot pensjonsalderen hvor inntekten faller. Unge mennesker har ofte et større konsumbehov enn de kan dekke ved sine inntekter. Det vil således være særlig de unge i etableringsfasen som ønsker å låne. De "middelaldrende" sparer, mens pensjonistene tærer på oppsparte midler.

Hvem er rasjonert ?

Husholdninger med høy løpende inntekt eller med stor initial formue vil trolig få lån om de ønsker det. De vil dessuten ofte være nettokreditorer.

Husholdninger med hovedperson i *begynnelsen* av sin yrkeskarriere vil derimot ofte ha behov for å låne uten at de får denne muligheten. Årsakene kan være for lave innskudd, forventet inntektsutvikling, sosial status osv. Selv om en person har utsikter til store *fremtidige arbeidsinntekter*, vil det være langt vanskeligere å få lån for denne personen enn for en annen person med en tilsvarende stor *realformue* eller *finansformue*. Ofte vil arbeidsløse mennesker stille svakt på lånemarkedet. Deres utsikter til gode lønnsinntekter er reduserte, samtidig som de ofte har en beskjeden formue.

Husholdningssektorens relativt store nettofordringer gjennom en årrekke tyder på at ikke alle kan ha vært rasjonerte. På den annen side har mange husholdninger ikke fått låne på sin livsinntekt i det omfang de ønsker. Dette skyldes dels myndighetenes reguleringer og dels at bankenes vurdering av kredittverdigheten for husholdningene avviker fra husholdningenes egne vurderinger. Vi ønsker å beskrive konsumutviklingen for en periode med varierende grad av kredittrasjonering. Ideelt sett ville man ønske å komme fram til én konsumfunksjon for de som ikke var berørt av kredittrasjonering og én konsumfunksjon for de som var kredittrasjonerte. Disse konsumsammenhengene kunne så aggregeres opp til en makro konsumfunksjon. Det vil imidlertid være vanskelig å gjennomføre dette i praksis. I denne rapporten har vi forsøkt å ta hensyn til kredittrasjonering ved å ta inn husholdningenes lån som forklaringsvariabel i den aggregerte konsumfunksjonen for husholdningssektoren. Begrunnelsen for dette er at *noen* alltid vil være rasjonerte, og det vil da være en sammenheng mellom hvor store konsumutgifter det er rom for og størrelsen på de samlede utlån til husholdningene.

IV. Bruk av Nasjonalregnskapsdata i analyser av husholdningenes konsumatferd. Korrigeringer.

I del II av dette notatet fremkommer det at husholdningssektoren *omfatter* mer enn vanlige private husholdninger når det gjelder visse poster i nasjonalregnskapet. Dette er uheldig ut fra det teoretiske synspunkt jeg legger til grunn. Det vil imidlertid være delvis umulig og delvis for omfattende å korrigere disse tallene. Videre vil enkelte tall være usikre. Når det gjelder enkelte andre forhold som er *lite tilpasset* problemstillingen i denne rapporten, kan man foreta visse korrigeringer. De korrigeringene som vil bli foretatt er beskrevet nedenfor.

Konsumbegrepet i Nasjonalregnskapet.

I nasjonalregnskapet regnes en vare som konsumert i sin helhet i den perioden den blir kjøpt. Boligtjenester er imidlertid ikke beregnet på denne måten. I økonomiske analyser av husholdningenes atferd hvor en har søkt å knytte forbindelse mellom konsum og forskjellige forklaringsvariable, har en ofte brukt nasjonalregnskapets tall for samlet konsum. Dette er utilfredsstillende ut fra et teoretisk synspunkt. For det første er *boligtjenester* beregningsmessig knyttet til utviklingen i *boligkapitalen*. Det innebærer at det er liten grunn til å anta at denne delen av konsumet forklares ved de samme komponentene som øvrig konsum. For det andre vil behandlingen av *varige konsumgoder* skape avvik fra det som er en teoretisk ønskelig behandlingsmetode. Varige goder yter pr. forutsetning tjenester til husholdningene i en periode som er *lengre* enn ett år. Ut fra økonomisk teori er det derfor ønskelig å erstatte *kjøpet* av slike goder med verdien av *tjenestestrømmen* ved beregning av konsumet. Beholdningen av varige goder vil være utgangspunktet for beregningen av tjenestestrømmen. I likhet med boligtjenestene er det liten grunn til å tro at tjenestene fra varige goder på kort sikt skal følge utviklingen i andre konsumkomponenter. Både boligkonsumet og kjøp av varige goder bør derfor trekkes ut av totalkonsumet og behandles spesielt, jfr. Moum og Nesbakken (1990).

Konsumfunksjonen skal forklare sammenhengen mellom privat konsum, inntektene som husholdningene mottar og andre relevante forklaringsvariable. Ifølge nasjonalregnskapet er *helsekonsum* en av komponentene som inngår i privat konsum. I del II av dette notatet kom det fram at deler av helsekonsumet *betales av det offentlige*. Det vil trolig være helt andre forhold som forklarer denne typen konsum enn det private konsumet som husholdningene selv må betale for. Bare den delen av helsekonsumet som er *privat finansiert* bør inngå i privat konsum. Nasjonalregnskapet gir ikke tall for det offentlig finansierte helsekonsumet. *Helsestønadene* vil imidlertid ligge nær opp til dette begrepet og kan brukes til å korrigere konsumtallene.

Inntektsbegrepet i Nasjonalregnskapet.

I økonomisk teori for konsumfunksjonen inngår inntekten som en viktig komponent. Nasjonalregnskapet gir tall for disponibel inntekt og for de enkelte komponenter som inngår. For å tilpasse nasjonalregnskapstallene til den økonomiske teorien som er beskrevet i del III vil det være aktuelt å foreta noen korrigeringer av inntektsbegrepet. Korrigeringene vil avhenge av om man tar utgangspunkt i tilfellet med eller uten reguleringer på kredittmarkedet.

Inntektskorrigeringer i tilfellet uten kredittregulering.

Samlet formue er grunnlaget for det teoretisk ønskelige inntektsbegrepet. Inntekten defineres som det maksimale beløp som kan benyttes til konsum i en periode uten at realformuen endres. Ut fra denne definisjonen skal avkastning på *forsikringskrav* og de krav som folk har på *offentlige trygdesystemer* inngå i inntekten. I nasjonalregnskapet blir imidlertid bare avkastningen på den første av disse formueskomponentene regnet som inntekt i form av fremmede renter. Dette er ikke en konsistent behandlingsmåte, men siden det ikke foreligger tall for avkastning på trygderettigheter, vil ikke dette bli korrigert.

For å komme fram til andre punkter hvor nasjonalregnskapet gir et inntektsbegrep forskjellig fra det teoretiske, kan en ta utgangspunkt i noen enkle sammenhenger som leder fram til et uttrykk for sparingen, se Moum og Nesbakken (1990)

$$(16) \quad W_t = WF_t + WK_t$$

(16) uttrykker at husholdningenes samlede nettoformue W_t består av husholdningenes finansielle nettofordringer, WF_t og realkapital, WK_t . For enkelhets skyld ser vi bort fra andre former for realkapital enn bolig. Da har vi

$$(17) \quad WK_t = P_t^H K_t^H$$

der P_t^H er prisindeksen for boligkapital på tidspunkt t og K_t^H er husholdningssektorens beholdning av boligkapital målt i faste priser. For å gjøre framstillingen enklere, antas det at hele boligkapitalen består av selveierboliger. Det innebærer at *tjenestestrømmen* ikke er gjenstand for omsetning i et marked.

For verdien av nettofordringene i løpende priser gjelder følgende sammenheng fra én periode til neste

$$(18) \quad WF_t = WF_{t-1} + NTR_t + OMV_t$$

Omvurderingene, OMV_t , er endring i verdien av nettofordringene som ikke skyldes transaksjoner. NTR_t er nettotransaksjoner i finansobjekter fra tidspunkt $t-1$ til t og er definert ved

$$(19) \quad NTR_t = Y_t + R_t - T_t - C_t - I_t$$

Y_t er kontantinntekt eksklusiv avkastningen på formuen. Y_t omfatter lønn, driftsresultat, stønader og andre inntekter (netto). Når det gjelder nasjonalregnskapets tall for driftsresultatet, klarer vi ikke å skille mellom den del av driftsresultatet i husholdningssektoren som er belønning for selvstendiges arbeid og deres kapitalinnsats. R_t er den nominelle nettoavkastningen (eksklusiv omvurderinger) på finansformuen. T_t er direkte skatter og trygdepremier. $Y_t + R_t - T_t$ svarer til nasjonalregnskapets definisjon av disponibel inntekt. C_t er utgifter til ikke-varige forbrugsgoder og I_t er kjøp av realkapital regnet i løpende priser. Vi har

$$(20) \quad I_t = P_t^H(K_t^H - K_{t-1}^H + DK_t^H)$$

der DK_t^H er depresieringen av boligkapitalen i periode t . Det antas at den samlede beholdningen av boligkapital, kapitalslitet og nykjøpet vurderes ut fra samme prisindeks, jfr. (17) og (20)

$$(21) \quad R_t = r_t WF_{t-1}$$

(21) definerer finansinntekten, R_t med en implisitt antakelse om samme avkastning på fordringer og gjeld.

En vanlig definisjon av *sparing* er *endring* i formuens *realverdi*. Fra periode $t-1$ til t kan denne endringen uttrykkes som

$$(22) \quad Z_t = W_t/P_t^C - W_{t-1}/P_{t-1}^C$$

der P_t^C er konsumdeflatoren på tidspunkt t . La Q_t^j være vekstraten for prisindeksen P_t^j fra $t-1$ til t . Vi har $Q_t^j = (P_t^j - P_{t-1}^j)/P_{t-1}^j$, $j=C,H$ (der C angir konsum og H bolig). Ved å benytte (16) og (17) kan uttrykket for sparingen omformes som følger

$$(23) \quad \begin{aligned} Z_t &= (W_t - W_{t-1})/P_t^C - Q_t^C W_{t-1}/P_t^C \\ &= (WF_t - WF_{t-1})/P_t^C + P_t^H(K_t^H - K_{t-1}^H)/P_t^C \\ &\quad + (Q_t^H - Q_t^C)P_{t-1}^H K_{t-1}^H/P_t^C - Q_t^C WF_{t-1}/P_t^C \end{aligned}$$

Ifølge (23) er reell formuestilvekst lik summen av realverdien av nominell fordringsvekst (leddet $(WF_t - WF_{t-1})/P^c$), realverdien av tilveksten i beholdningen av boligkapital (leddet $P^H_t(K^H_t - K^H_{t-1})/P^c$) og realprisgevinsten på boligkapital (leddet $(Q^H_t - Q^c_t)P^H_{t-1}K^H_{t-1}/P^c$) fratrukket inflasjonstapet på nettofordringene (leddet $Q^c_t WF_{t-1}/P^c$).

Ved å sette inn (18)-(21) i (23), legge til og trekke fra uttrykket $(r_t - Q^c_t)P^H_{t-1}K^H_{t-1}$ samt benytte (16)-(17) får man

$$(24) \quad Z_t = (Y_t + (r_t - Q^c_t)W_{t-1})/P^c_t - T_t/P^c_t \\ - (C_t + P^H_t DK^H_t + (r_t - Q^c_t)P^H_{t-1}K^H_{t-1})/P^c_t \\ + ((Q^H_t - Q^c_t)P^H_{t-1}K^H_{t-1} + OMV_t)/P^c_t$$

I den første parentesen i (24) inngår noen størrelser som det er naturlig å regne som inntekt, nemlig realverdien av kontantytelsene, Y/P^c_t og real(alternativ)avkastningen på den samlede formuen, $((r_t - Q^c_t)W_{t-1})/P^c_t$. Alternativavkastningsraten er brukt på boligformuen (som inngår i W_{t-1}) fordi det er forutsatt at tjenestestrømmen fra boligkapitalen ikke omsettes.

Forbrukskomponenter er samlet i den andre parentesen. De to siste leddene inngår i boligforbruket som kan defineres som summen av realavkastning og depresiering for boligkapitalen samt vareinnsats. Vareinnsatsdelen av boligkonsumet inngår i leddet C_t . Ved å definere realsparingen som inntekt fratrukket konsum og skatter, ser en at den siste parentesen må regnes som en del av inntekten. Her inngår summen av omvurderingene på nettofordringene og realprisgevinsten på boligkapital.

Innenfor våre forenklede budsjettssammenhenger kan *motstykket til nasjonalregnskapets sparebegrep*, Z^{NR}_t , uttrykkes som følger

$$(25) \quad Z^{NR}_t = (Y_t + r_t WF_{t-1} + (r_t - Q^c_t)WK^H_{t-1})/P^c_t - T_t/P^c_t \\ - (C_t + P^H_t DK^H_t + (r_t - Q^c_t)P^H_{t-1}K^H_{t-1})/P^c_t \\ = Z_t - [(Q^H_t - Q^c_t)P^H_{t-1}K^H_{t-1} + OMV_t]/P^c_t - Q^c_t WF_{t-1}/P^c_t$$

Av (25) ser en at forskjellen mellom de to sparedefinisjonene ligger i behandlingen av *kapitalgevinster*. Realprisgevinster regnes *ikke* som inntekt i nasjonalregnskapet og påvirker dermed ikke sparingen. Inflasjonsgevinster på fordringer med fast pris og variabel avkastning regnes som inntekt i nasjonalregnskapet, slik at vi får et avvik fra sparingen i h.h.t. (24).

Inflasjonstap.

Inflasjonstap er behandlet spesielt i en artikkel av Hendry og Ungern-Sternberg (HUS (1981)). I artikkelen antas det at inflasjonstap er en av de *viktigste* årsakene til avvik mellom det teoretiske inntektsbegrepet og det inntektsbegrepet som finnes i det britiske nasjonalregnskapet. I Storbritannia er husholdningssektoren stort sett netto kreditor, slik at renteinntekter utgjør en ikke ubetydelig del av de totale inntektene. Denne andelen vil ofte stige i inflasjonsperioder fordi den nominelle rentesatsen samtidig har en tendens til å stige. Det hevdes i artikkelen at det ikke er riktig å oppfatte realinntekten som stigende i en slik situasjon siden de store nominelle renteinntektene "*spises opp*" av verditapet på fordringene. Det foreslås at inntekten bør korrigeres ved at man trekker fra produktet av prisstigningstakten og verdien av nettofordringene multiplisert med en faktor $B \in \{0,1\}$. B skal fange opp eventuelle målefeil i nettofordringer eller prisstigningen. I artikkelen finner man at en korrigering av inntekten for inflasjonstap gir bedre estimeringsresultater. Siste ledd i spareuttrykket (25) er i samsvar med inntektskorrigeringen i HUS (1981) dersom B settes lik én.

I perioder hvor prisstigningen er liten, vil avviket mellom nasjonalregnskapets inntektsbegrep og den korrigerte inntekten være lite. I Norge har vi hatt prisstigning av en slik størrelsesorden at det er grunn til å tro at dette har betydning for beregning av inntekten. Også i Norge har husholdningssektoren vært netto kreditor fra 1962 og helt fram til 1985. Fra 1986 til 1988 har imidlertid husholdningene gått over til å ha større gjeld enn fordringer. Inflasjonskorrigeringen vil dermed få den motsatte effekten ved at inntektene oppjusteres i forhold til nasjonalregnskapets tall.

Verdistigning på bolig.

Hvorvidt økte boligpriser gir økt konsum er et omstridt tema. Dersom man ser på en modell hvor det forutsettes at konsumenten ikke har noe arvemotiv og konsumenten ikke tillates å belåne sin bolig, jfr. Christiansen og Serck-Hanssen (1980), vil økte boligpriser gi konsumenten en *kapitalgevinst* som bare fører til *høyere husleie* når personen *ikke* endrer sin tilpasning. "Velferdseffekten av inntektsøkningen motsvares akkurat av velferdstapet av å måtte betale høyere pris".

I en artikkel av Skjæveland (1989) blir denne modellen utvidet. *Arvemotivet* innføres i nyttefunksjonen og det åpnes for at konsumenten ikke nødvendigvis trenger å nedbetale sin gjeld mot slutten av livet. Skjæveland viser at en *midlertidig* økning i boligprisene *ikke* gir noen konsumeffekt, bare fordelingseffekter p.g.a. forskjellig marginal konsumtilbøyelighet for forskjellige grupper. En *varig* økning i boligprisene derimot, kan gi en *konsumøkning* som skyldes at konsumentenes *sluttformue* øker.

Boligmassen er *gitt* på kort sikt. En økt boliggetterspørsel vil presse prisen opp. På lang sikt vil tilbudet kunne *øke*, slik at prisen faller igjen. Skjæveland argumenterer for at

realprisen vil falle tilbake omtrent til sitt opprinnelige nivå. Han slutter av dette at eventuelle formueseffekter på konsumet av økte boligpriser skyldes systematisk *gale forventninger* om boligprisene. Han hevder ellers at markedsbestemt *kredittrasjonering* kan gi en formueseffekt på konsumet når boligprisene stiger. Når kredittinstitusjonene krever sikkerhet for sine utlån ved å ta pant i boligen, vil verdistigningen på boliger gi mulighet for større lån og dermed høyere konsum.

Dereguleringen av boligmarkedet har medført en permanent realprisøkning på *borettslagsboliger*. Det har gitt husholdningene en langt *større forventet sluttformue*. Husholdninger som har høstet denne gevinsten har kunnet realisere den ved økt konsum finansiert ved økt opplåning.

* * *

I del V kommer jeg tilbake til korrigeringer når det gjelder *verdistigning* på bolig og inflasjonstap. Når det gjelder *omvurderinger* av nettofordringer, har vi *ikke* tilfredsstillende tilgang på data. Det vil derfor ikke bli foretatt korrigeringer på dette punktet.

Som nevnt tidligere er nasjonalregnskapets tall for inntekt av bolig for husholdningssektoren trolig for lavt. I vedlegg 1 er det foretatt beregninger der det er forsøkt å beregne tall for husholdningenes andel av boligkapitalen som gir et riktigere bilde av virkeligheten. Disse beregningene danner utgangspunktet for de korrigeringene som gjøres i dette notatet.

På lik linje med at vi kan beregne inntekt av de tjenestene boligene yter, kan vi også beregne inntekt av tjenestene fra transportmidler og varige konsumgoder, se Magnussen (1990). Dette gjøres ikke i nasjonalregnskapet, og det vil bli foretatt korrigeringer på dette området.

Inntektskorrigeringer i tilfellet med kreditregulering.

I teoriavsnittet ble det vist at det er de *løpende* inntektene som har betydning for husholdningenes konsum når konsumentene er *rasjonert* på kredittmarkedet. *Fremmede renter* er en av komponentene i disponibel inntekt. Selv om disse inntektene *påløper*, vil *ikke* husholdningene få *utbetalt* penger som kan brukes til konsum. Kreditregulering vil ha betydning for størrelsen av det beløp forsikringsselskapet vil låne til kunden, slik at husholdningene ikke kan låne på sine forsikringskrav i ønsket omfang. De fremmede rentene bør derfor *trekkes ut* av disponibel inntekt. I stedet kan *utbetalingene* fra livsforsikringsselskaper mv. inngå i inntekten, siden dette er *likvide* midler som husholdningene kan konsumere for.

I tilfellet med kredittregulering vil det *ikke* være aktuelt å korrigere for *inflasjonstapet* på nettfordringene. Selv om husholdningene isolert sett tærer på realformuen - og dermed reduserer inntekten - ved å bruke opp hele sin nominelle renteinntekt i en periode med inflasjon, gir dette husholdningene muligheten til større konsum enn om de hadde fått en inflasjonskorrigert inntekt. Dette er viktig i en situasjon hvor de er rasjonerte. For å framstille det på en alternativ måte kan en si at det er likegyldig om lånerammen reduseres med en krone eller om de løpende renteutgiftene øker med en krone p.g.a. en økning i inflasjonen for gitt realrente.

Når det ikke er mulig å ta opp lån, vil *ikke* verdistigning på bolig kunne realiseres ved økt konsum av andre goder. Så lenge en bor i den samme boligen, vil den økte avkastningen på boligformuen svare til den økte verdien på boligkonsumet. Det vil derfor ikke foretas korrigeringer på dette punktet.

Når det gjelder (beregnet) inntekt av bolig og annen konsumkapital, kan en legge til grunn ulike synspunkter på om disse postene bør være med i inntektsbegrepet i tilfellet med kredittrasjonering. Postene representerer alternativinntekten på konsumkapital. Under forutsetning om et rimelig godt annenhånds marked for konsumkapital, kan formuesverdien imidlertid omgjøres til rentebærende fordringer, og inntekten av disse vil være konsummotiverende på lik linje med andre renteinntekter. Jeg har derfor valgt som hovedalternativ å gjennomføre korrigeringene også i tilfellet med kredittrasjonering. (Se for øvrig del VI).

Formuesbegrepet i nasjonalregnskapet.

I nasjonalregnskapet er det beregnet tall for husholdningenes *beholdning* av realkapital. De fordelingsnøklene som er brukt er imidlertid beheftet med usikkerhet, og i denne rapporten har jeg derfor valgt å se bort fra andre former for realkapital enn boliger ved beregning av formue og formuesgevinster. Husholdningenes andel av boligkapitalen er som nevnt beregnet i vedlegg 1, og disse andelene er brukt for å finne tall for boligkapital i faste priser.

Det er beregnet to alternative tidsserier for verdien av boligkapitalen. Foruten nasjonalregnskapets prisindeks, *byggekostnadsindeksen*, er det benyttet en boligprisindeks basert på *Husbankens Årsstatistikk*². I vedlegg 2 omtales forskjellige andre relevante prisindekser. Kilder for alternative boligpriser er Norges Eiendomsmeglerforbund, A/L Norske Boligbyggelags Landsforbund (NBBL), Rolf Barlindhaug ved Norges Byggforskningsinstitutt (NBI), Knut Grevstad ved NBI og OPAK A/S. De forskjellige prisindeksene som

² Indeksen er beregnet av Anders Harildstad ved SSBs seksjon for nasjonalregnskap.

framkommer på basis av disse kildene er lite ensartet m.h.t. boligtype, geografisk beliggenhet, boligens alder osv. Fordi bare byggekostnadsindeksen og boligprisindeksen fra Husbanken gir tidsserier tilbake fra 1962 og fram til nå, er det disse to alternativene som er brukt i denne rapporten. Det kan argumenteres *mot* å benytte disse indeksene fordi de bl.a. *ikke* fanger opp utviklingen i *markedsprisene* i tilstrekkelig grad. Så lenge det heller ikke finnes noen fullgode alternativer, vil det beste trolig være de to nevnte prisindekser. Ved sammenligning med de andre indeksene, finner en ingen klare indikasjoner på at byggekostnadsindeksen og Husbank-prisindeksen ikke fanger opp prisutviklingen godt nok.

V. Innhenting og bearbeiding av data som vil inngå i estimeringen³.

I denne delen vil det bli gjort rede for hvordan de forskjellige variablene som vil inngå i estimeringen er fremkommet. Noen variable er på den formen man finner i kildene, mens andre variable er bearbeidet noe. Dataene er årlige og finnes i vedlegg 6. Alle volumtall er deflatert med en prisindeks for ikke-varige konsumgoder og er i faste 1980-priser. Finansielle fordringer og boligkapital i år t er deflatert med prisindeksen for år $t+1$. (NA betyr at tallet ikke er beregnet/fremskaffet fordi datainformasjon manglet).

Konsum:

Det er tidligere i oppgaven argumentert for at konsumbegrepet bør være *konsum* av *ikke-varige goder* som er definert på følgende måte:

Ikke-varig konsum = Samlet privat konsum

- boligkonsum
- kjøp av transportmidler
- kjøp av varige konsumgoder (ekskl. transportmidler)
- helsestønader

Tallene for samlet privat konsum, boligkonsum, kjøp av transportmidler og andre varige konsumgoder er hentet fra nasjonalregnskapet (AARNR, henholdsvis konsumgruppe 99, 50, 30 og summen av 41 og 42). Helsestønader er hentet fra inntektsregnskapet. Før 1970 er helsestønadene beregnet som differansen mellom nasjonalregnskapets tall for totale stønader og konsummotiverende stønader beregnet av Cappelen (1980).

Foruten transportmidler omfatter varige konsumgoder møbler og elektriske husholdningsartikler og varige fritidsgoder.

Prisindeks for ikke-varige konsumgoder:

Nasjonalregnskapets deflator for privat konsum kunne ikke benyttes siden vi da ikke ville få samsvar mellom *konsumbegrepet* og de *deflaterte forklaringsvariablene*. Det er i stedet beregnet en prisindeks for ikke-varige konsumgoder, P^{iv}_t , definert på følgende måte:

$$P^{iv}_t = (\text{løpende } C^{iv}_t) / (\text{fast } C^{iv}_t)$$

³En del serier er uoffisielle. Det har forekommet revisjoner i noen av disse seriene etter at rapporten var ferdig. Det gjelder bl.a. tall for husholdningenes bankinnskudd og serien for beregnet inntekt av egen bil.

Prisindeksen er forholdet mellom ikke-varig konsum, C^iv , i løpende priser og faste 1980-priser. Alle variable som er deflatert med denne indeksen er dermed i faste 1980-priser.

Disponibel inntekt:

Tallene er hentet fra inntektsregnskapet og er således i overensstemmelse med definisjonen i del II av dette notatet.

Fremmede renter:

Disse tallene inngår i disponibel inntekt og finnes følgelig i inntektsregnskapet.

Finansielle nettofordringer:

Tall for *nettofordringer*, *sum fordringer* og *sum gjeld* er hentet fra en database i Norges Bank. Tallene er basert på Kredittmarkedstatistikken fra Statistisk sentralbyrå. Tall for de enkelte komponentene i sum fordringer er også hentet fra Norges Bank. Disse komponentene består av "Sedler og mynt", "Innskudd i banker og innlån i finansieringsselskaper", "Spareobligasjoner" og "Forsikringskrav på livsforsikringselskaper mv.". Sum gjeld er utlån fra forskjellige kredittinstitusjoner.

Tallene fra Norges Bank er hentet fra to forskjellige kilder med en viss overlapping i tid. Kildene gir noe forskjellige tall. Avviket er imidlertid ikke stort slik at det er laget en sammenhengende tidsserie ved at kilden som gir tall som går lengst fram i tid er prioritert ved uoverensstemmelse.

Tallmaterialet fra Norges Bank gir ikke tall for aksjer og andre obligasjoner samt gråmarkedet. I den grad det finnes tall for disse finansobjektene, er tallene usikre og ikke tatt med her.

Boligkapital:

Tall for boligkapital i faste priser finnes i kapitalregnskapet. Husholdningenes andel er anslått til 80% av samlet boligkapital ut fra resultatene i vedlegg 1. Tallene for *arealandeler* viste litt svingninger, men p.g.a. at tallene er noe usikre, ble konklusjonen at andelen har vært om lag 80% fra 1973. Samme andel er brukt for årene før 1973. Andelene for *antall* boliger lå noe lavere. I h.h.t. vedlegg 1 gir andelen av arealet som tilfaller husholdningssektoren trolig de beste tallene.

Det er beregnet to tallserier for verdien av boligkapitalen tilhørende husholdningene ved å multiplisere med de to alternative boligprisindeksene. Beregningene basert på Husbankens prisindeks samsvarer imidlertid ikke med beregningene av kapitalbeholdningen i nasjonalregnskapet som baserer seg på byggekostnadsindeksen.

Rente:

Det er beregnet tre forskjellige renteserier; *innskuddsrente*, *utlånsrente* og *rentedifferansen* (= utlånsrente - innskuddsrente). Innskudds- og utlånsrentene er beregnet som veide gjennomsnitt av renter i forretnings- og sparebanker. Vektene er beregnet ved de andelene husholdningenes innskudd/utlån i henholdsvis spare- og forretningsbanker utgjør av husholdningenes totale innskudd i disse bankene. For at rentebegrepet skal være best mulig tilpasset husholdningenes konsum, er det beregnet realrente etter skatt. Marginalskattesatsen er et veid gjennomsnitt av marginalskattesatsene i ulike inntektsintervall for lønnstakere i skatteklasse 1 og 2. Antall inntektstakere i hvert inntektsintervall er brukt som vekter. Skattesatsen er tilpasset på en slik måte at den skal være relevant for skattekorrigerings av husholdningenes renter. Fra 1987 er helse delen av folketrygdavgiften ekskludert⁴.

Tallene for renten r^k ($k = u, i, d$ der u =utlån, i =innskudd, d =differanse), marginalskatten t og prisstigningsveksten Q^c (= veksten i konsumdeflatoren) satt inn i uttrykket under gir realrente etter skatt, r^{rk} .

$$r^{rk} = ((r^k (1 - t) - Q^c)/(1 + Q^c))$$

Aldersfordeling:

Det er beregnet tallserier for andelen av *husholdningene* med *hovedinntektstaker* i alderen 0-24 år, 25-44 år, 45-64 år og over 65 år. Kilden for disse tallene er Inntektsstatistikken (IS) for årene 1970 til 1987 og Forbruksundersøkelsen (FU) for årene 1962 til 1967 (dvs. FU i 1958 og 1967). Inntektsstatistikken kom ut hvert tredje år fra 1967 til 1982 og årlig fra 1984. Det er beregnet tall ved %-vis jevn vekst for mellomliggende år.

Fra 1982 til 1987 er aldersgruppeinndelingen i IS i overensstemmelse med gruppene over. For årene 1970, 1973, 1976 og 1979 er gruppeinndelingen 0-24 år, 25-39 år, 40-49 år, 50-64 år, 65-70 år og over 70 år. Andelen i gruppen 40-49 år er fordelt med en halvpart på hver av gruppene over og under for å få samme inndeling. Dette er basert på en forutsetning om jevn fordeling på alderstrinnene innen hver gruppe.

Tallene i IS for 1967 virket lite rimelige i forhold til etterfølgende år og tallene fra FU-1967. Sistnevnte ble derfor brukt i stedet. Dessuten ble FU-1958 brukt for å gi tall før 1967. I FU-1967 var aldersgruppene 0-30, 30-39, 40-49, 50-59, 60-66, 67 og over. For 1958 var de tre første gruppene de samme, mens den siste gruppen var over 50 år.

⁴Beregningene av rentesatser og marginalskattesatser er utført av Ingvild Svendsen ved Økonomisk Analysegruppe i SSB.

Andelen 0-24 år ble beregnet ved å bruke tallene fra første år med både IS og FU, dvs. 1973. Andelen ble satt lik forholdet mellom andelen i gruppen 0-24 år ifølge IS og andelen i gruppen 0-30 år ifølge FU.

Andelen 25-44 år ble satt lik den gjenværende andelen lik 25-30 år + andelen 30-39 år + 50% av andelen i gruppen 40-49 år.

Andelen 45-64 ble for 1967 beregnet ved forholdsmessige andeler av andelene i 40-49 og 60-66 samt hele 50-59. For 1958 ble denne andelen noe mer komplisert siden det ikke var noen oppdeling over 50 år. Andelen 50-64 i forhold til over 50 (=a) ble beregnet ut fra IS-1970 på følgende måte:

$$a = ((\text{andel } 45-64) * 0,75) / ((\text{andel } 45-64) * 0,75 + \text{andel over } 65)$$

Andelen a multiplisert med andelen over 50 i 1958 + 50% av andelen 40-49 gir så andelen 45-64 år i 1958.

Erstatningsutbetalinger fra livsforsikring mv.:

I Kredittmarkedstatistikken (KMS) finner en driftsregnskap for livsforsikrings-selskaper mv. (livsforsikringsselskaper, Private pensjonskasser og -fond (PPP), Kommunale pensjonskasser og -fond (KPP) og Fellesordningen for Tariffestet Pensjon (FTP)). Driftsregnskapet for livsforsikring viser tall for "erstatningsutbetalinger en gang for alle", "løpende erstatninger", "gjenkjøp" og "bonus disponert". Summen av disse utgjør erstatningsutbetalingene fra livsforsikring.

For PPP, KPP og FTP finnes det tall i KMS fra 1979. For årene før dette er det *beregnet* tall. I begynnelsen av perioden fra 1979 til 1987 utgjør utbetalingene fra pensjonskasser og -fond om lag 30% av utbetalingene fra livsforsikring. Denne andelen avtar imidlertid etter hvert og er lik 0,17 i 1987. Samlede utbetalinger fra PPP, KPP og FTP er ut fra dette anslått til å utgjøre 30% av erstatningsutbetalingene fra livsforsikring for årene før 1979. Samlede erstatningsutbetalinger fra livsforsikring mv. er lik summen av utbetalingene fra livsforsikring og PPP, KPP og FTP.

Inntekt av bolig:

Driftsresultatet i boligsektoren beregnes etter bestemte regler i nasjonalregnskapet. Husholdningenes andel av dette er satt lik 80% som er *høyere* enn de andelene som benyttes i nasjonalregnskapet (etter 1969).

Inntekt av bil:

Denne inntekten er satt lik inntektskomponenten ved beregning av konsum av

personbiler, se Magnussen (1990). Bilkonsumet er beregnet med utgangspunkt i 3 forskjellige realavkastningsrater, og her er brukt en avkastningsrate lik 2,5 prosent.

Inntekt av varige konsumgoder:

Inntekten er satt lik inntektskomponenten ved beregning av konsum av varige konsumgoder, se Magnussen (1990).

Inflasjonstap:

Beregningene er foretatt i overensstemmelse med formel (25). I stedet for å bruke nettofordringene ved utgangen av året (WF_{t-1}), er det imidlertid beregnet et gjennomsnitt. Reelt inflasjonstap, IT_t , blir da

$$IT_t = ((WF_t + WF_{t-1})/2 * Q^c_t)/P^v_t$$

Verdistigning på bolig:

Gjennomsnittsbeholdningen av boligkapital er utgangspunktet for beregningene. Boligprisindeksen (P^H) og veksten i denne (Q^H) inngår i formelen med to alternative tallsett; $H=NR$ indikerer *byggekostnadsindeksen*, mens $H=HB$ indikerer boligprisindeksen basert på *Husbankens* tall. Realprisgevinsten på boligkapital, VS_t , er gitt ved

$$VS_t = (Q^H_t - Q^c_t)/P^v_t * P^H_{t-1} * (K^H_t + K^H_{t-1})/2, \quad H=NR, HB$$

Tall for konsumdeflatoren P^c_t lages på basis av nasjonalregnskapstallene og publiseres i nasjonalregnskapspublikasjonen.

Arbeidsløshetsraten:

Arbeidsløshetsraten er basert på arbeidskraftundersøkelsen i SSB og viser antall arbeidsløse i % av arbeidsstyrken.

Nettoverdi av borettslag:

Nettoverdien av borettslagene er *differansen* mellom *bruttoverdien* av borettslagene og *lån* til borettslagene.

Bruttoverdien beregnes ved at 15% av boligkapitalen i løpende priser veies med forholdet mellom en prisindeks for borettslagsboliger og byggekostnadsindeksen (alternativt Husbank-prisindeksen).

Borettslagenes *andel av boligkapitalen* på 15% er basert på vedlegg 1. Fordi beregningene av andelene er noe usikre, er en andel som ligger mellom anslagene for henholdsvis "arealandelen" og "antallsandelen" brukt her.

Prisindeksen for borettslagsboliger er beregnet på basis av et tallmateriale som er

hentet fra forskjellige årganger av *Pristidende* som utgis av Prisdirektoratet. I *Pristidende* finnes prisreguleringsfaktorer for forskjellige årganger av boliger på forskjellige reguleringstidspunkter. Det er *brudd* i seriene idet man i 1975 gikk over til å bruke faktorene på bruttotall (borettslagenes boligkapital) for så å trekke fra borettslagsgjelden. Tidligere ble faktorene brukt på nettotall (borettslagenes boligkapital fratrukket borettslagsgjelden).

Det er beregnet årlige vekstrater for alle årganger i perioden 1959-1973 og 1975-1987. Videre er det for hvert reguleringstidspunkt beregnet aritmetisk gjennomsnitt av vekstratene for alle årganger. Det beste ville vært å bruke arealet for hver enkelt årgang som vekter, men det finnes ikke statistikk som er godt egnet til dette formålet. Dessuten er reguleringssatsene relativt like for de forskjellige årgangene på de fleste reguleringstidspunktene. For årene 1973-1975 er vekstraten *anslått* til 10% hvert år.

Ved sammenligning av borettslagsindeksen og de to andre boligprisindeksene, viste det seg at prisutviklingen var relativt lik fra 1983, mens borettslagsindeksen steg langt kraftigere enn de andre indeksene de siste årene før 1983. De to alternative borettslagsindeksene er satt lik henholdsvis byggekostadsindeksen og Husbankindeksen fra 1983. Før 1983 er indeksene basert på beregningene beskrevet i forrige avsnitt.

Et tallmateriale fra Norges Bank gir tall for statsbankenes utlån til husholdningssektoren. For årene 1981-1987 finner en tall for statsbankenes samlede utlån til borettslagene og husholdningssektoren i NOS-publikasjonen *kredittmarkedstatistikk* private og offentlige banker. For disse årene er *utlån til borettslagene* beregnet som differansen mellom dette bruttotallet og utlån til husholdningssektoren.

I Norges Bank har en *anslått* statsbankenes utlån til borettslagene til å utgjøre 35% av "andre lån" (d.v.s. lån til lønnstakere o.l. som ikke er studielån). For årene 1975-1980 er denne sammenhengen benyttet for å finne tall for utlån til borettslagene.

For perioden 1962-1974 finnes det ikke tall for "andre lån". Det finnes tall for "andre norske sektorer" (ANS) for perioden 1962-1972. For å finne det riktige bruttotallet, må lån til "private ikke-personlig foretak" (PIPF) trekkes ut av ANS. PIPF er *anslått* til 8,5% av ANS ut fra forholdet mellom PIPF og ANS i årene 1981-1987. Estimert utlån til borettslagene for disse årene er lik lån til ANS minus estimert lån til PIPF minus lån til husholdningssektoren ifølge tall fra Norges Bank.

I kredittmarkedstatistikken finnes ikke tall for ANS eller "andre lån" for årene 1973 og 1974. Det er estimert tall for disse årene ved å anta samme vekstmønster

som for "lån til husholdningene".

Veiet boligprisindeks:

Det er beregnet en veiet prisindeks mellom *byggekostnadsindeksen* og *prisindeksen for borettslag* med vektor henholdsvis 0,80/0,95 og 0,15/0,95. Vektene er basert på husholdningenes andel av boligkapitalen og andelen av boligkapitalen som tilfaller borettslagene. Det er også beregnet en *alternativ* veiet boligprisindeks hvor Husbank-prisindeksen inngår i stedet for byggekostnadsindeksen. Den veide boligprisindeksen er deflatert med prisindeksen for ikke-varige konsumgoder og uttrykker det relative prisforholdet mellom boligpriser og konsumvarepriser.

VI. Estimering av konsumfunksjonen for ikke-varig konsum.

Jeg vil nå forsøke å estimere en makro konsumfunksjon for ikke-varige goder der det inngår variable som er basert på teorien beskrevet i del III. Ved estimeringen av en konsumfunksjon, vil jeg ta utgangspunkt i at konsumsammenhengen kan beskrives ved en Cobb Douglas funksjon. Hvis en ser på en enkel funksjon med bare to forklaringsvariable, inntekt Y_t og lagget formue A_{t-1} , jfr. konsumfunksjonen (12) i h.h.t. LCH, får en følgende sammenheng

$$(26) \quad C_t = \Gamma Y_t^\alpha A_{t-1}^\beta e^{u_t}$$

der Γ , α og β er konstanter og u_t et stokastisk restledd. Ved å foreta en logaritmisk transformasjon av (26), får en

$$(27) \quad \ln C_t = \ln \Gamma + \alpha \ln Y_t + \beta \ln A_{t-1} + u_t$$

Ved å bruke en logaritmisk konsumfunksjon, vil en kunne få mindre heteroskedastisitet i modellen. Denne funksjonsformen er dessuten hensiktsmessig når det gjelder tolkningen av koeffisientene, da disse kan tolkes som elastisiteter. Transformasjon til logaritmisk konsumfunksjon kan generaliseres til å gjelde flere enn to forklaringsvariable.

Det vil ikke la seg gjøre å finne en eksakt konsumsammenheng, og det inngår derfor et restledd u_t i (27) som fanger opp effekten av utelatte variable, målefeil m.m. Restledd er det teoretiske begrepet, mens residual blir brukt om det estimerte motstykket til restleddet. Det forutsettes at restleddene har gode egenskaper, d.v.s. forventning lik 0, konstant varians og kovarians lik 0. Den estimerte sammenhengen bør ha residualer som tyder på at restleddsforutsetningene er tilfredsstillende. Det bør heller ikke være for høy grad av multikollinearitet i dataene. R^2 bør være relativt høy, og de enkelte forklaringsvariable bør ha en signifikant forklaringskraft. Fortegnet til koeffisientene må stemme overens med a priori oppfatninger. Videre bør koeffisientestimatene vise stabilitet over tid.

Bruk av error correction modeller.

Ved estimering på nivåvariable, vil en finne en konsumsammenheng som gjelder på lang sikt. For å få fram korttidssvingningene rundt langtidsløsningen, vil det være aktuelt å bruke forklaringsvariable på endringsform i konsumrelasjonen. Når det gjelder den *dynamiske utformingen* av konsumfunksjonen, vil jeg benytte en såkalt "Error correction model" eller feiljusteringsmodell. Poenget med denne modellen er at den gjør det mulig å forene langtids- og korttidssammenhenger på en konsistent og enkel måte. I Hendry og Ungern-Sternberg (HUS (1981)) og Davidson, Hendry, Srba og Yeo (DHSY(1978)) er feiljusteringsmodellen anvendt på makrokonsumfunksjonen for engelske data. I Thury (1989) brukes metoden på en funksjon for ikke-varige konsumgoder for østerrikske data.

Feiljusteringsmodellene kan *begrundes* på flere måter. I HUS (1981) blir feiljusteringsmodellen motivert ved en formalisering av de økonomiske aktørenes optimerende atferd når det er *kostnader* ved å *endre tilpasning* og *ufullstendig informasjon*. I artikkelen tar man utgangspunkt i en en-periode kostnadsfunksjon (k_f) hvor c_t er konsumutgifter, y_t inntekt og a_t er integralet av tidligere avvik mellom y og c . a_t er således lik akkumulert sparing. Alle variable er i logaritmer.

$$(28) \quad k_{f,t} = I_1(a_t^p - a_t^e)^2 + I_2(c_t^p - c_t^e)^2 + I_3(c_t^p - c_{t-1})^2 - 2I_4(c_t^p - c_{t-1})(y_t - y_{t-1})$$

De to første leddene uttrykker kostnader i forbindelse med avvik mellom planlagte verdier (toppskrift p) og de respektive steady-state verdiene (toppskrift e). 3. ledd representerer kostnader ved å endre tilpasning fra c_{t-1} til c_t^p , mens 4. ledd uttrykker at det koster mindre å øke konsumet når inntekten øker. Optimering av en slik kostnadsfunksjon for ikke-varige konsumgoder gir ifølge HUS (1981) følgende ligning:

$$(29) \quad dc_t = B_0 + B_1 dy_t + B_2 (c - y)_{t-1} + B_3 (f - y)_{t-1} + u_t$$

der B_i er funksjoner av parametrene i (28) og i bakenforliggende likevektssammenhenger mellom konsum, inntekt og formue. f er logaritmen til likvide fordringer her definert som akkumulert sparing minus kjøp av varige goder og utgifter til bolig. Ved å bruke en "error correction model" justeres endringen i konsumet ut fra hvor stort avviket mellom inntekten og konsumet var i foregående periode. Feiljusteringsleddet er således tredje ledd på høyre side i (29). HUS (1981) argumenterer i tillegg for at vi trenger en "integral correction mechanism" og dette er ivaretatt i det fjerde leddet på høyre side. Her inngår avviket mellom inntekt og formue i forrige periode. I stedet for netto likvide fordringer, kan en alternativt bruke akkumulert sparing eller samlet formue.

En *alternativ begrunnelse* for feiljusteringsmodellen finner man i DHSY (1978). Her tar en utgangspunkt i en generell autoregressiv distribuert lag modell. Hvis en ser på en enkel sammenheng hvor vi har bare ett lag i konsum og inntekt, vil vi få følgende modell:

$$(30) \quad dc_t = k + b_1 dy_t + (1-a)(y_{t-1} - c_{t-1}) + h y_{t-1} + u_t$$

c_t og y_t angir henholdsvis logaritmen til konsum og inntekt. (30) er en feiljusteringsmodell med langsiktig inntektselastisitet forskjellig fra én. Man kan imidlertid pålegge en restriksjon om at denne elastisiteten skal være lik én. Det kan vises at hvis restriksjonen skal være oppfylt må $h=0$, og vi får da en tilsvarende error correction-sammenheng som (29).

En *tredje begrunnelse* for feiljusteringsmodellen er at kointegrerte variable (se neste avsnitt) ifølge Grangers representasjonsteorem (Engle og Granger (1987)) kan representeres ved en error correction modell.

Integrerte og kointegrerte variable.

Før en begynner å estimere sammenhenger, er det viktig å studere *tidsserie-egenskapene* til dataene. For at det skal være meningsfylt å sette sammen variable i en modell, må de ha de samme tidsserie-egenskapene. Noen tidsserier er *svakt stasjonære*. Det innebærer at den betingede forventningen, variansen og autokorrelasjonen er uavhengig av tiden. Sterk stasjonærhet faller sammen med svak stasjonærhet når restleddene er normalfordelte.

Mange økonomiske tidsserier er først stasjonære etter differensiering. Dersom en tidsserie X_t er ikke-stasjonær, mens $dX_t = X_t - X_{t-1}$ er stasjonær, sier vi at X_t er *integrert* av orden 1 og skriver $X_t \sim I(1)$, jfr. Engle og Granger (1987). Mer generelt sier en at $X_t \sim I(h)$, integrert av orden h , hvis X_t -serien er ikke-stasjonær mens $d^h X_t$ er stasjonær. ($d^h X_t$ betyr at X_t er differensiert h ganger). Et eksempel på en $I(0)$ serie er en hvit støy variabel, e_t , som har autokovarians lik 0 uansett orden. En "random-walk" prosess for X_t er et eksempel på et $I(1)$ tilfelle. Her er X_t generert av

$$(31) \quad X_t = X_{t-1} + e_t$$

Fordi e_t er $I(0)$ hvit støy, er $dX \sim I(0)$.

Anta at man har en sammenheng der en variabel Z_t er definert ved en *lineær* kombinasjon av to integrerte variable, X_t og Y_t ,

$$(32) \quad Z_t = X_t + aY_t$$

hvor a er en konstant. Dersom både X_t og Y_t er $I(1)$, vil vanligvis også Z_t være $I(1)$. For $a=a'$ kan vi imidlertid ha at $Z_t \sim I(0)$. X_t og Y_t er da kointegrerte med kointegrasjonsvektor $(1, a')$ (Engle og Granger (1987)). $I(1)$ -variable har tunge langtidskomponenter, mens $I(0)$ -variable ikke har det. For at Z_t skal kunne være $I(0)$ når både X_t og Y_t er $I(1)$, må langtidskomponentene oppheve hverandre på en slik måte at det er korttidskomponentene som dominerer Z_t .

Anta at man ønsker å danne en regresjonsmodell

$$(33) \quad X_t = bY_t + e_t$$

der X_t og Y_t er $I(1)$. Da kalles (33) *kointegrasjonsligningen*. Dersom X_t og Y_t er kointegrerte vil Minste Kvadratets Metode (MKM) gi et konsistent anslag for kointegrasjonsparameteren a' lik estimatet for b . Man finner langtidssammenhengen mellom X og Y ved ligning (33). For å finne en sammenheng som også fanger opp korttidssvingningene rundt langtidstrenden, kan man ifølge Engle og Granger (1987) benytte en *totrinnsmetode*. 1. trinn er estimering på nivåvariable som i (33). Deretter estimeres 2. trinn v.h.a. en feiljusteringsmodell hvor laggede residualer fra langtidssammenhengen inngår som

forklaringsvariable sammen med endringsvariable for X og Y. Regresjonsligningen blir da som følger

$$(34) \quad dX_t = h dY_t + c(\hat{\theta}_{t-1}) + v_t$$

der v_t er et stokastisk restledd og h og c er konstanter. Totrinnsmetoden kan generaliseres til å gjelde for modeller med flere høyresidige variable. For store sampel gir denne metoden gode estimater, mens det kan oppstå skjevheter i estimatene for endelige sampel. Totrinnsmetoden er et alternativ til å estimere alt i ett. Ved estimering av langtids- og korttidsløsningen direkte innenfor én regresjonsligning, vil alle variable inngå både med og uten lag, i stedet for at endringsvariable inngår.

Testing av integrasjon.

Én mulig metode for å teste integrasjonsegenskapene til en variabel X_t baseres på *Durbin Watson* observatoren (DW) fra følgende ligning

$$(35) \quad X_t = a + U_t$$

der a er en konstant og U_t et restledd. Nullhypotesen er at $X_t \sim I(1)$ og alternativhypotesen er at $X_t \sim I(0)$. En lav DW gir støtte til nullhypotesen. Ved testing på 5% nivå og med 100 observasjoner er den kritiske grensen ifølge Sargan og Bhargava (1983) 0,26.

En alternativ metode for å teste integrasjonsegenskaper er *Dickey-Fuller* testen (DF-testen). Man tar da utgangspunkt i modellen

$$(36) \quad dX_t = bX_{t-1} + U_t'$$

Nullhypotesen er som for DW-testen. DF-observatoren er t-verdien til estimatet for b i modell (36). Den kritiske verdien på 5% nivå med 25 observasjoner er -1,95 (Fuller (1976)). Dersom man foretar testing basert på ligning (36) supplert med et konstantledd, er den kritiske grensen -3,0.

En tredje mulighet for å teste den samme nullhypotesen er "The augmented Dickey-Fuller test" (ADF-test). Her tar en utgangspunkt i følgende ligning

$$(37) \quad dX_t = bX_{t-1} + \sum_{i=1}^m h_i dX_{t-i} + U_t''$$

Her er brukt $m = 2$.

ADF-observatoren er t-verdien til estimatet for b i (37). Den kritiske grensen er asymptotisk som for DF-testen.

Testing av kointegrasjon.

Vi ønsker å teste om restleddet i kointegrasjonsligningen er stasjonært. Derfor bruker vi også samme type tester som ble brukt for testing av integrasjon. Testing av kointegrasjon er beskrevet i Engle og Granger (1987). For alle testene er nullhypotesen at det ikke forekommer kointegrasjon mellom variablene. *CRDW-testen* (Cointegrating Regression Durbin Watson) tar utgangspunkt i kointegrasjonsligningen

$$(38) \quad Y_t = c + gX_t + e_t$$

e_t er et stokastisk restledd og c og g konstanter. CRDW-observatoren er DW-observatoren fra ligning (38). En lav CRDW-observator tyder på at nullhypotesen er riktig.

DF-testen tester residualet i kointegrasjonsligningen (38).

$$(39) \quad d\hat{e}_t = c\hat{e}_{t-1} + v_t$$

v_t er et restledd. DF-observatoren er t-verdien for estimatet til c i (39).

Kritiske verdier for kointegrasjonstestene på 5% nivå

<u>En høyresidevariabel:</u>				
CRDW	0,78	50	observasjoner	(Engle og Yoo (1987))
DF	-3,67	50	"	(" " " ")
ADF	-3,29	50	"	(" " " ")
<u>To høyresidevariable:</u>				
CRDW	0,367	100	"	(Hall (1987))
DF	-4,11	50	"	(Engle og Yoo (1987))
ADF	-3,75	50	"	(" " " ")
<u>Tre høyresidevariable:</u>				
DF	-4,35	50	"	(Engle og Yoo (1987))
ADF	-3,98	50	"	(" " " ")
<u>Fire høyresidevariable:</u>				
DF	-4,76	50	"	(Engle og Yoo (1987))
ADF	-4,15	50	"	(" " " ")

ADF-testen tar utgangspunkt i følgende ligning

$$(40) \quad d\hat{e}_t = c\hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i d\hat{e}_{t-i} + v_t$$

ADF-observatoren er t-verdien til estimatet for c i (40).

Kritiske verdier for kointegrasjonstestene er angitt i tabellen over. Det er ikke tabulert slike verdier for færre enn 50 observasjoner. De kritiske grensene er beregnet ved Monte-Carlo-simuleringer.

DW- og DF-testene tester bare en nullhypotese om "random walk" for forklaringsvariabelen (integrasjonstest) eller restleddet fra kointegrasjonsligningen (kointegrasjonstest). ADF-testene tar hensyn til at den ikke-stasjonære prosessen kan være av en mer komplisert art og er derfor trolig bedre egnet til å teste om restleddet i kointegrasjonsligningen følger en stasjonær prosess.

Estimering av tre alternative konsumrelasjoner.

Ved estimeringen tar jeg utgangspunkt i tre forskjellige inntektsbegreper. Det første inntektsbegrepet er vanlig disponibel inntekt ifølge nasjonalregnskapet. Det andre inntektsbegrepet er basert på en teori om kredittregulering, og det tredje inntektsbegrepet er basert på en teori om ingen kredittregulering. For hver av disse inntektsbegrepene vil andre mulige forklaringsvariable bli testet. Andre variable som kan inngå i konsumfunksjonen ifølge økonomisk teori er følgende:

- * Formue: Komponenter i formue, herunder
 - boligkapital
 - sum fordringer og komponenter i sum fordringer
 - sum gjeld
- * lagget konsum
- * Realrente etter skatt for innskudd
- * Realrente etter skatt for utlån
- * Realrentedifferansen

- * Arbeidsløshetsraten⁵
- * Andel av hovedinntektstakere i husholdningene som er i henholdsvis aldersgruppen 0-24 år, 25-44 år, 45-64 år og over 65 år. Alle de fire variablene kan ikke inngå samtidig p.g.a. multikollinearitet.
- * Forholdet mellom prisindeksen for ikke-varige konsumgoder og nasjonalregnskapets prisindeks for totalt privat konsum. Denne variabelen trekkes inn for å undersøke om det relative prisforholdet kan ha betydning for konsumet.

Alle variabler som inngår i estimeringene er transformert til logaritmeform.

⁵Denne variabelen følger ikke av teoridelen. Begrunnelsen for å trekke inn arbeidsløshetsraten er at den er et uttrykk for usikkerhet bl.a. med hensyn til fremtidige inntekter. En høy arbeidsløshetsrate kan bidra til en noe høyere sparerate på kort sikt, dels fordi folk er redde for å miste jobben sin og dels fordi de frykter reallønnsnedgang p.g.a. en svekket forhandlingsposisjon for fagforeningene. I Cappelen (1980) fant man en viss støtte for denne hypotesen for lønnstakere.

Tidsserie-egenskaper.

Det er viktig å kjenne tidsserie-egenskapene til variablene før man begynner å estimere. Resultater av integrasjonstestene, som er foretatt med utgangspunkt i relasjon (35)-(37), er gjengitt nedenfor. Bare testresultater for variable som inngår i modeller som blir presentert siden er tatt med.

Integrasjonstester:

	DW	DF	ADF
<u>Nivåvariable:</u>			
Ikke-varig konsum	0,02	8,58	3,34
Inntekt, Y1	0,02	7,15	2,05
Inntekt, Y2	0,02	7,31	2,03
Inntekt, Y3	0,05	3,67	3,79
Lån, L1	0,03	6,73	2,47
Lån, L2	0,03	7,21	2,26
Alder 25-44 år, A2	0,07	1,51	1,23
Boligkapital, BK	0,02	8,45	5,90
Utlånsrente, r	0,03	5,16	4,62
BBL-verdi (NR)	0,20	1,48	1,72
BBL-verdi (Husb.)	0,24	1,29	1,61
Boligpris (Husb.)	0,08	-2,23	-1,90
Boligpris (NR)	0,33	-0,30	-0,52

<u>Endringsvariable:</u>	DW	DF	ADF
Ikke-varig konsum	1,65	-1,68	-1,16
Inntekt, Y1	1,03	-1,79	-1,62
Inntekt, Y2	0,99	-1,72	-1,57
Inntekt, Y3	2,40	-3,55	-1,09
Lån, L1	1,13	-1,04	-0,10
Lån, L2	0,96	-0,82	-0,13
Alder 25-44 år, A2	0,92	-2,56	-2,34
Boligkapital, BK	1,55	-1,42	-1,06
Utlånsrente, r	1,80	-2,81	-2,29
BBL-verdi (NR)	2,21	-4,83	-5,94
BBL-verdi (Husb.)	2,21	-4,98	-5,62
Boligpris (Husb.)	2,08	0,74	1,12
Boligpris (NR)	1,74	-4,20	-3,94

Testresultatene for *nivåvariablene*⁶ tyder på at H_0 om at seriene er integrerte av grad én ikke kan forkastes for de ni første variablene. Når det gjelder de fire siste variablene, er ikke konklusjonene entydige. Den kritiske grensen for DW-testen er 0,26 på 5% nivå med 100 observasjoner. Tre av testobservatorene er så store at det kan tenkes at det innebærer forkastning med så få observasjoner som årsdataene fra 1962 til 1987 gir. DF- og ADF-testene for nettoverdien av borettslag og boligpris(NR) tyder ikke på at nullhypotesen kan forkastes. DF-testen tyder på at vi får forkastning for boligpris (Husbank-tall). Den kritiske grensen er -1,95 på 5% nivå. Den kritiske grensen for ADF-testen er -1,60 (Fuller (1976)) på 10% nivå. ADF-testen gir dermed forkastning av nullhypotesen på 10% nivå.

Ved testing av *endringsvariablene* er nullhypotesen at endringsvariablene er integrert av grad én og alternativhypotesen at de er integrert av grad 0. En forkastning av nullhypotesen innebærer at endringsvariabelen er stasjonær mens nivåvariabelen er integrert av grad én. DW-testene tyder på at alle endringsvariablene er integrerte av grad 0. DF- og ADF-testene gir imidlertid liten støtte til dette resultatet for flere variable, til tross for at det er vanlig å anta at økonomiske variable er ikke-stasjonære. DF-teststørrelsene for konsum, Y1, Y2, Y3, A2, r, BBL-verdi og boligpris(NR) tyder på forkastning på 10% nivå og også på 5% nivå for noen av variablene. ADF-teststørrelsene gir bare forkastning for Y1, A2, r, BBL-verdi og boligpris(NR) på 10% nivå. DF- og ADF-testene for begge lån-variablene og boligkapital gir negative teststørrelser, men disse er relativt langt fra de kritiske grensene. Testing av relativt veiet boligpris (Husbank-tall) styrker antakelsen om at denne variabelen er stasjonær. Det skyldes trolig at boligprisvariabelen til tross for en stigende trend, har en del svingninger rundt denne trenden. Både boligprisene og prisene for ikke-varige konsumgoder har steget, men vekstforløpet har vært forskjellig.

Testene av endringsvariablene gir ikke entydig støtte til hypotesen om at nivåvariablene er integrerte av grad én. De svake resultatene for enkelte variable kan skyldes få observasjoner ved estimeringen. Resultatene peker i riktig retning selv om vi ikke får forkastning. Jeg vil derfor anta at variablene - med unntak av boligprisvariabelen (Husbank-tall) - er integrerte av grad én.

*

*

*

⁶Konstantleddet var ikke signifikant for noen av variablene som ble testet, jfr. ligning (36)-(37).

Utgangspunktet for estimeringen var å la flest mulig variable inngå til å begynne med for så å eliminere ikke-signifikante variable etter hvert. Estimeringspakken PC-GIVE (1987), versjon 5.0 setter imidlertid en grense på 10 forklaringsvariable slik at ikke alle variable kunne testes samtidig. Med så få observasjoner som vi har her, bør det imidlertid ikke forekomme flere enn 10 forklaringsvariable siden vi da får svært få frihetsgrader. Estimeringsmetoden som er brukt på denne og de øvrige modellene er *totrinnsmetoden*. En av årsakene til at totrinnsmetoden er valgt framfor å estimere alt i ett, er at den er enkel å anvende. Dessuten blir det flere forklaringsvariable med direkte estimering siden alle variable skal inngå både med og uten lag. P.g.a. estimeringspakkens begrensning på antall høyresidige variable, kunne flere av de aktuelle konsumrelasjonene ikke estimeres v.h.a. den direkte metoden. Estimering av langtidssammenhengen, eller kointegrasjonsligningen som den også kalles, er første trinn i totrinnsmetoden. Her får vi estimert langtidssammenhengen med flere frihetsgrader enn ved den direkte metoden. Siden vi legger mest vekt på å få bestemt langtidsløsningen på en god måte, vil totrinnsmetoden være en godt egnet metode.

Modell 1. Ingen korrigeringer av inntektsbegrepet.

Ved estimeringen av konsumet av ikke-varige konsumgoder med disponibel inntekt som inntektsstørrelse, viste det seg at verken finansielle nettofordringer, totale finansielle fordringer eller de enkelte komponentene i totale finansielle fordringer hadde signifikant forklaringskraft. For å få et videre formuesbegrep, ble boligkapital lagt til nettofordringene, men heller ikke dette formuesbegrepet ga gode resultater. Alle formuesstørrelser har ett lag idet en antar at det er formuen ved utgangen av året før som har betydning for konsumet i et gitt år. Formuesstørrelsene for år t er deflatert med prisindeksen for år $t+1$. Fordi formuesstørrelsene viser verdien ved *utgangen* av året og først blir berørt av prisstigningen i året etter, vil en deflatering av formuen ved utgangen av år t med prisindeksen for år t føre til en overvurdering av formuen ved prisstigning. Ifølge Pesaran og Evans (1984) kan en slik form for deflatering føre til dynamisk feilspesifikasjon når prisene endrer seg og resultere i overprediksjon av konsumet når prisene stiger raskt. I tidligere versjoner av KVARTS og MODAG (SSBs kvartals- og årsmodeller) har man benyttet endringen i lån fra banker som forklaringsvariabel. Det viste seg imidlertid at (logaritmen til) endringen i lån fra banker og andre finansinstitusjoner ikke var signifikant. Derimot var *nivået for lån* signifikant. Mens fordringskomponenten i formuen ikke er signifikant, ser vi altså at gjeldskomponenten er en signifikant forklaringsfaktor for konsumet. Foruten lån og inntekt var andelen av hovedinntektstakere i aldersgruppen 25-44 år signifikant. Det har vært vanlig å la inntekt og lån inngå i makrokonsumfunksjonen. Aldersvariable har imidlertid ikke vært vanlige i slike funksjoner. Det er derfor interessant å se at alderen for en husholdnings hovedinntektstaker har betydning for konsumet. Resultatet er i tråd med LCH som legger vekt på at alder har betydning for konsum og sparing. Alle aldersgruppene ble testet, men det var særlig *aldersgruppen 25-44 år* som var signifikant. Dataene viser at denne andelen har steget jevnt fra 1967 da den var 28,6 prosent til 1987 da den var 41,8 prosent. Forklaringen på at det var

aldersgruppen 25-44 år som er en viktig forklaringsvariabel for konsumet ligger trolig i det at dette er relativt nyetablerte husholdninger med høyt konsumnivå i forhold til inntekten. Forsøk på å la lagget konsum inngå som forklaringsvariabel ga ikke forbedring av modellen. Arbeidsløshetsraten, realrente og relative priser var ikke signifikante. Resultatet av estimeringen for langtidssammenhengen er gjengitt i tabell 1.

Tabell 1. Estimeringsresultater for modell 1, kointegrasjonsligningen.

Estimeringsperiode: 1963 - 1987			
Venstresidevariabel: C_t			
	Koeffisient	St.error	t-verdi
Konstant	2,454	0,155	15,87
$Y1_t$	0,427	0,033	13,00
$L1_{t-1}$	0,305	0,024	12,73
$A2_t$	0,120	0,055	2,18
$R^2 = 0,99775$ $s = 0,010856$ $RSS = 0,002475$			
$RRMSE = 0,088 \%$		$DW = 1,95$	
AR(1) (1,20)	= 0,01	(4,35)	
ARCH (1,19)	= 1,38	(4,38)	
NORM	= 1,348	(5,99)	

C_t = konsum av ikke-varige goder på tidspunkt t

$Y1_t$ = Disponibel inntekt for husholdningene på tidspunkt t

$L1_t$ = Samlet utlån fra finansinstitusjoner til husholdningssektoren på tidspunkt t, deflatert med prisindeksen på tidspunkt t+1.

$A2_t$ = andel av hovedinntektstakerene i aldersgruppen 25-44 år

Teststørrelser:

R^2 = multippel korrelasjonskoeffisient

s = estimert standardavvik rundt regresjonsplanet

RSS = summen av de kvadrerte residualer

RRMSE = Relative Root Mean Square Error, d.v.s. estimert relativt avvik fra regresjonsplanet

- DW = Durbin Watson testobservator
- AR($n, T_1, k-2n$) = Lagrange - multiplikator-test for autokorrelasjon av grad n , T_1 er antall observasjoner i estimeringsperioden. k er antall estimerte parametre. F-fordelt.
- ARCH($n, T_1, k-n$) = test for heteroskedastisitet av grad n .
- NORM = Test for normalfordelte restledd, χ^2 -kvadrat fordelt

Størrelser i parentes er kritiske verdier på 5% signifikansnivå.

Resultatene viser at alle variablene er signifikante. Testene for autokorrelasjon, heteroskedastisitet og normalfordelte restledd er ikke signifikante og antyder at restleddene har ønskede egenskaper. Figurer tilknyttet modell 1 følger i vedlegg 3. En interessant egenskap ved variablene er *stabiliteten*. I figur 1-3 fremkommer de *rekursive estimatene* for de tre høyresidevariablene. Den rekursive estimeringen tar utgangspunkt i et visst antall observasjoner og beregner estimater for koeffisientene. Deretter beregnes nye estimater ved at stadig flere observasjoner inngår i estimeringen. Variabelen for alder viser en bra stabilitet fra 1981. Når det gjelder disponibel inntekt, ser en at kurven får en *knekk i 1984* og er noe *ustabil etter* dette tidspunktet. På samme tidspunkt får også kurven for lån en *knekk*. Denne ustabiliteten har trolig sammenheng med dereguleringen i kredittmarkedet som skjedde omtrent på denne tiden. Dereguleringen i boligmarkedet skjedde noe før, men effekten av dette ble forsterket av dereguleringen i kredittmarkedet. Den estimerte koeffisienten for lånvariabelen blir høyere etter 1984, noe som tyder på at husholdningene har tatt opp lån for å finansiere noe av sitt konsum. Figur 4 i vedlegg 3 viser en stabilitetstest (CHOW-test) for alle variablene i modellen. Den kritiske grensen overstiges i perioden 1984 til 1986, og det kan forkastes at det er stabilitet i denne perioden.

Ved å estimere for perioden 1963 til 1983 og lage "forecasts" for de 4 neste årene, kan man teste stabiliteten i forecast-perioden v.h.a. en CHOW-test. Testobservatoren $CHOW(T_2, T_1, k)$ der T_2 er antall observasjoner i post-sample perioden er F-fordelt. Estimeringen ga som resultat at $CHOW(4,17) = 3,26$ med en kritisk grense på 2,96. Nullhypotesen om *stabilitet i forecast-perioden* ble således *forkastet*.

Residualplottet gir ikke grunn til å forkaste at restleddet har gode egenskaper.

Tester for kointegrasjon.

Ved testing av kointegrasjon var DW-observatoren 1,95, mens den kritiske grensen er 0,78 i tilfellet med bare én forklaringsvariabel. DF-kointegrasjonstesten ga en testobservator på -4,75. Grensen er -4,35 i tilfellet med 50 observasjoner. ADF-testen ga en testobservator lik -5,04, med en kritisk grense på -3,98 for 50 observasjoner. Det finnes ikke kritiske grenser for færre observasjoner, og her har vi bare data for om lag 25 år.

Det er derfor vanskelig å si noe bestemt om hvorvidt variablene er kointegrerte. Resultatene gir imidlertid ikke klare signaler om at variablene *ikke* er kointegrerte. H_0 er at variablene ikke kointegrerer. Nullhypotesen kan ikke forkastes på sikkert grunnlag, men det betyr ikke at H_0 gjelder. Jeg antar derfor at variablene er kointegrerte og går videre til trinn to i estimeringen. Det er beregnet residualer for langtidssammenhengen i første trinn. Residualene med ett lag uttrykker avviket fra langtidsløsningen i foregående periode. Dette avviket antas å ha betydning for tilpasningen i inneværende periode. Dersom avviket i periode $t-1$ er positivt slik at husholdningene har konsumert mer enn langtidsløsningen indikerer, vil det gi en reduksjon i konsumet i periode t . Feiljusteringsleddet jfr. (29) er ivaretatt ved å la lagget residual inngå, mens leddet for integral kontroll ikke er ivaretatt siden nettoformuen ikke var signifikant og det bare er lån som inngår i modellen. Endringsvariablene i korttidssammenhengen (se tabell 2) antas å være integrerte av grad 0. Når variablene i langtidssammenhengen er kointegrerte, er residualet fra kointegrasjonsligningen integrert av grad 0. I korttidssammenhengen vil det derfor bare inngå variabler med samme integrasjonsgrad, noe som er nødvendig for at estimeringen skal gi mening. Resultatene av estimeringen av korttidssammenhengen (2. trinn) er gjengitt i tabell 2.

Resultatene viser at alle variablene som var signifikante på nivåform også er det på endringsform. Feiljusteringsleddet har negativ koeffisient og signifikant forklaringskraft for endring i konsumet. CHOW-testen er den eneste som er signifikant, og det innebærer at *nullhypotesen om stabilitet forkastes*. Den samme ustabiliteten som en fant i langtidsløsningen finnes også i korttidssammenhengen. Det er imidlertid ikke så alvorlig med ustabilitet i korttidsløsningen som i langtidsløsningen. De rekursive estimatene for endringsvariablene og laggede residualer finnes i vedlegg 3 (figur 6-9). Koeffisienten for aldersvariabelen er fortsatt stabil, mens koeffisientene for disponibel inntekt og lån er ustabile. Dette er mest markert for lån-variabelen, der koeffisientestimatet øker ganske sterkt etter 1984 for så å avta igjen etter 1986. Residualet er også ustabil, men det har nær sammenheng med ustabiliteten i langtidssammenhengen som overføres til korttidssammenhengen. CHOW-testen i figur 10 tyder på *ustabilitet i perioden 1983 til 1987*.

Residualer med grenser lik $\pm 2x$ standard error inngår i figur 11. Det er ikke klare tendenser til mønster i residualene, og figuren gir ikke grunn til å forkaste antakelsen om normalfordelte restledd.

Tabell 2. Estimeringsresultater for modell 1, error correction modell.

Estimeringsperiode: 1964-1987 - 4 forecasts Venstresidevariabel: dC_t			
	Koeffisient	St.error	t-verdi
$dY1_t$	0,530	0,080	6,66
$dL1_{t-1}$	0,220	0,053	4,12
$dA2_t$	0,208	0,078	2,66
$Res(1)_{t-1}$	-1,274	0,264	-4,82

$Res(1)_t = C_t - 2,45 - 0,43 Y1_t - 0,31 L1_{t-1} - 0,12 A_t$

$s = 0,008388$ $RSS = 0,001126$

$RRMSE = 27,48\%$ $DW = 1,89$

AR(1) (1,15)	= -0,07	(4,54)
ARCH (1,14)	= 0,31	(4,60)
NORM	= 1,024	(5,99)
CHOW(4,16)	= 3,91	(3,01)

Føyning.

Til slutt i vedlegg 3 finnes figurer som illustrerer modellens føyningsegenskaper. Den første (figur 12) illustrerer forskjellen mellom (logaritmen til) faktisk konsum og estimert konsum for langtidssammenhengen i tilfellet hvor 4 observasjoner er satt av til "forecasts". Den andre figuren (figur 13) viser tilsvarende sammenheng mellom estimerte og faktiske størrelser for error correction-modellen. Dette er igjen omregnet til nivåform og illustrert i figur 14. Selv om avviket mellom faktiske og observerte størrelser er større etter 1983, er det likevel relativt god føyning.

Dynamisk simulering.

De estimerte relasjonene fra trinn 1 og 2 med estimeringsperiode fra 1963 til 1983 er omregnet til én relasjon. På basis av denne relasjonen er det v.h.a. analyseprogrammet TROLL (1983) foretatt dynamisk simulering av modell 1 fram til 1987. Resultatet av simuleringen er illustrert i figur 15 der faktisk konsum (logaritmen) og simulert konsum inngår på nivåform. Føyningen er bra til 1984, men konsumet blir underestimert i perioden 1984 til 1987.

Modell 2. Tilfelle med kredittregulering, korrigering av inntekt.

I denne modellen defineres inntekten, Y_2 , på følgende måte:

Y_2 = Disponibel inntekt
- fremmede renter
+ erstatninger i livsforsikring
- inntekt av bolig ifølge nasjonalregnskapet
+ korrigert inntekt av bolig
+ beregnet inntekt av bil
+ beregnet inntekt av varige konsumgoder

Korrigeringene er foretatt i h.h.t. tilfellet med kredittregulering i del IV.

Tabell 3. Estimeringsresultater for modell 2, kointegrasjonsligningen.

Estimeringsperiode: 1962 - 1987			
Venstresidevariabel: C_t			
	<u>Koeffisient</u>	<u>St.error</u>	<u>t-verdi</u>
Konstant	2,765	0,139	19,92
Y_{2t}	0,424	0,028	15,30
L_{2t}	0,278	0,020	14,02
A_{2t}	0,115	0,044	2,62
$R^2 = 0,998031$ $s = 0,009254$ $RSS = 0,002684$			
$RRMSE = 0,0857 \%$		$DW = 2,45$	
AR(1) (1,21) = 2,23 (4,32)			
ARCH (1,19) = 0,49 (4,35)			
NORM = 1,12 (5,99)			

L_{2t} = Samlet utlån fra finansinstitusjoner til husholdningssektoren på tidspunkt t , deflatert med prisindeksen på tidspunkt t .

Ved estimeringen viste det seg at lån og aldersgruppen 25-44 år fortsatt var de eneste signifikante variablene foruten inntektsvariabelen. Resultatene ble imidlertid bedre når en brukte *lån i inneværende periode* (L2) i stedet for lagget lån (L1). Dette skyldes trolig at når det er reguleringer i kredittmarkedet, vil det være en nær sammenheng mellom de lån konsumentene kan få og det konsumet de kan oppnå. I del III av denne rapporten ble det vist at kredittregulering rammer husholdningene hardere jo større forskjellen på utlåns- og innskuddsrenten er. Et forsøk på å bruke realrentedifferansen som forklaringsvariabel ga ingen signifikant forklaringskraft. Resultatene for estimeringen av langtids-sammenhengen er gjengitt i tabell 3. Alle figurer tilknyttet modell 2 finnes i vedlegg 4.

Resultatene viser at koeffisientene er relativt like for de to modellene. T-verdiene er høyere for alle variablene i modell 2. Mens en partiell inntektsøkning på 1 prosent gir en konsumøkning på 0,43 prosent i modell 1, er den tilsvarende økningen 0,42 prosent i modell 2. Dette kan tyde på at inntektskorrigeringsene som er gjort ikke har så stor betydning for konsumet.

R^2 er noe høyere og estimert standardavvik og RRMSE noe lavere i modell 2 enn modell 1. Testene for restleddene er ikke signifikante. Teststørrelsen for autokorrelasjonstesten viser imidlertid en verdi som er mye nærmere den kritiske grensen enn tilfellet var i modell 1. En høyere Durbin Watson-størrelse peker i samme retning, slik at det er negativ, men ikke signifikant autokorrelasjon i modell 2. Autokorrelasjonstester av høyere orden ga ingen forkastning av hypotesen om ingen autokorrelasjon.

Parameterstabilitet.

De rekursive estimatene er vist i figur 1-3 i vedlegg 4. Figurene for inntekt og lån viser det samme krumningsmønsteret som i modell 1, men *utslagene er mer dempet*. De rekursive estimatene for inntekt avtar noe etter 1984. Det kan ha sammenheng med at det ble slakket av på kredittreguleringene på den tiden. Husholdningene fikk økte muligheter til å finansiere sitt konsum med lånte midler, slik at inntekten dermed fikk noe mindre betydning. I tråd med dette viser estimatene for lån-koeffisientene en stigning etter 1984. Aldersvariabelen har stabile koeffisientestimater i begge modellene. Selv om de rekursive plottene tyder på *bedre stabilitet enn i modell 1*, viser CHOW-testen i figur 4 at *hypotesen om stabilitet kan forkastes* sist i perioden 1986-1987. En CHOW-test for stabiliteten i post-sample perioden fra 1984 til 1987 ga testobservatoren $CHOW(4,18) = 2,65$, mens den kritiske grensen er 2,93. I motsetning til i modell 1 kan en her *ikke forkaste nullhypotesen om stabilitet i forecast-perioden*.

Tester for kointegrasjon.

Kointegrasjonstester ga følgende resultater:

DW-observator = 2,45
DF-observator = -6,37 (-4,35)
ADF-observator = -4,83 (-3,98)

Resultatene tyder på at H_0 om at det ikke er kointegrasjon mellom variablene i kointegrasjonsligningen trolig kan forkastes. En må imidlertid ta forbehold om at de kritiske grensene kan være noe forskjellige fra det som er oppgitt i parentes p.g.a. at en har færre observasjoner enn det grensene gjelder for. Estimeringsresultatene fra 2. trinn er vist i tabell 4.

Tabell 4. Estimeringsresultater for modell 2, error correction modellen.

	Koeffisient	St.error	t-verdi
dY_{2t}	0,377	0,083	4,55
dL_{2t}	0,271	0,062	4,38
dA_{2t}	0,272	0,077	3,55
$Res(2)_{t-1}$	-1,419	0,232	-6,11

$Res(2)_t = C_t - 2,76 - 0,42 Y_{2t} - 0,28 L_{2t} - 0,12 A_t$

$s = 0,009574$ $RSS = 0,001204$

$RRMSE = 27,73\%$ $DW = 2,06$

AR(1) (1,16) = 0,17 (4,49)
ARCH (1,15) = 0,31 (4,54)
NORM = 0,82 (5,99)
CHOW (4,16) = 2,44 (2,96)

Også i modell 2 er *endningsvariablene* for inntekt, lån og aldersfordeling signifikante. Koeffisientestimatet for endringen i inntekt er relativt forskjellig i de to modellene. Koeffisientestimatet er 0,38 i modell 2 mens det var 0,53 i modell 1. De øvrige koeffisientestimatene er større i modell 2 enn i modell 1. Det samme gjelder t-verdiene. Koef-

fisienten foran feiljusteringsleddet er dessuten større i tallverdi i modell 2 enn i modell 1. Et avvik fra langtidsløsningen gir således størst utslag i konsumet i modell 2.

Testene for restleddene i de to modellene gir omtrent de samme resultatene.

Parameterstabilitet.

Testobservatoren for stabilitet i forecastperioden, CHOW (4,16) er lik 2,44, og den kritiske grensen er 2,96. En kan dermed *ikke forkaste* at det er *stabilitet i forecast-perioden* på 5% nivå. De rekursive estimatene finnes i vedlegg 4, figur 6-9. Figurene viser at det er noe ustabilitet i perioden 1986 til 1987 for inntekt, lån og residual, men det kan se ut som at det er bedre stabilitet i modell 2 enn modell 1. Eventuell ustabilitet i langtidssammenhengen forplanter seg til korttidssammenhengen. Fordi det var mer ustabilitet i langtidssammenhengen for modell 1 enn modell 2, er det også mest ustabilitet for lagget residual i modell 1. Figur 10 viser at *hypotesen om stabilitet må forkastes for perioden 1986-1987*. Dette resultatet er likevel bedre enn for modell 1 hvor det er ustabilitet i en lengre periode.

Føyning.

Figur 12-14 viser at modell 2 fanger opp utviklingen i konsumet relativt bra, spesielt i begynnelsen av forecast-perioden fra 1983 til 1987. Den dynamiske simuleringen, illustrert ved figur 15, sier mer om modellens evne til å forutsi konsumutviklingen enn den statiske fremskrivningen basert på feiljusteringsmodellen. I stedet for historiske verdier benyttes modellberegnete verdier for lagget konsum i simuleringen. Utgangspunktet er en ligning basert på trinn 1 og 2 med estimeringsperiode fra 1963 til 1983. Modellen fanger opp konsumutviklingen på en tilfredsstillende måte helt til det siste året hvor en får overprediksjon.

Alternativt inntektsbegrep i tilfellet med kredittregulering.

En kan argumentere for at inntekt av bolig, bil og varige goder ikke er konsummotiverende når det er imperfeksjoner i kredittmarkedet, siden dette ikke er inntekt med samme grad av likviditet som f.eks. lønnsinntekt. Forsøk på å estimere med inntektsbegrepet Y2 fratrukket disse inntektskomponentene ga resultater som var svært like de som er presentert for modell 2. I den grad det var noen forskjell, var resultatene best for den presenterte modellen.

Modell 3. Tilfelle uten kredittregulering, korrigering av inntekt.

Ifølge tilfellet uten kredittregulering i del IV er inntekten, Y_3 , definert på følgende måte:

- Y3 = disponibel inntekt
- inflasjonstap
- + verdistigning på bolig (Husbankens prisindeks)
- inntekt av bolig ifølge nasjonalregnskapet
- + korrigert inntekt av bolig
- + beregnet inntekt av bil
- + beregnet inntekt av varige konsumgoder

Ved estimering med Y_3 som inntektsvariabel viste det seg at to forklaringsvariable i tillegg til de som var signifikante i modell 1 og 2 har signifikant forklaringskraft for konsumet. Disse to variablene var *realrente etter skatt for utlån* og *verdien av boligkapitalen* basert på byggekostnadsindeksen. Estimeringen ga resultater som angitt i tabell 5. Alle figurer som gjelder modell 3 finnes i vedlegg 5.

Tabell 5. Estimeringsresultater for modell 3. Kointegrasjonsligningen.

	Koeffisient	St.error	t-verdi
Konstant	2,348	0,290	8,08
Y_3	0,084	0,051	1,63
r_t	-0,231	0,043	-5,32
A_2	0,270	0,071	3,80
BK_{t-1}	0,368	0,046	8,05
L_2	0,270	0,034	7,99

$R^2 = 0,998441$ $s = 0,009507$ $DW = 2,24$

$RSS = 0,001717$ $RRMSE = 0,0731$ %

AR(1) (1,18)	= 0,50	(4,41)
ARCH (1,17)	= 0,72	(4,45)
NORM	= 1,94	(5,99)

r_t = realrente etter skatt for utlån på tidspunkt t

BK_t = verdien av boligkapitalen basert på byggekostnadsindeksen

En ser av resultatene at inntektselastisiteten på 0,08 er betydelig lavere enn i modell 1 og 2 hvor de er henholdsvis 0,43 og 0,42. Forklaringen er trolig at boligkapital og inntekt er sterkt korrelert, slik at boligkapitalen fanger opp noe av forklaringskraften fra inntekten. *Inntekten* er heller *ikke signifikant* i denne modellen. Det ble forsøkt å estimere *modell 3 uten inntekt*. Dette ga omtrent like bra resultater på mange punkter. CHOW-testene for stabilitet i forecastperioden ga teststørrelser på henholdsvis 1,68 og 0,67 for langtids- og korttidssammenhengen. Dette er bedre enn resultatene for alle de tre andre modellene. Stabilitetstesten for error correction modellen forkastet imidlertid stabilitet i perioden 1978 til 1982. Dessuten ga den dynamiske simuleringen noe dårligere resultater. Med vekt på siste punkt er det valgt å presentere *modell 3 med inntekt* som den beste av disse to modellene.

Koeffisienten for *lån*-variabelen er omtrent den samme for alle tre modellene. Koeffisienten for *alders*variabelen har imidlertid forandret seg fra 0,12 i modell 1 og 2 til 0,27 i modell 3. I en modell hvor en går ut fra at det ikke har vært kredittregulering har altså *inntekts*variabelen mindre betydning og *alders*variabelen større betydning for konsumet på lang sikt enn i en modell hvor det antas at det har vært regulering. *Lån*-variabelens betydning for konsumet i langtidssammenhengen er derimot *lite avhengig* av antakelse om *regime*. En *rente*endring gir både en inntekts- og en substitusjonseffekt. Inntekts-effekten fanges opp av inntektsvariabelen, Y_3 , mens substitusjonsvirkningen fanges opp av rentevariabelen. Estimeringsresultatene viser at jo høyere rentesatsen er, jo lavere blir konsumet. Dette er i tråd med økonomisk teori forutsatt at husholdningene totalt sett står i netto gjeldsposisjon og at aktørene oppfører seg likt. En økning i rentesatsen f.eks. fra 10 til 11 prosentpoeng, gir 2,3 prosents reduksjon i konsumet. Renteeffekten er således relativt sterk. Det er et rimelig resultat at *boligkapitalen* har betydning for konsumet når vi ser på tilfellet uten regulering på kredittmarkedet. Da kan konsumenten ta opp lån til konsum som er høyere jo høyere verdien av boligkapitalen er. Samtidig vil realverdien av *prisstigningseffekten* for boliger være fanget opp av inntektsvariabelen.

Også i denne modellen hvor det antas at det ikke er kredittreguleringer, er det lån i inneværende periode som er brukt som forklaringsvariabel. *Lån*variabelen har positivt fortegn. Når husholdningene ikke står overfor kredittasjonering, skulle en kanskje forvente av de ville være mer forsiktige med å finansiere konsum med lån jo større gjeldsbyrden er. Én forklaring på at denne variabelen er signifikant og har positivt fortegn kan være at selv om det antas at man har et regime uten reguleringer, vil det alltid i praksis være noen som er rasjonerte. Når det så innvilges nye lån, vil noe av lånene gå til konsum. En annen forklaring kan ha sammenheng med positive inntektsforventninger. I midten av 1980-årene fikk vi et kraftig oppsving i konsumet. De fleste

så lyst på utsiktene til en fortsatt god økonomisk situasjon, og mange tok opp lån til konsum.

Det kan være vanskelig å lage en modell som gir god beskrivelse av konsumutviklingen for hele estimeringsperioden dersom graden av kredittrasjonering har variert i perioden. En skulle kanskje tro at lånvariabelen ville miste noe av sin forklaringskraft etter dereguleringen i kredittmarkedet omkring 1984. Når lånvariabelen fortsatt har forklaringskraft etter 1984, både i modell 2 og 3 (se figur 2, modell 2 og 3), har dette trolig sammenheng med tidligere nevnte positive inntektsforventninger. Koeffisientene for lånvariablene endres noe etter 1984, men endringene er ikke dramatiske.

Valg av modell 2 eller 3 som den beste modellen gir ikke grunnlag for å si om det har vært regulering eller ikke. Man kan bare undersøke om tilpassing av inntektsbegrepet til forskjellige antakelser om kredittregime bidrar til modeller med bedre egenskaper enn modell 1. Ut fra de rekursive plottene kan man imidlertid finne støtte til en antakelse om regimeendring hvis koeffisientestimatene endrer seg betydelig og stabiliserer seg på et nytt nivå.

Testing av stabilitet.

Estimering av langtidssammenhengen for perioden 1963-1987 - "forecasts" for de siste fire årene ga følgende resultat:

$$\text{CHOW } (4,15) = 2,01 \quad (3,06)$$

Resultatet kan tas som tegn på at det er *stabilitet i forecastperioden*. Koeffisientestimatenes stabilitet er illustrert i figur 1-5 i vedlegg 5. *Inntektsvariabelen* viser relativt stor grad av stabilitet, også i de siste årene. *Lånvariabelen* viser noe ustabilitet fra 1984, men er klart innenfor konfidensintervallet fra 1984. Sammenligning med modell 2 er noe vanskelig siden skalaen ikke er lik, men det kan se ut som stabiliteten er om lag like bra. Lån-koeffisienten faller igjen i slutten av estimeringsperioden. En mulig tolkning av dette kan være at finansinstitusjonene har begynt å bremse på utlånene igjen. Tidligere var det myndighetene som stod for regulering av utlånsvirksomheten, slik at bankene ikke fikk låne ut så mye de ønsket. Etter dereguleringen lånte finansinstitusjonene ut penger uten å foreta tilstrekkelige risikovurderinger i en del tilfeller. Dette har gitt bankene tap. Finansinstitusjonene satser derfor nå på en *mer restriktiv utlånspolitikk*, men denne gang styrt av bankene selv. *Aldersvariabelen* har en liten ustabilitet omkring 1984 som ikke forekommer i modell 2. Når det gjelder *boligkapitalen*, ser koeffisientestimatene ut til å ha en stigende trend fra 1983, men det er ikke tegn til dramatisk ustabilitet. Estimaten for *utlånsrenten* avtar noe fra 1983 til 1984, men er stabilt etter dette. Figuren for testing av stabiliteten for alle variablene i modellen (CHOW-test) er ikke med i vedlegg 5 siden det ikke ble forkastning for noen periode. *Hypotesen om stabilitet i hele perioden fra 1962 til 1987 kan dermed ikke forkastes*. Resultatene gir dermed lite støtte til

en antakelse om regimeendring.

Residualene i figur 6 viser et pent forløp. Dette stemmer overens med testene for autokorrelasjon, heteroskedastisitet og normalfordeling.

Tester for kointegrasjon.

Modell 3 inneholder to variable i tillegg til de som inngår i modell 1 og 2. Tidligere ble det vist at integrasjonstestene for disse to variablene, boligkapital og rente, tyder på at renten er integrert av grad én, mens det er usikkert om det samme gjelder boligkapitalen. Kointegrasjonstestene ga følgende resultater:

DW-observatoren	=	2,24	
DF-observatoren	=	-5,54	(-4,76)
ADF-observatoren	=	-3,72	(-4,15)

De to første testobservatorene tyder på at variablene i langtidssammenhengen kointegrerer. ADF-testen, derimot, gir ikke forkastning av hypotesen om ingen kointegrasjon på 5% nivå. Av dette kan vi imidlertid ikke slutte at nullhypotesen gjelder. Det er således noe uklart om variablene i langtidsløsningen kointegrerer. Så lenge det motsatte ikke er bevist, vil jeg gå videre med estimeringen av annet trinn og ta denne usikkerheten med i en helhetsvurdering av modellene til slutt. De laggede residualene innsatt i korttidssammenhengen gir resultater som angitt i tabell 6.

Mens inntekten på nivåform ikke var signifikant i langtidsløsningen, er *endringen i inntekt signifikant*. Endringen i lånvariabelen er derimot *ikke signifikant*. Forsøk på å estimere modellen uten endring i lån ga ikke bedre resultater. En kunne da forkaste hypotesen om stabilitet både i forecastperioden og for perioden 1980-1987 ved estimering uten forecasts. Dessuten tydet testing av restleddene på at en kunne forkaste at det ikke er autokorrelasjon i modellen.

Både koeffisienten for inntektsvariabelen og lånvariabelen er lavere enn i de andre to modellene. Det skyldes at det er kommet inn flere andre variable som også kan bidra til å forklare konsumutviklingen. Til tross for det har aldersvariabelen størst effekt for konsumet på kort sikt i modell 3 der koeffisienten er 0,33. Til sammenligning er koeffisienten for inntekten bare 0,13.

**Tabell 6. Estimeringsresultater for modell 3.
Error correction modellen.**

Estimeringsperiode: 1964-1987 - 4 forecasts			
Venstresidevariabel: dC_t			
	Koeffisient	st.error	t-verdi
$dY3_t$	0,127	0,053	2,42
dr_t	-0,195	0,049	-3,97
$dA2_t$	0,332	0,084	3,95
dBK_{t-1}	0,418	0,062	6,76
$dL2_t$	0,129	0,079	1,64
$Res(3)_{t-1}$	-1,203	0,250	-4,82

$Res(3)_t = C_t - 2,35 - 0,08 Y3_t + 0,23 r_t - 0,27 A2_t - 0,37 BK_{t-1} - 0,27 L2_t$

$s = 0,008438$ $DW = 1,99$

$RSS = 0,000997$ $RRMSE = 25,86 \%$

$AR(1) (1,13) = -0,20 (4,67)$
 $ARCH (1,12) = 0,52 (4,75)$
 $NORM = 0,78 (5,99)$
 $CHOW(4,14) = 1,24 (3,11)$

Parameterstabilitet.

Figur 7-12 i vedlegg 5 viser de rekursive estimatene for endringsvariablene. Koeffisient-estimatet for endring i inntekten er relativt stabilt fra 1979. Mens det er en svakt fallende trend for estimatet til inntekten, er det en stigende trend for lån i perioden 1980-1986. Stigningen i estimatet for endringen i lån er sterkest fra 1984 til 1986, og det har trolig sammenheng med dereguleringen i kredittmarkedet. Koeffisientestimatene for endring i alder og utlånsrente er relativt stabile fra 1981. Når det gjelder boligkapitalen, får estimatet et utslag i 1986, men er tilbake på sitt opprinnelige nivå i 1987. Lagget residual viser stor grad av stabilitet i 1980-årene trolig fordi det er bra stabilitet i langtidsløsningen. CHOW-testen for stabilitet i estimeringsperioden 1963 til 1987 ga tilfredsstillende resultater. *Nullhypotesen om stabilitet kunne ikke forkastes.* Ifølge tabell 6 er CHOW (4,14) lik 1,24, mens den kritiske grensen er 3,11. Det gir en klar indikasjon om at nullhypotesen om *stabilitet i forecastperioden ikke kan forkastes.*

Teststørrelsene i tabell 6 og figur 13 tyder på at modellen har pene restledd.

Føyning.

Figur 14 i vedlegg 5 viser at langtidssammenhengen ikke treffer helt nivået etter 1983, men stigningstakten føyer bra i store deler av forecastperioden. Tilsvarende viser figur 15 bra føyning for korttidssammenhengen i perioden 1984 til 1986. Figur 16 viser føyningen for korttidssammenhengen omregnet til nivåform. De estimerte verdiene ligger under de faktiske verdiene i hele perioden fra 1970. Det skyldes at en underestimering i begynnelsen av denne perioden vil forplante seg videre siden de estimerte endringene i konsumet fortløpende legges til den faktiske verdien i starten av estimeringsperioden. Figur 17 viser resultatet av den dynamiske simuleringen. Modellen fanger opp konsumutviklingen på en tilfredsstillende måte med unntak av det siste året som er med i estimeringen. Avviket kan skyldes at det er foreløpige tall for 1987 som inngår i estimeringen. En annen forklaring kan være at de lånene som ble tatt opp i 1987 ikke gikk til konsum i samme grad som tidligere fordi husholdningene var redde for å trekke på seg enda større gjeldsforpliktelser enn de allerede hadde. I noen tilfeller kan det til og med tenkes at husholdninger har måttet ta opp lån for å være i stand til å betale renter og avdrag på de lånene de har fra før.

Sammenligning av modeller.

Encompassing-tester.

Jeg vil nå forsøke å sette de tre modellene opp mot hverandre. I PC-GIVE finnes prosedyrer for å teste modeller opp mot hverandre. Testingen foregår ved såkalte "encompassing tester". Ved hjelp av fire forskjellige teststørrelser testes det om den ene modellen beskriver dataene minst like godt som den andre modellen og vice versa. Testresultatene for *sammenligning av langtidsløsningene for modell 2 og 3* er vist i tabellen nedenfor. Tallene i parentes er kritiske verdier på 5 prosent nivå. Fordelingen for teststørrelsene er angitt i tabellen. (De to første testene er tosidige).

modell 3 vs. modell 2			Test	modell 2 vs. modell 3		
-2,054	(1,96)	N(0,1)	Cox	-3,866	(1,96)	N(0,1)
1,541	(1,96)	N(0,1)	Ericsson IV	2,573	(1,96)	N(0,1)
2,335	(3,84)	Chi ² (1)	Sargan	8,069	(7,81)	Chi ² (3)
2,517	(4,42)	F(1,18)	Joint model	3,742	(3,16)	F(3,18)

Ved å teste modell 3 mot modell 2 kan ikke nullhypotesen om at modell 3 er best forkastes, med unntak av Cox-testen. Testing av modell 2 mot modell 3 gir forkastning av nullhypotesen om at modell 2 er bedre enn modell 3 for alle testene. Resultatene tyder dermed på at *modell 3 er best av de to* modellene når det gjelder langtidsløsningen. En tilsvarende test mellom modell 3 og modell 1 gir *ikke* entydig resultat. Testen viser at en kan forkaste at modell 1 er bedre enn modell 3, men ikke det omvendte for de to siste testene. Encompassing test mellom modell 1 og 2 gir ikke forkastning av at modell 1 er bedre enn modell 2 og heller ikke forkastning av at modell 2 er bedre enn modell 1. Konklusjonen av testene for langtidssammenhengene er at *modell 3 er best*.

Når det gjelder *korttidssammenhengene*, er testene foretatt for estimeringsperioden 1964-1987. Et resultat av testingen er forkastning av at modell 1 er bedre enn modell 3, mens den motsatte hypotesen ikke kan forkastes. Encompassing test mellom korttidssammenhengene for modell 2 og 1 gir ingen forkastning av nullhypotesene. En kan derfor ikke si noe om hvilken av de to korttidssammenhengene som er best på grunnlag av encompassing tester. Testresultatene ved sammenligning av korttidssammenhengene for modell 2 og 3 er gjengitt i tabellen under.

modell 3 vs modell 2			Test	modell 2 vs modell 3		
-1,638	(1,96)	N(0,1)	Cox	-3,848	(1,96)	N(0,1)
1,240	(1,96)	N(0,1)	Ericsson IV	2,574	(1,96)	N(0,1)
4,693	(5,99)	Chi ² (2)	Sargan	9,343	(9,49)	Chi ² (4)
2,821	(3,63)	F(2,16)	Joint model	3,507	(3,01)	F(4,16)

Resultatene viser at man ikke kan forkaste at modell 3 er bedre enn modell 2. Med unntak av Sargan-testen, som også er nær ved forkastning, kan man forkaste at modell 2 er bedre enn modell 3.

Konklusjonen av å sammenligne de tre modellene v.h.a. encompassing tester er at modell 3 er best både når det gjelder langtids- og korttidssammenhengen.

Føyningssevne.

I forbindelse med dynamisk simulering og makroen TESTAAR er det mulig å få beregnet RRMSE (Relative Root Mean Square Error) som viser det relative avviket mellom estimert og faktisk konsum. Dessuten beregnes en størrelse kalt UT som gir uttrykk for hvor stor andel av den totale feilen som er tilfeldig. Det ideelle er at den tilfeldige komponenten er lik 100. I testpakken testes det samtidig (v.h.a. en F-test) om konstantleddet er null og stigningstallet én i en regresjon mellom faktisk og estimert konsum. Resultatet av denne testen er oppgitt i tabellen under som "Probability-F", d.v.s. signifikanssannsynligheten for F-testen. Durbin Watson-teststørrelsen og R² er også oppgitt i tabellen.

Modell:	RRMSE	UT	Prob.-F	DW	R ²
1	0,102	92,05	0,402	1,992	0,997
2	0,102	79,76	0,074	2,472	0,998
3	0,087	77,87	0,064	2,735	0,998

RRMSE er lavest for modell 3. Figur 17 i vedlegg 5 som illustrerer føyningen viser også bra samsvar mellom faktisk og estimert konsum. UT-størrelsen er imidlertid lavest for modell 3. Selv om den totale feilen er mindre, er *også den tilfeldige komponenten mindre*. En kan ikke forkaste nullhypotesen om at konstantleddet er null og stigningstallet én med et signifikansnivå på 5% . En kan imidlertid forkaste nullhypotesen, som innebærer forventningsretthet og effisiens, med bare 6,4 prosents sannsynlighet for å forkaste en sann H₀. Modell 1 kommer best ut dersom en ser på den tilfeldige komponenten på hele 92,05% og tilhørende høy signifikanssannsynlighet på 40,2% . R² er omtrent like høy for alle tre modellene, men høyest for modell 2 og 3. DW-størrelsen

bør man være forsiktig med å tolke siden lagget konsum inngår som forklaringsvariabel og det dessuten er relativt få frihetsgrader i modellene.

Parameterstabilitet.

CHOW-testen for *stabilitet i forecast-perioden* må tolkes med varsomhet siden den bygger på en forutsetning om lik restleddsvarians i og utenfor estimeringsperioden. Med forbehold om dette er trolig *modell 3 best egnet til å predikere* fordi teststørrelsen viser lavere verdi både for langtids- og korttidssammenhengen til tross for at det inngår flere variable i denne modellen og den kritiske grensen dermed er høyere.

De rekursive plottene for modell 1 viser ustabilitet både for langtids- og korttidssammenhengen. Resultatene for modell 2 er bedre, men også i denne modellen er det ustabilitet. Det gjør seg særlig gjeldende fra 1986 til 1987 for inntekt, lån og residual. Modell 3 viser de beste resultatene, selv om det er noe ustabilitet for lån og boligkapital. Denne modellen er den eneste som ikke gir forkastning av stabilitet i figur med CHOW-test.

Kointegrasjonsegenskaper.

Modell 1 og 2 har like mange variable slik at testresultatene er sammenlignbare. Modell 2 er best når det gjelder DW- og DF-testen, mens modell 1 er best når det gjelder ADF-testen. Med forbehold om usikkerhet m.h.t. de kritiske grensene for så få observasjoner som vi har her, *tyder resultatene på at variablene i de to langtidssammenhengene kointegrerer*. DW-testen for *modell 3* tyder på at variablene kointegrerer. DF-testen gir forkastning dersom den kritiske grensen ikke er lavere enn -5,54. ADF-testen gir derimot ingen forkastning av nullhypotesen om at variablene ikke kointegrerer.

Konklusjoner.

Når det gjelder encompassing-tester, føyningsegenskaper og stabilitet, kan det se ut som om modell 3 er best av de tre modellene som er blitt presentert. Usikkerheten rundt kointegrasjonsegenskapene teller negativt, og det er et åpent spørsmål hvor store konsekvenser det har dersom variablene ikke kointegrerer. Det at modellens øvrige egenskaper er relativt bra, kan kanskje tas som tegn på at variablene kointegrerer i tilstrekkelig grad. Modell 3 har også et svakt punkt når det gjelder forventningsretthet og effisiens, men resultatene for modell 2 er bare ubetydelig bedre. Modell 1 hadde de beste resultatene på dette punkt. De øvrige resultatene for modell 1 er imidlertid ikke så gode som for modell 2 og 3. Generelt vil det være en fordel å ha med færrest mulig forklaringsvariable i en modell. Dette taler isolert sett for modell 2 framfor modell 3. I norske modellmiljøer har en særlig vært opptatt av å fange opp konsumutviklingen fra midten av

1980-årene og finne modeller som er godt egnet til å predikere. Hvis en på bakgrunn av dette legger stor vekt på *stabilitetsegenskaper* og samtidig bruker *RRMSE som føyningsmål*, vil modell 3 komme best ut.

Alternativ modell 3.

I modell 3 er det lån i *inneværende* periode som inngår. En alternativ utforming av modell 3 er å bruke *lån i foregående periode* som forklaringsvariabel i stedet. Estimeringen viste at inntekten i langtidsløsningen var signifikant i denne alternative modellen, mens t-verdiene var lavere for de andre variablene. Estimert standardavvik var høyere og R^2 lavere både for langtids- og korttidssammenhengen i den alternative modellen (modell 3a).

Encompassing-tester tydet på at modell 3 (den presenterte modellen) er bedre enn modell 3a ved sammenligning av langtidsløsningene. Testing av korttidssammenhengene innebærer at man ikke kan forkaste at modell 3 er best. Ut fra Cox- og Ericsson IV-testene kan en forkaste at modell 3a er bedre enn modell 3. På de to siste testene er en også nær ved å kunne forkaste den samme hypotesen på 5% nivå.

En figur av *føyningen* ved dynamisk simulering for modell 3a viser underestimering i 1985 og 1986 mens man helt på slutten av 1987 får overestimering. RRMSE er lik 0,086 prosent, d.v.s. ubetydelig lavere enn for modell 3. UT-størrelsen er på hele 98,56 prosent, slik at *omtrent hele feilen består av en tilfeldig komponent*. En signifikanssannsynlighet på 85,2 prosent gir klar støtte til hypotesen om forventningsrettet og effisiens.

Testing av *stabilitet i forecastperioden* for langtidsløsningen ga best resultat for modell 3a med $CHOW(4,15)=1,75$, mens testing av korttidssammenhengen ga dårligst resultat for den alternative modellen med $CHOW(4,14)=2,39$. *De rekursive estimatene* for langtids-sammenhengen viste noe ustabilitet for lån og boligkapital. Figuren med CHOW-test ga forkastning av stabilitet i 1986-1987. For korttidssammenhengen var det noe ustabilitet for lån, boligkapital og rente. Figuren med CHOW-test tydet på ustabilitet før 1981 og i 1985-1986.

Testing av om variablene kointegrerer ga følgende resultater:

DW = 2,13 DF = -5,47 ADF = -3,91

DW- og DF-størrelsen viser lavere tallverdi enn tilsvarende størrelser i modell 3. ADF-testen gir derimot en teststørrelse som er større i tallverdi. Også for modell 3a er det

usikkert om variablene kointegrerer, og resultatene gir ingen grunn til å foretrekke den ene modellen framfor den andre på grunnlag av kointegrasjonsegenskapene.

Encompassing-testene og sammenligning av stabilitetsegenskaper tyder på at modell 3 er bedre enn modell 3a. RRMSE er omtrent den samme for de to modellene, mens modell 3a er langt bedre enn modell 3 når det gjelder forventningsretthet og effisiens. Det kan videre være en fordel å benytte lagget lån framfor lån i inneværende periode, fordi førstnevnte i større grad kan betraktes som eksogen. Det er en vurderingssak hvilken modell som er best totalt sett. Jeg har valgt å presentere modell 3 bl.a. fordi den har fortrinn når det gjelder stabilitet. Dersom man legger mer vekt på andre egenskaper, kan det være grunner for å velge den andre modellen.

Kan dereguleringen av boligmarkedet bidra til å forklare konsumutviklingen ?

Borettslagene inngår ikke i husholdningssektoren ifølge nasjonalregnskapet. Siden det er husholdningene som eier borettslagene, er det grunn til å tro at denne formuen kan ha betydning for konsumet i likhet med annen formue som husholdningssektoren disponerer. Jeg vil derfor forsøke om modellene i de foregående avsnittene kan forbedres ved at det trekkes inn en variabel som representerer borettslagsformuen. Det er spesielt interessant å undersøke denne formueskomponenten fordi prisutviklingen har vært annerledes for borettslagsboliger enn for andre boliger i markedet. Takstene lå tidligere langt lavere enn markedsprisen for tilsvarende boliger. Selv om takstene ble oppjustert med jevne mellomrom, var likevel *nivået* lavere. I 1982-1983 ble takstplikten for borettslagsboliger delvis opphevet. Samtidig ble takstene kraftig oppjustert slik at reguleringene trolig ikke lenger var effektive. I løpet av 1980-årene har omsetningsprisene på borettslagsboligene steget til om lag samme nivå som markedsprisene for andre boliger.

Nettoverdien av borettslagene er beregnet i h.h.t. avsnitt V. Denne variabelen stiger kraftig fra 1982 til 1983. For å fange opp økningen i konsumet omkring 1985, ble det forsøkt å bruke flere lag i estimeringen. En mulig hypotese er at verdistigningen for borettslagene først gjenspeiles i konsumet noen år senere som følge av bedre lånemuligheter etter dereguleringen i kredittmarkedet. Fordi dereguleringen i bolig- og kredittmarkedet skjedde omtrent på samme tid, ble trolig virkningene forsterket. Dereguleringen i boligmarkedet ville ikke hatt så stor betydning hvis ikke husholdningene samtidig hadde fått bedre muligheter til å ta opp lån for å kjøpe ny/dyrere bolig og ta opp konsumlån mot pant i boligen.

Integrasjonstestene tidligere i del VI viste at nettoverdien av borettslag trolig er integrert av grad én. Det ble forsøkt å ta nettoverdien av borettslag (to alternative variable basert på de to forskjellige prisindeksene) inn i langtidsløsningen for de tidligere presenterte modellene. Estimeringer med flere lag ga lite signifikante resultater for den nye variabelen. Det beste resultatet ble oppnådd med modell 3a som utgangspunkt. Nettoverdien av borettslag med to lag fikk t-verdi nær to, og de andre variablene var klart signifikante. Kointegrasjonstestene er usikre da det ikke finnes kritiske grenser for så mange variable som inngår i kointegrasjonsligningen. DW- og DF-testene kan gi forkastning av nullhypotesen om at variablene ikke er kointegrerte, mens ADF-testen ikke gir forkastning slik som tilfellet var for modell 3. De rekursive estimatene tydet på ustabilitet, men CHOW-testen for alle variablene samlet og for modellen med 4 forecasts var ikke signifikante. Til tross for usikkerhet m.h.t. kointegrasjon, ble 2. *trinn* estimert. Her viste de rekursive estimatene *ustabilitet* for de fleste variablene. Nullhypotesen om stabilitet i forecast-perioden ble forkastet. Dessuten viste CHOW-figurene ustabilitet i 1977-1981 og 1983-1987 (CHOW-test med tiltakende horisont) og i 1984 (CHOW-test med avtakende horisont). Encompassing-tester er ikke mulig med så mange observasjoner som inngår i denne modellen. Dynamisk simulering er ikke foretatt, siden ustabiliteten

tyder på at modellen ikke er god nok. Konklusjonen er at *modell 3 trolig er minst like bra* som denne siste modellen.

Forsøk på å estimere modellen over med lån uten lag (L2) ga ikke signifikante resultater for nettoverdien av borettslag, verken med 2 lag eller noen annen lagstruktur. Estimering med utgangspunkt i modell 2 ga heller ikke signifikante resultater.

Siden nivåvariablene for nettoverdien av borettslag ikke var signifikante, ble *error correction-modellene* presentert tidligere *supplert med endringsvariablene* for nettoverdien av borettslag. Flere varianter av endringsvariable ble forsøkt. Modell 3 (lån = L2) med endringen i nettoverdien (byggekostnadsindeksen) med to lag var signifikant når estimeringsperioden gikk fra 1965 til 1983. Ved estimeringsperiode 1965 til 1987 var ikke denne endringsvariabelen lenger signifikant, noe som tyder på dårlig forklaringskraft for de 4 siste årene. Koeffisientestimatet var svært lite: henholdsvis 0,02 og 0,01 for de nevnte estimeringsperiodene. Til sammenligning var estimatet 0,41 for endringen i lagget boligkapital. CHOW-figuren viste ustabilitet i 1982-1983 og residualplott tydet på økende varians i restleddene. Heller ikke denne modellen ser ut til å være bedre enn modell 3.

En alternativ måte for å fange opp utviklingen i boligprisene er å bruke en veiet boligprisindeks deflatert med prisindeksen for ikke-varige konsumgoder som forklaringsvariabel. Byggekostnadsindeksen (alternativt Husbank-indeksen) får langt større vekt enn prisindeksen for borettslagsboliger, henholdsvis 0,80/0,95 og 0,15/0,95. Integrasjonstestene kan tyde på at den ene variabelen er integrert av grad én, mens den andre er integrert av grad null. Forsøk på å ta variablene inn i langtidsløsningene ga ikke signifikante resultater for noen av boligprisvariablene. Heller ikke endringsvariable for nettoverdien ga signifikante resultater i error correction modellene. Fordi den ene boligprisvariabelen trolig er integrert av grad null, ble det forsøkt å ta denne *nivåvariabelen* inn i error correction modellene. Det ga ikke bedre resultater.

Resultatene av å estimere med nettoverdien av borettslag eller en veiet boligprisindeks som forklaringsvariabel tyder ikke på at disse variablene bidrar til å forbedre modellene som er omtalt tidligere. Det vil generelt være en fordel å ha med *færrest mulig forklaringsvariable* i en modell. Isolert sett taler dette for de tidligere modellene. De nye variablene har flere lag slik at det også blir færre observasjoner. Dessuten er det mer ustabilitet i de siste modellene. *Konklusjonen* blir at forsøk på å ta inn variable som fanger opp noe av endringene på boligmarkedet *ikke gir bedre modeller*. Dette kan tolkes på flere måter. Enten har ikke dereguleringen som gjelder borettslagsboliger betydning for konsumet, eller så er disse effektene fanget opp av andre variable som inngår i modellen (f.eks. boligkapital rente, lån) eller så er variablene ikke beregnet på en tilfredsstillende måte.

VII. Avslutning.

Det har vist seg vanskelig å finne en konsumsammenheng som *fullt ut* forklarer konsumutviklingen basert på norske årsdata og samtidig tilfredsstillende alle modelltekniske krav. *Korrigeringsene av disponibel inntekt* har imidlertid bidratt til å gi større grad av stabilitet og bedre føyningssevne. Det kan være at de korrigeringsene som er foretatt fortsatt ikke er gode nok. Ved å trekke inn alder, lån, boligkapital og rente får man fanget opp utviklingen som har skjedd i 1980-årene på en relativt tilfredsstillende måte. Det vil alltid være muligheter for forbedringer av en modell. Det er f.eks. mulig at det finnes *andre relevante forklaringsvariable* som ikke er testet i de tre modellene. Det er imidlertid en fordel å ha *så få variable som mulig* i en modell med så få observasjoner som årsdataene gir. Problemet med få observasjoner ville kunne avhjelpes med *kvartalsdata* i stedet for årsdata. Da vil man imidlertid støte på problemer med å skaffe data for enkelte av de variablene som inngår. En annen mulig forbedring ville være å *inndeles husholdningene i tre sosioøkonomiske grupper*: "Personlig næringsdrivende", "lønnstakere" og "Trygdede, pensjonister o.a.". Også her ville en få problemer med manglende data for enkelte variable.

Etter å ha estimert modeller basert på forskjellige antakelser om kredittregulering kan en spørre seg om resultatene tyder på at det faktisk har vært en effektiv kredittregulering. Våre resultater gir ikke et entydig svar på dette spørsmålet. Estimeringene har vist at den ustabiliteten en kunne påvise i modellen uten korrigeringsene av inntekten ble betydelig mindre i modellene med korrigeringsene. Det beste resultatet ble oppnådd i modellen med forutsetning om ingen kredittregulering. Av dette kan en imidlertid ikke slutte at det ikke har vært effektive reguleringer i kredittmarkedet. En kan kanskje tolke det dithen at ikke alle har vært rammet av kredittreguleringene, og en signifikant lånvariabel i alle tre modellene tyder trolig på at i alle fall noen har stått overfor en effektiv låneskranke.

Så langt har jeg estimert på data til og med 1987. De endelige tallene for 1988 foreligger ikke ennå. Det vil være interessant å se om det høye konsumnivået i siste halvdel av 1980-årene bare har vært et forbigående fenomen. Framtiden vil derfor kunne vise om antakelsen om en atferdsendring holder eller ikke.

Referanser.

- Ando, A. og F. Modigliani (1963), "The life-cycle hypothesis of saving", American Economic Review 530, 55-84.
- Cappelen, Å. (1980), "Inntektsfordeling og konsum 1962-1978", Artikler nr 123, Oslo: Statistisk sentralbyrå.
- Christiansen, V. og J. Serck-Hanssen (1980), "Betydningen av rentenivået for den personlige inntekts- og formuesfordelingen." NOU 1980:4 Rentepolitikk, Vedlegg 4.
- Davidson, J.E.H., D.F. Hendry, F. Srba og S. Yeo (1978), "Econometric modelling of the aggregate time-series relationship between consumers' expenditure and income in the United Kingdom", The Economic Journal 88, 661-692.
- Deaton, A og J. Muellbauer (1980), "Economics and consumer behavior" Cambridge: Cambridge University Press
- Engle, R.F. og C.W.J. Granger (1987), "Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing" Econometrica, Vol. 55, No. 2, 251-276.
- Engle, R.F. og B.S. Yoo (1987) "Forecasting and testing in co-integrated systems", Journal of Econometrics 1987/35, 143-159.
- Flemming, J.S. (1973) "The consumption function when capital markets are imperfect: The permanent income hypothesis reconsidered", Oxford Economic Papers, Vol. 25, pp 160-172.
- Friedman, M. (1957) "Theory of the consumption function". New Jersey: Princeton University Press.
- Fuller, W.A. (1976) "Introduction to statistical time series", New York, John Wiley & Sons.
- Hall, S.G. (1986) "An application of the Granger & Engle two-step estimation procedure to United Kingdom aggregate wage data", Oxford Bulletin of Economics and Statistics 48, 1986/3, 229-239.
- Hendry, D.F. og T. von Ungern-Sternberg (1981) "Liquidity and inflation effects on consumers' expenditure" in Deaton, A.S. (Ed.), "Essays in the theory and measurement of consumers' behavior", Cambridge: Cambridge University Press.
- Hendry, D.F. (1987) "PC-GIVE 5.0", An Interactive Econometric Modelling System,

University of Oxford, Institute of Economics and Statistics and Nuffield College.

Levacic, R. og A. Rebman (1982), Macro-economics, 205-228, London: Macmillian.

Magnussen, K. (1990) "Varige konsumgoder i KVARTS", kommer i serien Rapporter, Oslo: Statistisk sentralbyrå.

Moum, K. og R. Nesbakken (1990) "Nasjonalregnskapet som utgangspunkt for analyse av husholdningssektorens atferd", kommer i serien Rapporter, Oslo: Statistisk sentralbyrå.

Pesaran, M.H og R.A. Evans (1984), "Inflation, capital gains and U.K. personal savings: 1953-1981", The Economic Journal, 94 (June 1984), 237-257.

Sargan, J.D. og A. Bhargava (1983) "Testing residuals from least squares regression for being generated by Gaussian random walk", Econometrica 51, 153-174.

Skjæveland, A. (1989) "Gir økte boligpriser økt konsum ?", Sosialøkonomen 1989/1. Oslo.

Spareutredningen (1990), "Sparingens vekst og fall", Oslo: Sparebankforeningens publikasjoner, juni 1990.

Thury, G. (1989) "Dynamic Specification of Consumer Expenditure on Non-durables and Services in Austria", Empirical Economics, Vol. 16, No 1, 1989.

TROLL reference manual (1983) Center for Computational Research in Economics and Management Science. Cambridge: MIT.

VEDLEGG 1. HUSHOLDNINGENES ANDEL AV BOLIGKAPITALEN.

Dokumentasjon av beregninger.

En kan stille spørsmålstegn ved om tallene for husholdningenes andel av boligkapitalen som nasjonalregnskapet gir er gode nok. Beregningene som foretas i dette vedlegget er derfor et forsøk på å bestemme disse andelene på en alternativ og forhåpentlig bedre måte. Beregningene er basert på tallmateriale fra Folke- og Boligtellingen 1960, 1970 og 1980, Boforholdsundersøkelsen 1967, 1973 og 1981 samt Statistiske Analyser 48/82 (Boforhold og Boutgifter). I tillegg er det brukt upubliserte tall fra Boforholdsundersøkelsen 1988.

Husholdningenes andel av boligkapitalen kan beregnes på flere alternative måter, og her vil jeg konsentrere meg om to metoder. Den ene metoden (metode A) består i å se på husholdningenes andel av antall boliger, mens den andre metoden (metode B) innebærer at en ser på husholdningenes andel av boligarealet. Metode A forutsetter at alle boliger er like, slik at en liten ett-roms leilighet representerer samme beholdning av boligkapital som en stor enebolig. Siden boligarealet varierer svært mye, vil metode B trolig gi et riktigere bilde av virkeligheten selv om metoden fortsatt innebærer at en antar lik standard i alle boliger.

Det er ikke mulig å lage en sammenhengende tidsserie fra 1960 og fram til i dag. Det skyldes at tall fra de forskjellige kildene publiseres relativt sjelden. Dessuten gir ikke kildene samme type opplysninger.

Folke- og boligtellingene som foretas hvert 10. år er basert på en totaltelling. Feilkildene her kan bl.a. være uriktige svar eller mangelfullt utfylte skjemaer. Boforholdsundersøkelsen er en utvalgsundersøkelse. (Utvalget bestod av 3046 husholdninger i 1981). Her kan feilkildene være utvalgsvarians, utvalgsskjevhet og frafall. Utvalgsvariansen skyldes at resultatene bygger på opplysninger om bare en del av befolkningen som undersøkelsen omfatter. Utvalgsskjevheten skyldes at husholdninger ikke blir representert i utvalget i samme grad som i befolkningen. Frafall skyldes at folk nekter å svare, er syke el.l.

Metode A.

Tallmaterialet gir grunnlag for å beregne tall for alle år med statistikk, men tallene lengst tilbake i tid vil være mer usikre enn de seneste tallene. Det skyldes at statistikken har utviklet seg til å gi stadig bedre inndelinger og mer informasjon. For å kunne si noe om hvilken andel av antall boliger som tilfaller husholdningssektoren, er målet å finne

Vedlegg 1. Husholdningenes andel av boligkapitalen

andeler i følgende grupper:

- Eier boligen selv
- Har andel i borettslag eller bolig-aksjeselskap
- Boligen leies og eies av husholdningssektoren
- Boligen leies og eies av andre enn husholdningssektoren

Det er uproblematisk å plassere den første gruppen i husholdningssektoren. Den andre gruppen som omfatter borettslag og bolig-aksjeselskaper, plasseres i h.h.t. nasjonalregnskapet i foretakssektoren. Hvorvidt dette er det mest riktige, kan diskuteres, jfr. behandling av bolig i del II. Når det gjelder leide boliger, gruppe tre og fire, så kan disse eies både av husholdninger og andre. Statistikken gir ikke denne fordelingen for leide boliger, slik at det er på dette punktet de største problemene oppstår.

Resultatet som er delvis direkte observasjoner fra kildene og delvis beregninger, er sammenfattet i tabellen under.

%-fordeling av antall boliger

Eierforhold:	1960	1966	1970	1973	1979	1980	1981	1988
Eier	56	59	53	59	56	58	59	64
Andeler i borettslag eller A/S	8	9	13	13	17	16	16	15
Leie av bolig tilh. hush.	25	23	24	19	17	16	16	13
Leie av bolig tilh. andre	11	9	10	9	10	10	9	8

Tabell 1. Eierfordeling for antall boliger etter år. Prosent.

Vedlegg 1. Husholdningenes andel av boligkapitalen

Andeler i 1960.

Kilden er Folke- og bolig tellingen 1960. Andelen i "eier" jfr. tabell 1 ble satt lik summen av "eier alene" og "eier og bihusholdning". Grupperingene er forskjellige fra den som er i nyere statistikk. De øvrige gruppene er "leieboer alene", "leieboer med bihusholdning", "andre alene" og "andre med bihusholdning". Ut fra dette var det vanskelig å finne andeler for de 3 siste gruppene i tab. 1. Det ble derfor bare foretatt et anslag ut fra tallene for senere år. Andeler i borettslag ble således anslått til 8% . Den gjenværende andelen for leie av bolig ble så fordelt med samme forhold som tallene i 1966.

Andeler i 1966.

Kilden er Boligundersøkelsen 1967, men opplysningene gjelder 1966. "Huseiere" ble plassert i "eier". Andelseier i borettslag og aksjeeier i boligaksjeselskap kunne leses direkte ut av statistikken. Av den samlede andelen for leie ble husholdningenes andel anslått til 70% . Andelen på 70% er den samme som anslaget for 1973.

Andeler i 1970.

"Eier" kunne leses direkte ut av Folke- og bolig tellingen for 1970. "med aksje/andel med innskudd" ble plassert i den andre gruppen. På det øvrige ("uten aksje/andel med/uten innskudd" og "tjeneste- eller forpakterbolig") ble andelen på 70% brukt, jfr. 1966.

Andeler i 1973.

"Eiere" og "leieboere med innskudd" ble plassert i de to første gruppene i tab. 1. Av "leieboere uten innskudd" ble 75% antatt å tilhøre husholdningene (jfr. andeler i 1981), mens andelen for "leieboere med spesielle forhold" ble antatt å være 55% . "med spesielle forhold" omfatter tjenestebolig kårstue, trygdebolig, framleid bolig og lånt bolig. Denne andelen er basert på en slags gjennomsnittsbetraktning i forhold til andelene i 1981. Det er grunn til å tro at husholdningene eier en mindre andel av disse boligene enn de øvrige leide boligene, siden stat/kommuner og foretak eier en del av tjenesteboligene og trygdeboligene. Rene leieforhold vil ofte innebære at eieren er personlig næringsdrivende, slektninger e.l.

Andeler i 1979.

Kilden er Statistiske Analyser 48/82 som er basert på Forbruksundersøkelsen 1979. Inndelingen i kilden og dermed andelene var tilsvarende som i 1973.

Andeler i 1980.

Kilden er Kontrollundersøkelsen til Folke- og bolig tellingen i 1980. Her er tallene forbedret i forhold til hovedundersøkelsen. De to første gruppene kan leses ut direkte. Leie er fordelt på "Vanlig leie", "tjenestebolig", "leie i avgrenset tidsrom", "leie på andre vilkår". For de to første av disse formene for leie er andelene beregnet i 1981 brukt, d.v.s. henholdsvis 75% og 25% . For de to siste er andelen anslått til 70% .

Vedlegg 1. Husholdningenes andel av boligkapitalen

Andeler i 1981.

Boforholdsundersøkelsen 1981 gir tall for, foruten de to første gruppene, tall for "vanlig leieboer", "tjenestebolig, forpakterbolig" og "Kårstue, trygdebolig, uføreilighet". I denne kilden finnes også en tabell som viser eierfordeling til huset for hver av leieformene. Her finner en fordeling på "bolig-A/S", "Stat, kommune o.s.v.", "person, selskap, firma" "borettslag", "selveier + diverse" og "slektninger og andre". Ut fra disse opplysningene er andelene anslått til å være 75% for vanlig leieboere, 25% for tjenestebolig og 70% for kårstue mv.

Andeler i 1988.

Boforholdsundersøkelsen er foreløpig ikke publisert, og det ble kjørt ut lister spesielt for disse beregningene. Tabellene viste eierfordeling på følgende grupper: "Eier boligen selv", "andelseier i frittstående borettslag", "andelseier i borettslag tilknyttet boligbyggelag", "aksjeeier i bolig-A/S", "vanlig leieboer", "tjenestebolig", "forpakterbolig", "kårstue", "trygdebolig, uføreilighet", "annet" og "uoppgitt". For å finne andeler av disse som tilhører husholdningssektoren ble det kjørt ut "krysstabeller" som viste eierforhold til huset for hver av eierformene til bolig.

Eierforhold til huset omfattet følgende muligheter: "husholdninger", "hus med flere selveide boliger (sameie)", "borettslag", "bolig-A/S", "blandet vanlig utleie, selveier", "stat, kommune, offentlig institusjon", "person, selskap, firma", "slektninger", "annet eierforhold" og "uoppgitt".

Anslag for andeler tilhørende husholdningssektoren i 1988.

Eier boligen selv (56%).

100% av denne andelen tilfaller husholdningssektoren.

Andelseier i frittstående borettslag, borettslag tilknyttet boligbyggelag, aksje-eier i bolig-A/S (14,9%).

0% skal inngå i husholdningssektoren siden disse gruppene inngår i foretakssektoren i h.h.t. nasjonalregnskapet.

Vanlig leieboer (11,4%).

14% tilhører stat/kommune og inngår ikke i husholdningssektoren. Av de resterende 86% eies 63% av person/selskap/firma, 3% av sameier, 1% er blandet leie/selveier, 3% eies av "annet". Det antas at en stor del av dette tilfaller husholdningene siden de fleste gårdeiere er personlig næringsdrivende. Videre antas 15% tilhørende slektninger i sin helhet å tilfalle husholdningene.

Vedlegg 1. Husholdningenes andel av boligkapitalen

Andelen for stat/kommune har økt med 3%, mens andelen for person mv. er redusert med 5% fra 1981 til 1988. Fordelingen for øvrig er om lag den samme, og anslaget reduseres fra 75% til 70% .

Tjenestebolig (1,8%).

56% tilhører stat/kommune, 12% tilhører borettslag, 1% tilhører bolig-A/S, d.v.s. i alt 69% tilhører ikke husholdningssektoren. Av de resterende 31% tilhører 25% person mv. En relativt stor andel av dette kan være større foretak. Husholdningenes andel settes ut fra dette til 10% .

Forpakterbolig (0,2%).

48% tilhører stat/kommune. Av det resterende tilhører 43% slektninger, d.v.s. husholdningssektoren.. 9% tilhører person mv.. Anslaget for husholdningenes andel blir 50% .

Kårstue (2,7%).

82% eies av slektninger og tilfaller husholdningssektoren. En stor del av det resterende (15% "annet" og 3% "person mv.") antas å tilfalle husholdningene. Anslag: 92% .

Trygdebolig/uføreleilighet (1,2%).

67% tilhører stat/kommune, 7% borettslag og 8% bolig-A/S, i alt 82% kan ekskluderes fra husholdningssektoren. Av de resterende 18% er 17% "annet". Anslag: 2% .

Annet (3,4%).

4% tilhører borettslag, 2% tilhører bolig-A/S, 7% tilhører stat/kommune, d.v.s. i alt 13% er ikke inkludert i husholdningssektoren. 64% tilhørende slektninger tilfaller i sin helhet husholdningene. I tillegg kommer 1% tilhørende husholdningene. Av de resterende 22% antas om lag 50% å inngå i husholdningssektoren. Det gir en andel på 76% .

Uoppgitt (0,8%).

80% tilhører borettslag, 5% stat/kommune. 5% tilhører husholdningene og 10% slektninger, d.v.s. i alt 15% til husholdningssektoren.

Metode B.

Datagrunnlaget er dårligere for arealberegninger enn for antallsberegninger. Det finnes således ikke tall for årene 1960, 1966, 1970 og 1980. Resultatet for de øvrige årene er sammenfattet i tabell 2 nedenfor.

Vedlegg 1. Husholdningenes andel av boligkapitalen

%-fordeling av boligareal.

Eierforhold:	1973	1979	1981	1988
Eier	70	65	65	73
Andeler i borettslag eller A/S	11	14	12	11
Leie av bolig tilh. hush.	13	13	18	10
Leie av bolig tilh. andre	6	8	5	6

Tabell 2. Eierfordeling av boligareal etter år. Prosent.

Andeler i 1973 og 1979.

Kilden er SA 48/82. Der finnes tall for boligflate pr. bolig fordelt på eier-/leieforhold. Totalt antall boliger i 1973 og 1979 er beregnet ved å anta %-vis jevn vekst i tallene fra 1970 til 1980. Andelene i metode A er benyttet for å finne antall boliger i hver av gruppene for eierforhold. Beregnet antall boliger i hver gruppe er så multiplisert med de oppgitte arealtallene for å gi totalt areal etter eierforhold. Av dette kan man lett finne de tilsvarende andelene. For å finne husholdningenes andel av boligarealet når det gjelder leide boliger, er det brukt samme andeler som i metode A.

Andeler i 1981.

Det er også her tatt utgangspunkt i et beregnet antall boliger i 1981 lik 1.548.184. Tallet er beregnet med utgangspunkt i tallet for 1980 ifølge Folke- og bolig tellingen 1980, et tillegg for fullførte bygg i 1981 ifølge Byggearealstatistikken 1987 og et anslått fradrag på 10.000 boliger p.g.a. avgang i boligmassen.

Tabell 7 og 32 i Boforholdsundersøkelsen 1981 er krysskoblet for å gi de ønskede opplysningene. Gjennomsnittlig areal er oppgitt for forskjellige boligtyper: "Våningshus på gårdsbruk", "frittliggende enebolig" o.s.v. Videre kan man finne andelen av husholdningene som bor i de forskjellige boligtypene. En finner totalt areal for hver hustype ved

Vedlegg 1. Husholdningenes andel av boligkapitalen

å multiplisere totalt antall boliger med andelen og areal for hver hustype. Videre finnes det en tabell som viser eierforhold til de forskjellige boligtypene. Ut fra de andelene som finnes for eierforhold til huset for antall boliger, er det gjort anslag på husholdningenes andel av andelene for "vanlig leie", "tjenestebolig" o.s.v. .

Andeler i 1988.

Her er tallene fremkommet på en tilsvarende måte som under metode A. De to første gruppene i tab. 2 kommenteres ikke nærmere da andelene blir som tidligere. Jeg vil imidlertid igjen se nærmere på leieformene.

Vanlig leieboer (7,7%).

14% tilfaller stat/kommune og trekkes ut av husholdningssektoren. Det antas at alt som eies av slektninger (15%) og mesteparten av det som eies av person/selskap/firma (65%), sameier (3%) og blandet utleie/selveier (1%) tilfaller husholdningssektoren. Fordelingen på hvem som eier huset er ikke forandret nevneverdig siden 1981. Et anslag på 75% virker derfor fortsatt rimelig.

Tjenestebolig (1,8%).

11% tilhørende borettslagene, 1% tilhørende bolig-A/S, 58% tilhørende stat/kommune, til sammen 70% må trekkes ut av husholdningssektoren. Av de resterende 30% hvor 27% eies av person/firma/selskap, vil trolig flere leiligheter eies av foretak enn tilfellet var for vanlige leide boliger. Mens stat/kommunes andel var 39% for antall boliger i 1981, er andelen for areal i 1988 58% . Dette tyder på at det offentlige eier en større andel av tjenesteleilighetene nå enn for 7 år siden. Anslag 10% .

Forpakterbolig (0,1%).

Stat/kommune eier 58% som trekkes ut av husholdningssektoren. 32% tilhørende slektninger tilfaller husholdningene, mens det meste av det som eies av person/selskap antas å tilfalle husholdningene. Anslag: 40% .

Kårstue (2,6%).

79% eies av slektninger og tilfaller husholdningssektoren. 1% eies av person mv., mens 20% er annet eierforhold. Det gir et anslag på 80% .

Trygdebolig/uføreilighet (0,6%).

64% tilhørende stat/kommune, 8% tilhørende borettslag, 9% tilhørende bolig-A/S, ialt 81% trekkes ut av husholdningssektoren. Av de resterende 19% er 17% annet eierforhold. Anslaget blir på 2% .

Annet (2,7%).

Borettslag, bolig-A/S og stat/kommune med henholdsvis 3%, 1% og 4%, til sammen 8%,

Vedlegg 1. Husholdningenes andel av boligkapitalen

trekkes ut av husholdningssektoren. Av de resterende 92% tilhører 67% slektninger og antas i sin helhet å tilfalle husholdningene. 1% tilhører husholdningene. Det antas at om lag 50% av de 24% tilhørende person mv., sameier og annet tilfaller husholdningssektoren. Anslag 70% .

Uoppgitt (0,6%).

67% tilhører borettslag og 3% stat/kommune. Dette inngår ikke i husholdningssektoren. 20% tilhører slektninger og 10% tilhører husholdningene. Det gir et anslag på 30% for husholdningene.

Ut fra tabell 1 og 2 kan man finne anslag for husholdningenes andel av boligkapitalen. Ved å følge konvensjonen i nasjonalregnskapet og ekskludere borettslagene fra husholdningssektoren, får man andeler som angitt i tabell 3.

Tabell 3. Husholdningenes andel av boligkapitalen etter metode. Prosent.

	1960	1966	1970	1973	1979	1980	1981	1988
Metode:								
A	81	82	77	78	73	74	75	77
B	-	-	-	83	78	-	83	83

Ut fra den utviklingen vi har sett på boligmarkedet i siste halvdel av 1980-årene skulle en kanskje forvente en økning i husholdningenes andel av boligkapitalen. Tabell 3 viser imidlertid at andelen har vært tilnærmet konstant. Forklaringen på dette forholdet kan man kanskje finne ved å sammenligne tallene for 1981 og 1988 i tabell 1 og 2. Dersom en ser på antall boliger, tab 1, ser en at selveierboligene har økt fra 59% til 64% . Samtidig har husholdningenes andel av de leide boligene gått ned fra 16% til 13% . Tabell 2 viser en tilsvarende tendens for boligareal. Selveierarealet øker fra 65% til 73% og leiet boligareal tilhørende husholdningssektoren reduseres fra 18% til 10% . For borettslagsboliger er andelene bare redusert med 1% fra 1981 til 1988. Selv om en definerer borettslagene som en del av husholdningssektoren, vil utviklingen være omtrent den samme.

Økningen i antall selveierboliger har vært relativt lett å observere i markedet. Det en

Vedlegg 1. Husholdningenes andel av boligkapitalen

imidlertid ikke ser like lett er hvordan eierforholdet for leide boliger utvikler seg. Trolig tilhørte en stor del av de leilighetene som er blitt gjort om til selveierleiligheter husholdningssektoren tidligere. Denne omflyttingen innen husholdningssektoren kan likevel ha en viss betydning i konsumsammenheng. De fleste gårdeiere vil komme inn under kategorien personlig næringsdrivende som er en del av husholdningssektoren. Sannsynligvis har derfor noe av boligkapitalen skiftet eier fra personlig næringsdrivende til vanlige privatpersoner. En gårdeier vil trolig ikke ta opp konsumlån med pant i bolig på samme måte som en privat husholdning vil gjøre. En gårdeier ville sannsynligvis heller ta opp lån for å finansiere oppkjøp av andre gårder eller annen forretningsvirksomhet. Husholdninger som har kjøpt selveierleiligheter har hatt muligheten til å ta opp større lån enn nødvendig ved bytte av bolig for å kunne finansiere konsum. Det er antakelig mest sannsynlig at slikt konsum først og fremst omfatter varige konsumgoder som TV, video o.l. I så fall vil ikke dette ha noen direkte virkninger på konsumet av ikke-varige goder.

VEDLEGG 2. UTVIKLINGEN I BOLIGPRISENE OG EN KORT DOKUMENTASJON AV KILDENE.

1. INNLEDNING.

Dette notatet gir en kort oversikt over utviklingen i boligprisene. I del 2 presenteres de forskjellige kildene som består av Statistisk sentralbyrå (SSB), A/L Norske Boligbyggelags Landsforbund (NBBL), Norges Eiendomsmeglerforbund, Norges Byggforskningsinstitutt (NBI) ved Rolf Barlindhaug og Knut Grevstad, OPAK A/S (Byggbransjens kompetansesenter) og Boliginstituttet - Veritas for fast eiendom. I del 3 presenteres og sammenlignes tallmaterialet fra de forskjellige kildene.

2. KORT PRESENTASJON AV KILDENE.

Byggekostnadsindeksen.

SSB utarbeider en byggekostnadsindeks som angir årlig utvikling i prisene på nye boliger eksklusive tomtekostnader. Det finnes tall tilbake fra 1978. Ved å kjede Aspelin-Stormbulls byggekostnadsindeks sammen med SSBs indeks, er det laget en indeksserie tilbake fra 1962.

Husbankens årsstatistikk.

Det finnes årlige tall tilbake fra 1960. Fortjenesten inngår i produsentprisene, mens tomtekostnader er ekskludert. Det er flere store brudd i tidsseriene.

A/L Norske Boligbyggelags Landsforbund (NBBL).

NBBL har siden 1981 innhentet opplysninger fra boligbyggelagene om salg av nye boliger og overdragelse av brukte boliger. Opplysningene samles i en halvårsstatistikk. Statistikken gir tall for innskudd for boliger i følgende kategorier:

- nye boliger, brukte boliger
- blokk, småhus
- antall rom i boligen (1 rom - 5 rom)

Vedlegg 2. Boligprisindekser

- beliggenhet (Oslo, Bergen, Trondheim, Stavanger, Akerhus, øvrige Østland, øvrige Vestland, Nord-Norge)

I et notat av Bjørg Ofstad (NBBL) er utvalgte deler av tallmaterialet sammenfattet, og det er presentert tall for årene 1981, 1984 og 1987. En ser bare på 2- og 4-romsboliger fordelt på nye og brukte blokker og småhus. Tallene er fordelt på de 8 områdene, men det er også beregnet tall for hele landet. Det er imidlertid ikke beregnet en prisutvikling for hele boligmassen samlet.

Statsautoriserte Eiendomsmegleres boligprisstatistikk.

Norges Eiendomsmeglerforbund innhenter opplysninger om eiendomspriser hos de statsautoriserte eiendomsmeglerne. Fra 1987 er det utarbeidet en kvartalsvis statistikk med gjennomsnittlige omsetningspriser for boliger. Det finnes tall for eneboliger, delte boliger og leiligheter med følgende geografiske inndeling:

- byene Oslo, Drammen, Kristiansand, Stavanger, Bergen, Trondheim og Tromsø,
- forskjellige fylker
- hele landet.

Fra første kvartal 1988 er det også laget tall for gjennomsnittlige priser for alle tre boligtypene under ett.

Rolf Barlindhaug, Norges Byggforskningsinstitutt (NBI).

Rolf Barlindhaug skrev i 1984 notatet "Endringer i omsetningspriser og boligbeskatning for selveide boliger" basert på Boforholdsundersøkelsene i 1973 og 1981. Barlindhaug har benyttet to metoder for å beregne gjennomsnittlig vekst i boligprisene for perioden 1973 til 1981. Den ene metoden går ut på å sammenligne gjennomsnittlig antatt salgsverdi for alle selveide boliger i 1973 og 1981. Barlindhaug ser også på endringen i salgsprisen for boliger med samme byggeår på de to tidspunktene. Den andre metoden innebærer å sammenligne hva en husholdning betalte ved innflytting og hva den samme husholdning antok boligen kunne bli omsatt for i 1981. Begge metodene ga om lag samme resultat.

Knut Grevstad, NBI.

Knut Grevstad har utarbeidet prisindekser for kvadratmeterpris på boliger for perioden 1972 til 1985. Tallene er basert på utvalgsundersøkelser for årene 1972, 1975, 1978,

Vedlegg 2. Boligprisindekser

1980, 1982, 1984 og 1985. For år hvor det mangler tall, er det beregnet jevn prosentvis vekst. Det er laget prisindekser for følgende typer beliggenhet og bolig:

- Oslo, leilighet
- Oslo, småhus
- Stavanger, enebolig
- Stavanger, horisontaldelt tomannsbolig
- Kongsvinger
- Flekkefjord
- Sarpsborg
- Årdal

Det er ikke beregnet en felles prisindeks for hele landet og for alle typer bolig.

OPAK A/S

OPAK A/S undersøker boligprisene i en bestemt uke, uke 48, hvert år. De vurderer alle boligannonsene i Aftenposten og registrerer bl.a. antall tilbudte boliger og tomter, areal og prisforlangende. Det beregnes ut fra dette en kvadratmeterpris. Statistikken er laget siden 1981 og dekker hovedsakelig sentrale deler av østlandsområdet.

OPAKs statistikk gir tall for følgende typer boliger:

- Eneboliger
- Rekkehus/tomannsboliger
- Selveierleiligheter
- Aksje-/obligasjonsleiligheter (kom med i statistikken fra 1982)
- Borettslagsleiligheter (kom med i statistikken fra 1985)

Boliginstituttet - Veritas for fast eiendom

Boliginstituttet - Veritas for fast eiendom laget en statistikk over boligprisene fra 1950-årene til ca. 1985. Den ble ansett for å være lite interessant og tallmaterialet ble kastet under flyttingen i 1985/1986.

3. PRESENTASJON AV TALLMATERIALE FOR UTVIKLING I BOLIGPRISENE.

Tabell 1. Årlig gjennomsnittlig vekst i boligprisene. Prosent.

<u>Kilde:</u>	<u>1962-73</u>	<u>1973-81</u>	<u>1981-84</u>	<u>1984-86</u>	<u>1986-88</u>
Byggekostnads- indeksen	5,06	9,07	6,37	6,02	9,89
Husbankens årsstatistikk	6,33	11,52	9,19	8,05	13,7
Barlindhaug, NBI		12,4			
Grevstad, NBI		12,3	11,36		
Statsaut. eiendomsmeglere					5,50
<u>OPAK A/S</u>			1,82	20,22	5,21

I tabell 1 fremkommer vekstrater i boligprisene for de periodene det har vært mulig å skaffe tall for. (Prisindekser er gjengitt i figurer bak i notatet). En ser at vekstratene basert på Husbankens tall hele tiden ligger over SSBs tall, og avviket er størst for perioden 1986-88. Barlindhaugs og Grevstads tall er tilnærmet like i perioden 1973-81 og samsvarer relativt bra med Husbankens tall. Grevstads tall for perioden 1981-84 ligger imidlertid noe over Husbankens tall. Eiendomsmeglernes og OPAKs tall er i samme størrelsesorden i perioden 1986-88. Disse tallene er betydelig lavere enn tallene for byggekostadsindeksen og Husbankens tall. Det skyldes bl.a. at de to sistnevntes tall uttrykker kostnader ved å bygge nye boliger, mens meglernes og OPAKs tall uttrykker prisvirkningene i markedet både for nye og brukte boliger. OPAKs tall står i lite samsvar med tallene til de andre kildene i periodene 1981-84 og 1984-86. I den første av disse periodene er OPAKs tall lavt i forhold til de andre, mens det omvendte er tilfelle i den andre perioden der forskjellen er betydelig.

Ad Barlindhaugs tall.

I tabell 1 fremkommer tall for vekst i prisen på alle selveide boliger, dvs. metode 1. Ved å se bare på boliger bygd før 1973 blir årlig vekstrate 11,9%. Metode 2 gir tallet 12,3.

Ad Grevstads tall.

Tallene er bearbeidet i forhold til tallmaterialet fra Grevstad. Det er beregnet vektorer med utgangspunkt i Boforholdsundersøkelsen 1981 og Folke- og bolig tellingen 1980. Vektene er 0,615 for Oslo og Stavanger og 0,385 for de øvrige stedene. Dette er beregnet ut fra de relative andelene av antall husholdninger i større byer og mindre tettsteder.

Ad eiendomsmeglernes tall.

Statistikken gir tall for alle boliger samlet fra 1988. Det er beregnet et aritmetisk gjennomsnitt av kvartalstallene for å få årlige tall. For 1987 finnes ikke tilsvarende tall, og det er beregnet tall for alle boliger for hvert kvartal ved å ta vanlig gjennomsnitt av tallene for de tre boligtypene. (En kontroll av denne metoden på 1988-tallene ga beregnede tall som var ganske nær de faktiske tallene). Årlig tall er så beregnet på samme måte som for 1988. Meglernes statistikk gir tall fra 1. kvartal 1987. Det finnes imidlertid tall for total omsetning og antall omsatte boliger i 1986, slik at det har latt seg gjøre å beregne et gjennomsnittstall. (Ifølge meglernes er ikke tallene for 1986 gode nok til at statistikken kan starte i 1986).

Ad OPAKs tall.

OPAKs boligpriser er hentet fra annonser i Aftenposten. Disse prisene vil trolig avvike fra de faktiske salgsprisene i en del tilfeller. Hvorvidt prisene over- eller undervurderes avhenger av forholdet mellom tilbud og etterspørsel på ethvert tidspunkt.

For å beregne en felles indeks for alle boligtypene, er gjennomsnittlig bruttoareal i beregningsåret brukt som vektorer.

Vedlegg 2. Boligprisindekser

Tabell 2. Gjennomsnittlig årlig prisvekst for innskudd i borettslagsboliger. Prosent.

	1981-1984				1984-1987			
	nye		brukte		nye		brukte	
	blokk	småhus	blokk	småhus	blokk	småhus	blokk	småhus
2-roms	13,2	4,2	11,3	22,8	27,4	12,4	30,6	31,2
4-roms	16,0	8,3	24,7	25,8	8,9	11,9	28,5	26,2

Tabell 2 viser gjennomsnittlig årlig vekst i prisene på borettslagsboliger av forskjellige typer basert på tall fra NBBL. Med unntak av boliger i nye blokker har alle boligtypene hatt en sterkere gjennomsnittlig prisvekst i perioden 1984-87 enn i perioden 1981-84. Brukte boliger har stort sett steget mer i pris enn nye boliger. Ved sammenligning med tabell 1, ser en at prisstigningen for de fleste borettslagsboligene har vært sterkere enn for boligene i markedet ellers. Det skyldes dereguleringen i boligmarkedet som har ført til at prisene for borettslagsboliger har tilnærmet seg markedspriser på kort tid.

Prisindekser.

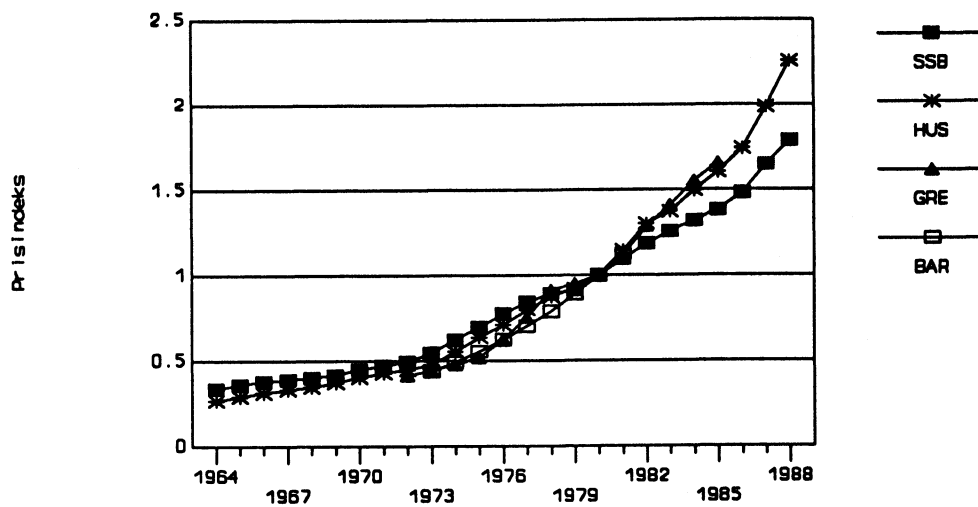
I figur 1 fremkommer prisindeksene for tall fra SSB, Husbanken, Knut Grevstad og Rolf Barlindhaug. En ser at alle indeksene følger om lag samme bane til begynnelsen av 1980-årene. Da stiger Husbankens og Grevstads indeks raskere enn byggekostandsindeksen.

Figur 2 illustrerer utviklingen i prisindeksene for perioden 1980-1988. Også her inngår byggekostnadsindeksen og indeksen basert på Husbankens tall. I tillegg inngår indekser basert på meglernes og OPAKs tall. OPAKs indeks viser en svakere prisutvikling enn de to andre indeksene fra 1981 til 1983. Fra 1983 til 1984 viser den en nedgang på 5,7%, mens de andre indeksene stiger omtrent som før. I perioden 1984-87 stiger den imidlertid langt raskere enn de andre indeksene.

Utviklingen i OPAKs indeks avviker relativt mye fra forløpet til meglernes prisindeks. Det skyldes bl.a. at OPAK innhenter sine opplysninger i slutten av året, mens meglernes tall er laget ved gjennomsnittsberegninger. OPAKs indeks viser en nedgang på 7,7% fra 1987 til 1988. Til sammenligning viser meglernes tall en nedgang fra 4. kvartal 1987 til 4. kvartal 1988 på 3,5 prosent.

Boligprisindeks, 1980=1

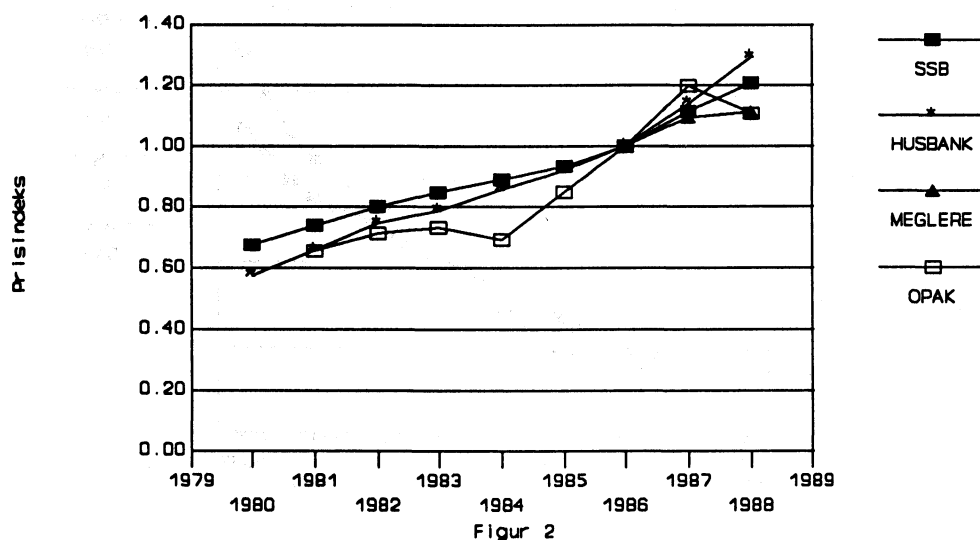
SSB, Husbanken, Grevstad, Barlindhaug



Figur 1

Boligprisindeks, 1986=1

SSB, Husbanken, eiendomsmeglerene, OPAK

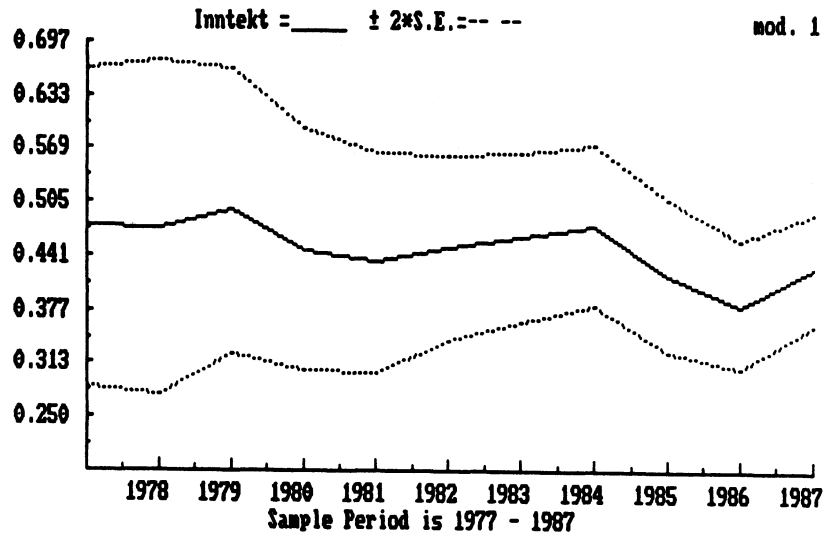


Figur 2

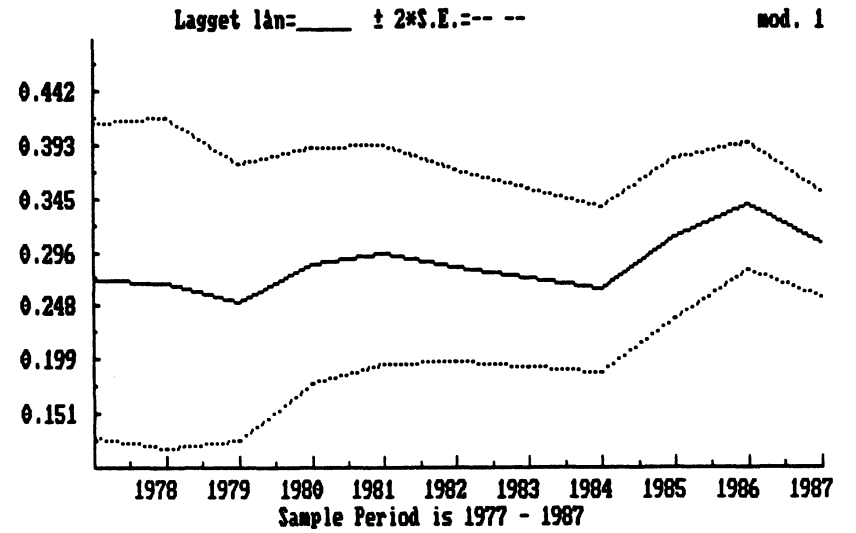
Oppsummering.

Tallmaterialet for boligprisutviklingen er lite ensartet. Det er variasjoner i boligtype, geografisk beliggenhet, alder på boligen m.v. Dessuten måles boligprisen i noen kilder som pris pr. bolig og som kvadratmeterpris i andre kilder. Kvaliteten på innsamlingsmetodene varierer og en kan sette spørsmålsteget ved beregning av vektet og felles prisindekser. Det er bare byggekostnadsindeksen og indeksen basert på Husbankens tall som dekker hele perioden fra 1962 og fram til nå, mens de andre indeksene dekker relativt korte perioder. Alle disse forholdene bør tas med i betraktningen ved sammenligning av tallmaterialene.

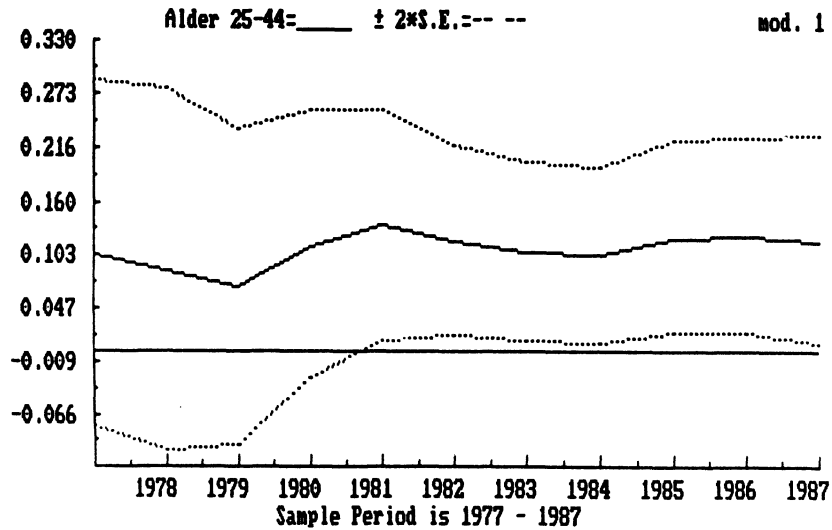
Figur 1. Rekursive estimater for inntekt



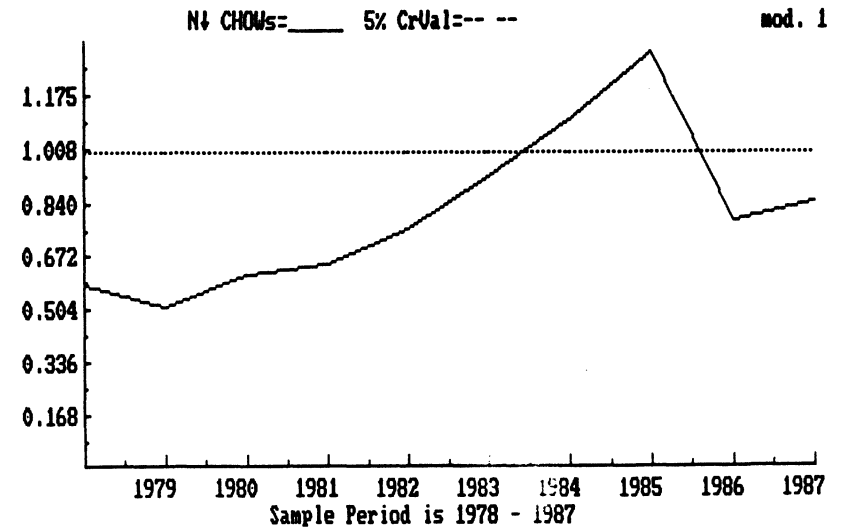
Figur 2. Rekursive estimater for lagget lån.



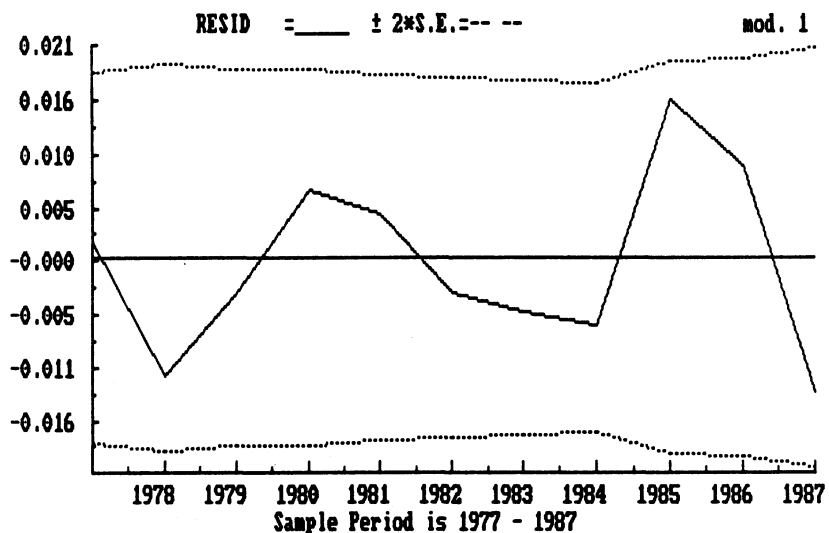
Figur 3. Rekursive estimater for alder 25-44 år



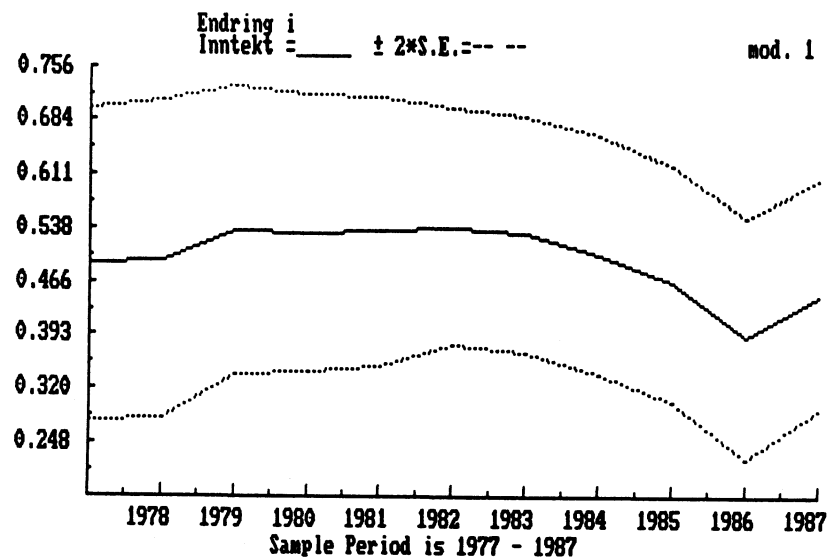
Figur 4. CHOW-test for modell 1.



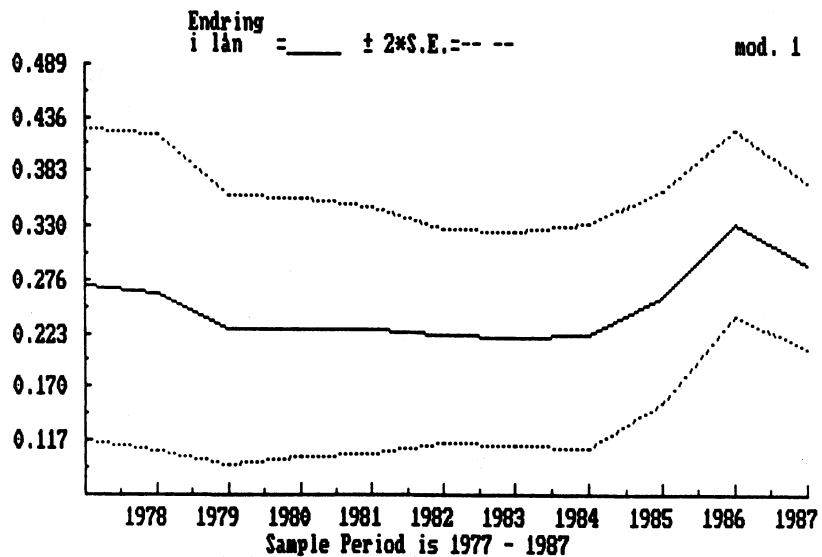
Figur 5. Residualer for langtidssammenhengen



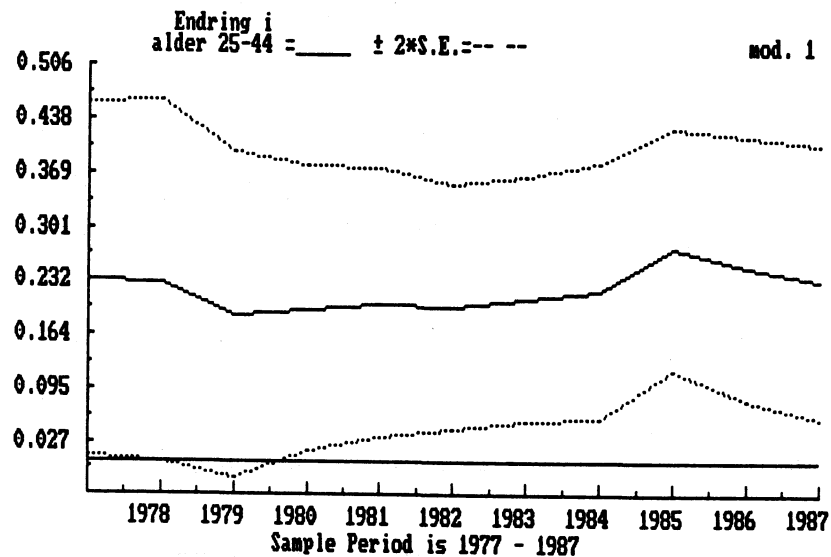
Figur 6. Rekursive estimater for endring i inntekt.



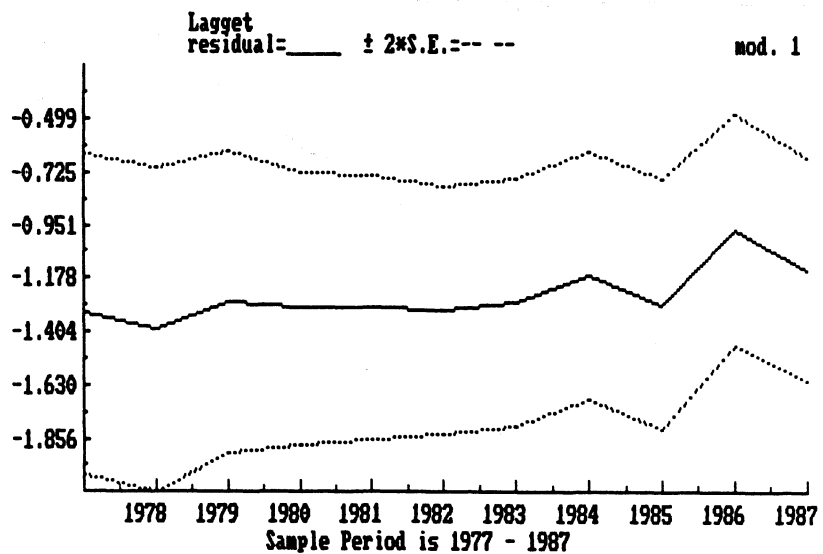
Figur 7. Rekursive estimater for endring i lån.



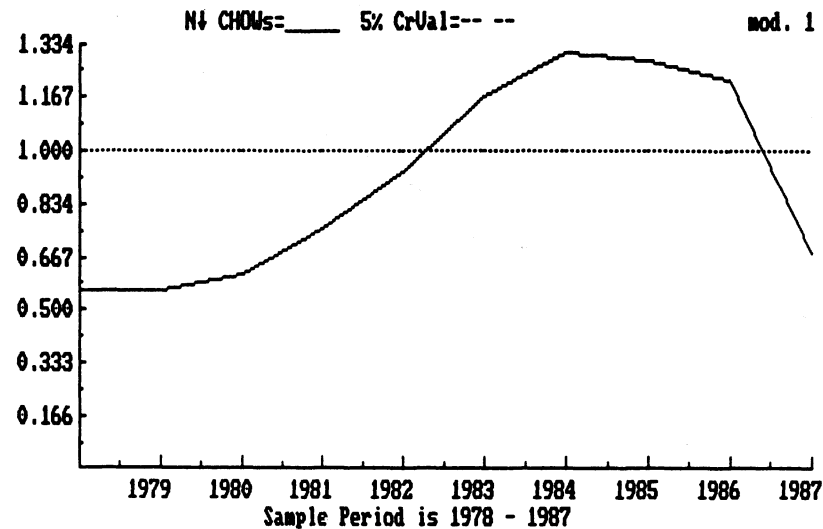
Figur 8. Rekursive estimater for endring i alder.



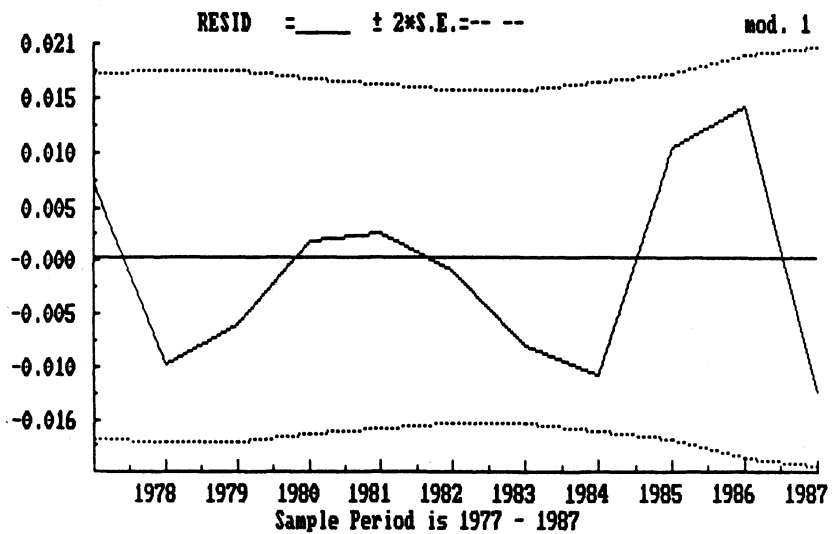
Figur 9. Rekursive estimator for lagget residual.



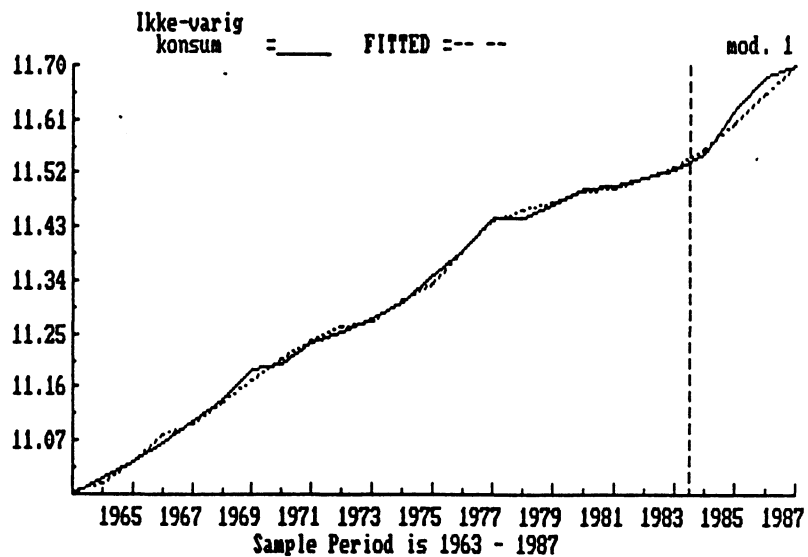
Figur 10. CHOW-test for error correction modellen.



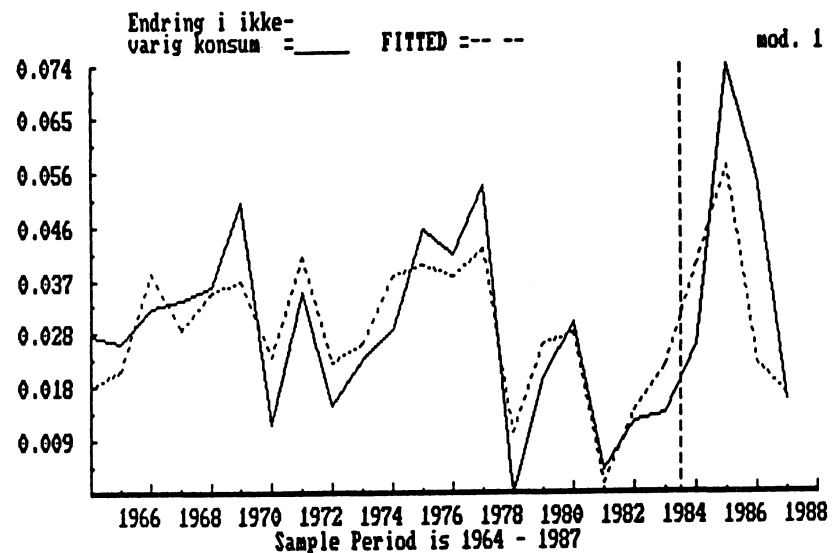
Figur 11. Residualer for error correction modellen.



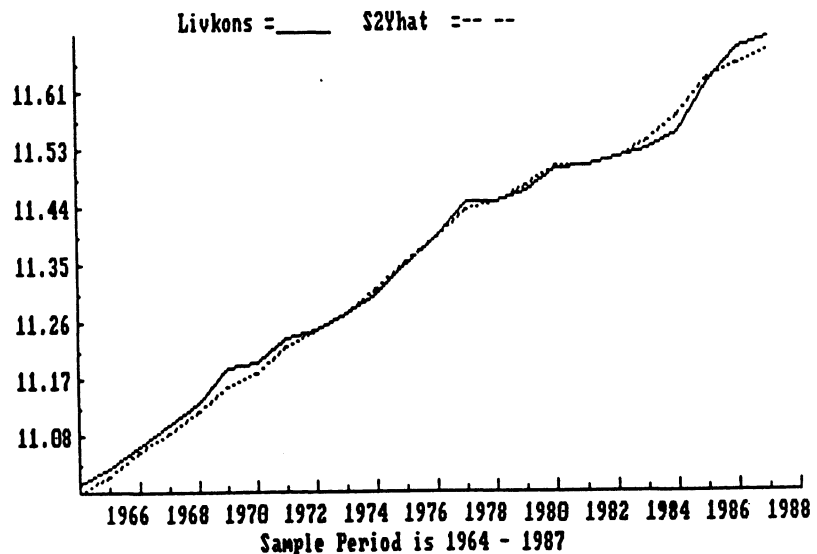
Figur 12. Føyningsplott for langtidsammenhengen. 4 forecasts.



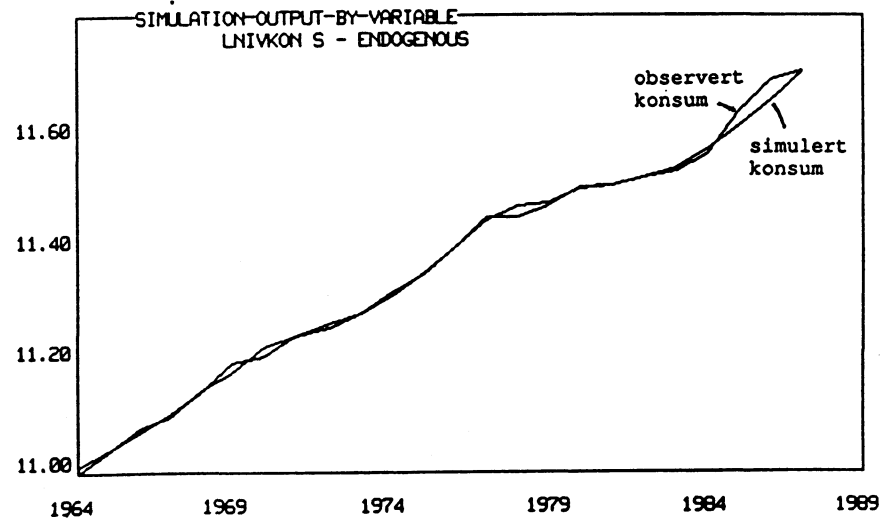
Figur 13. Føyningsplott for err. corr. modellen. 4 forecasts.



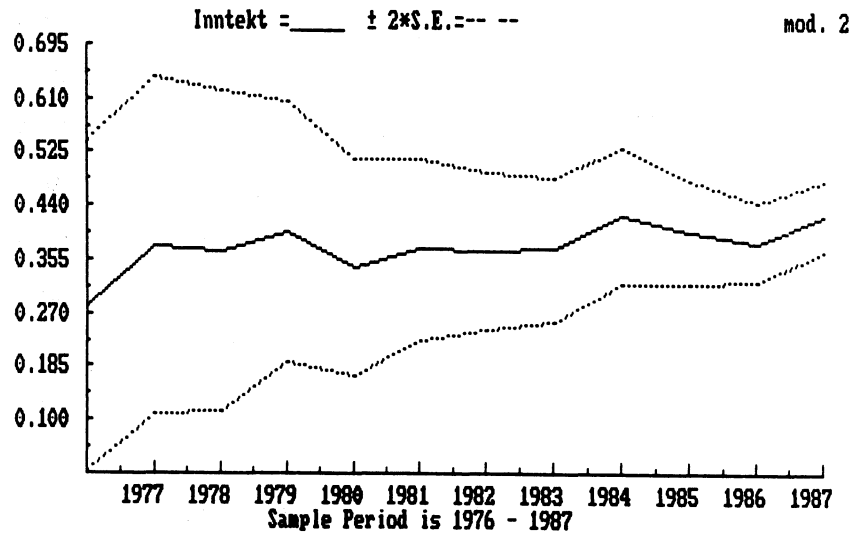
Figur 14. Føyningsplott. Err.corr.-modellen på nivåform



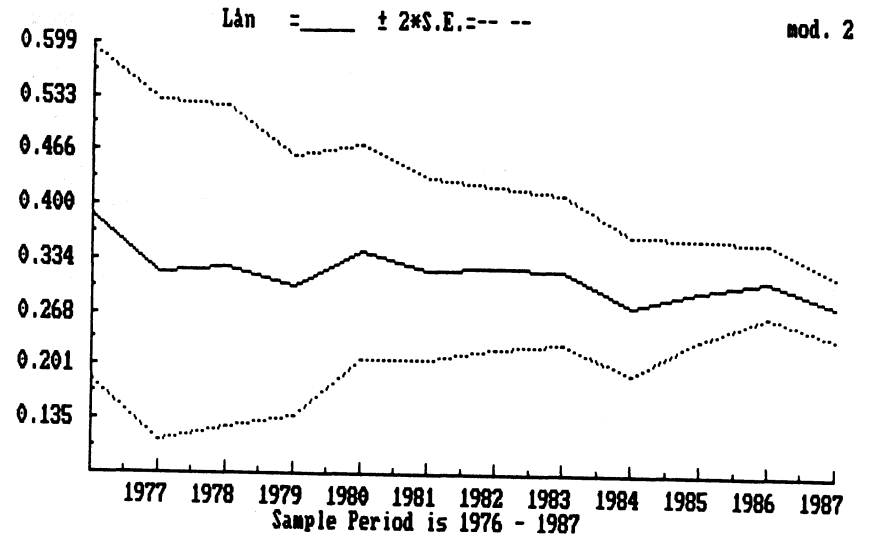
Figur 15. Føyningsplott for dynamisk simulering. Modell 1.



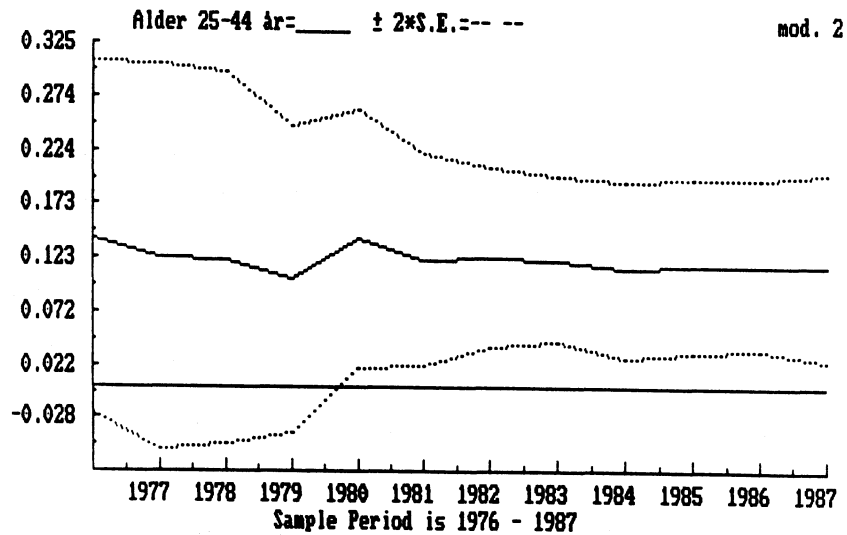
Figur 1. Rekursive estimater for inntekt.



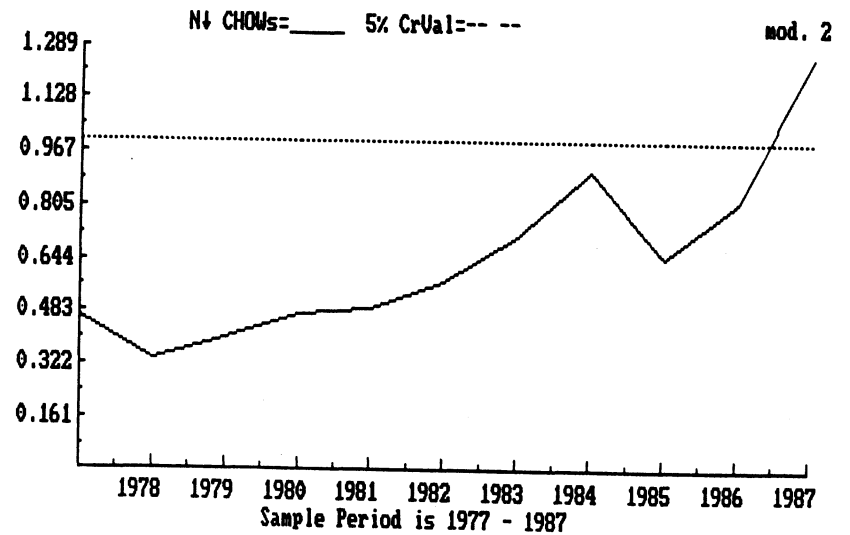
Figur 2. Rekursive estimater for lån.



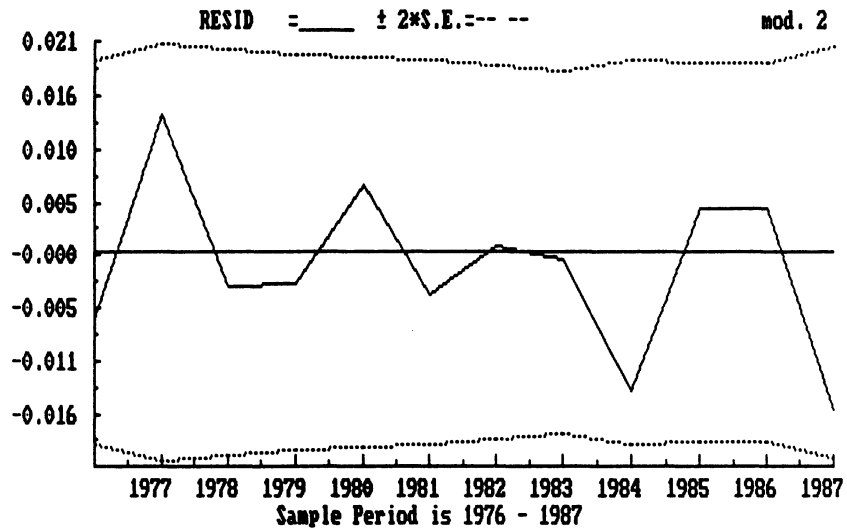
Figur 3. Rekursive estimater for alder 25-44 år



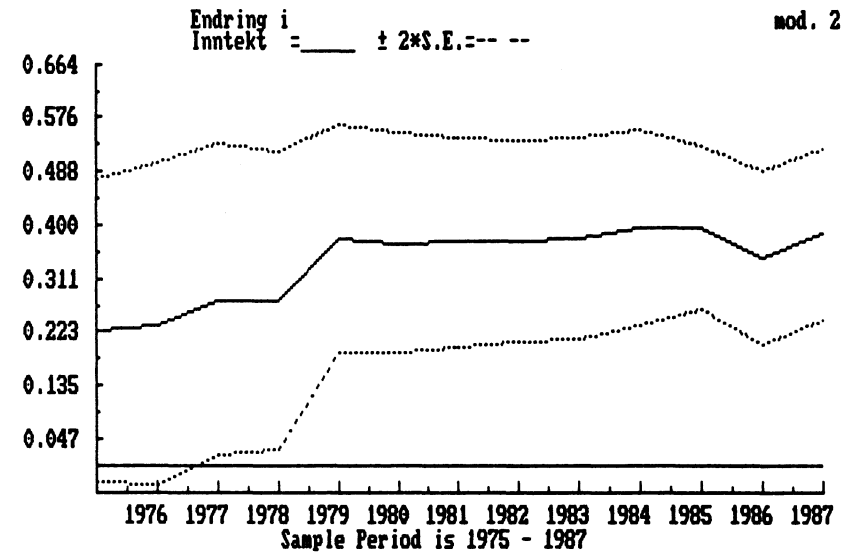
Figur 4. CHOW-test for langtidssammenhengen.



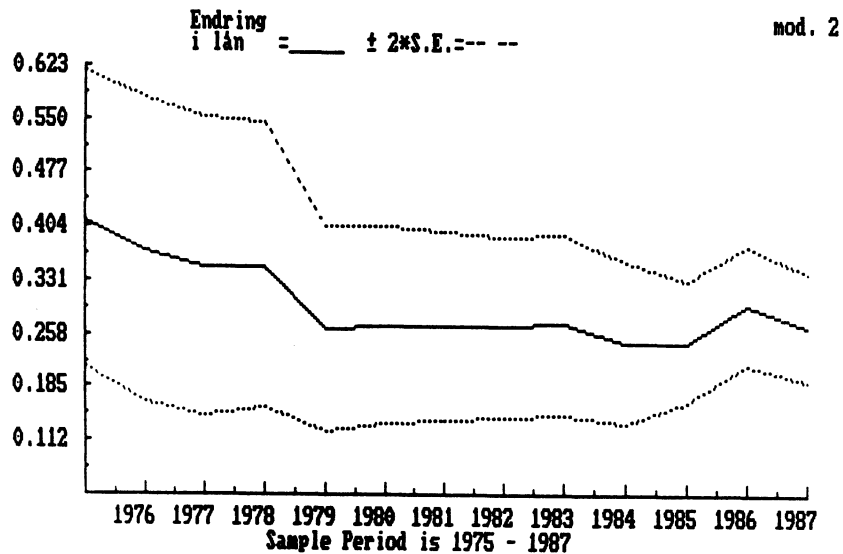
Figur 5. Residualer for langtidssammenheng.



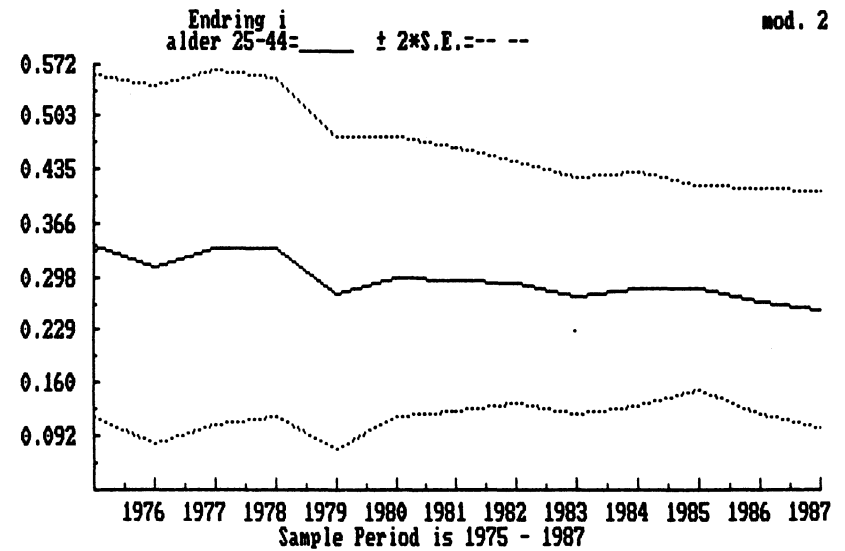
Figur 6. Rekursive estimater for endring i inntekt.



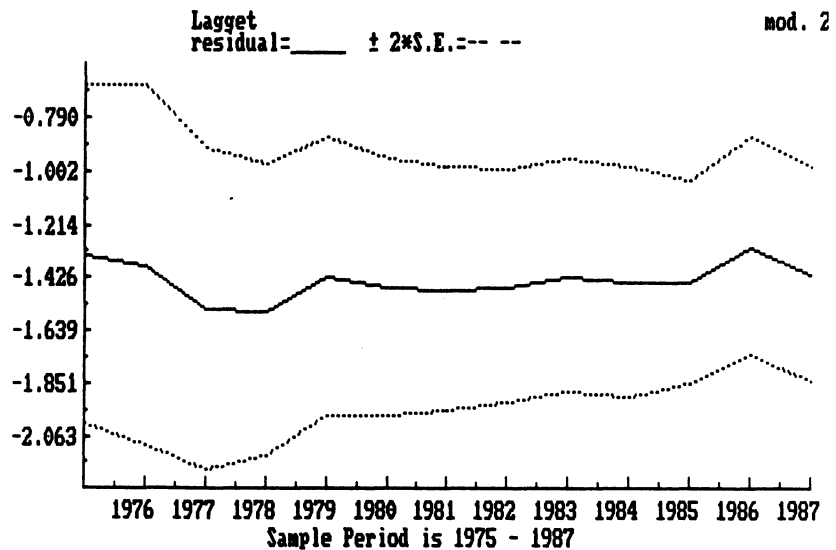
Figur 7. Rekursive estimater for endring i lån.



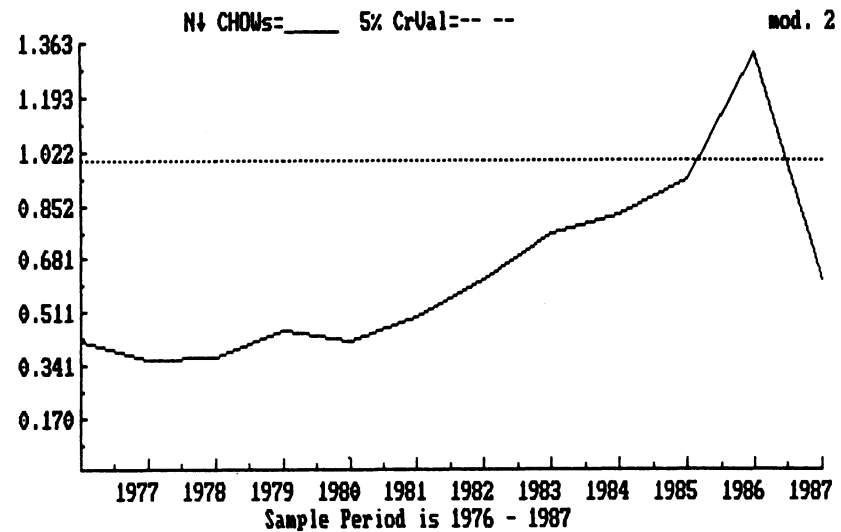
Figur 8. Rekursive estimater for endring i alder 25-44 år.



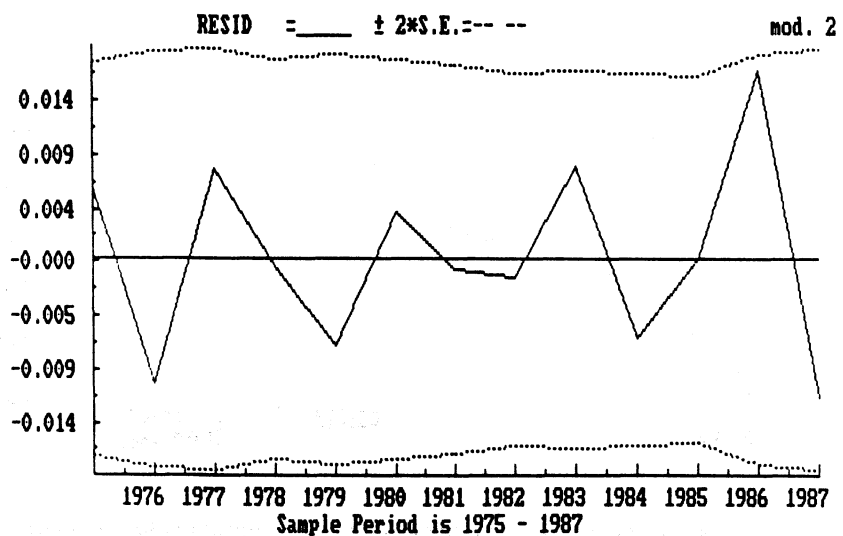
Figur 9. Rekursive estimator for lagget residual.



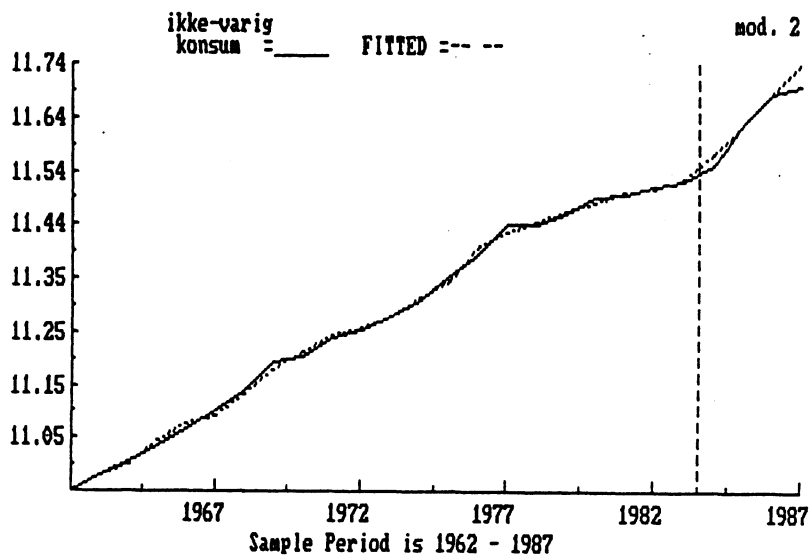
Figur 10. CHOW-test for error correction modellen.



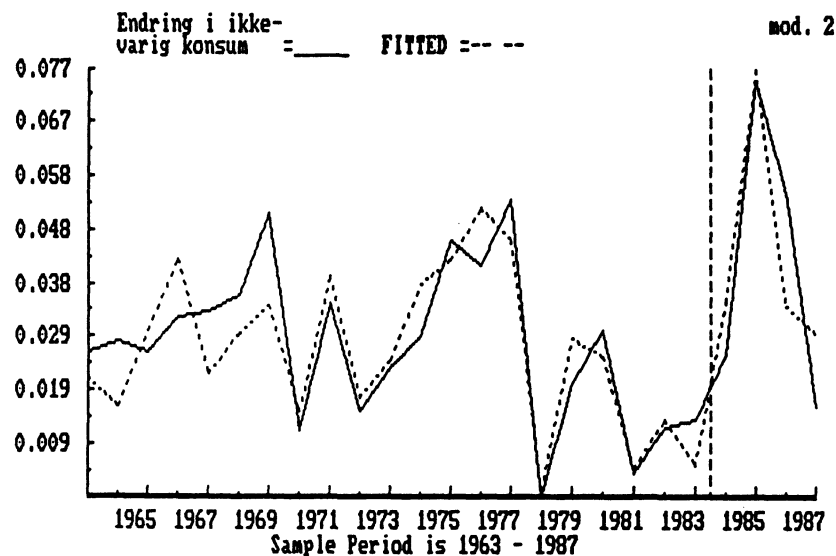
Figur 11. Residualer for error correction modellen.



Figur 12. Føyningsplott for langtidssammenhengen, 4 forecasts

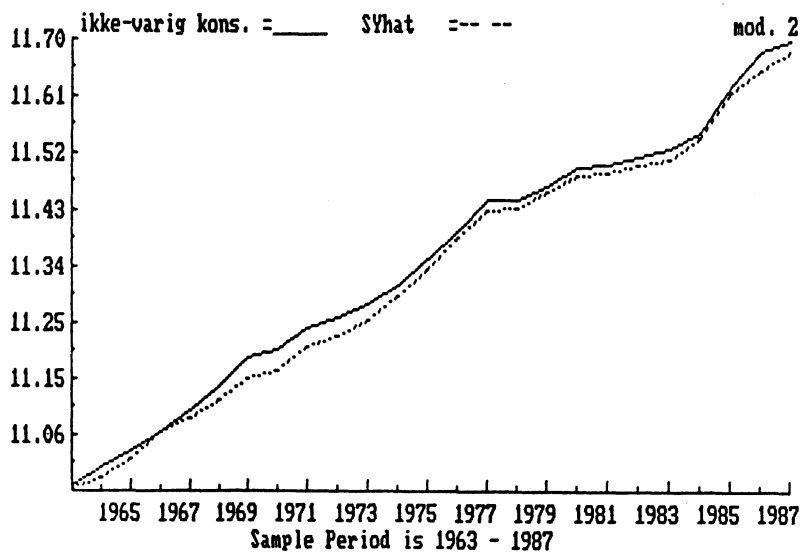


Figur 13. Føyningsplott for err.corr. modellen. 4 forecasts.

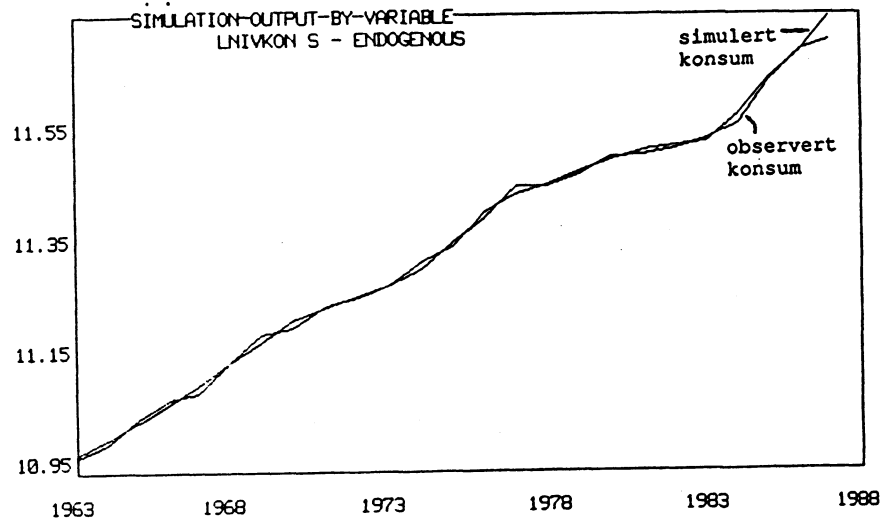


92

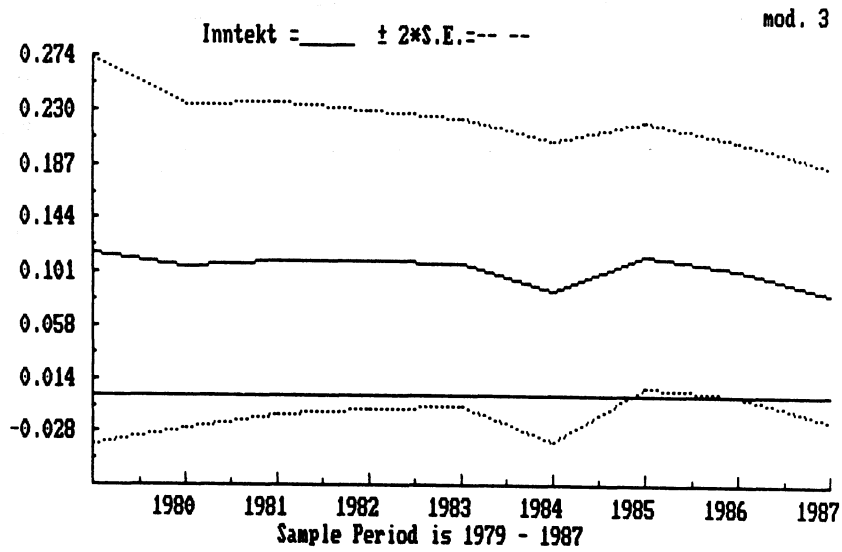
Figur 14. Føyningsplott. Err. corr. modellen på nivåform.



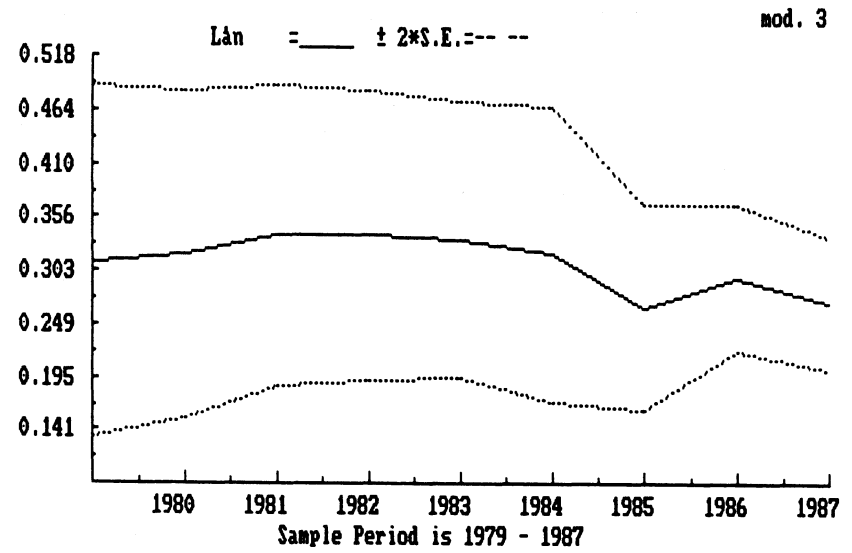
Figur 15. Føyningsplott. Dynamisk simulering. Modell 2.



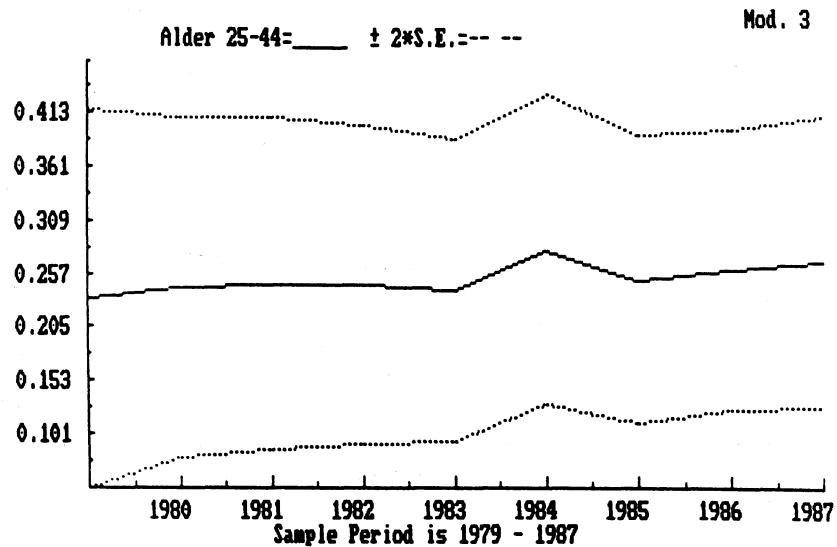
Figur 1. Rekursive estimater for inntekt.



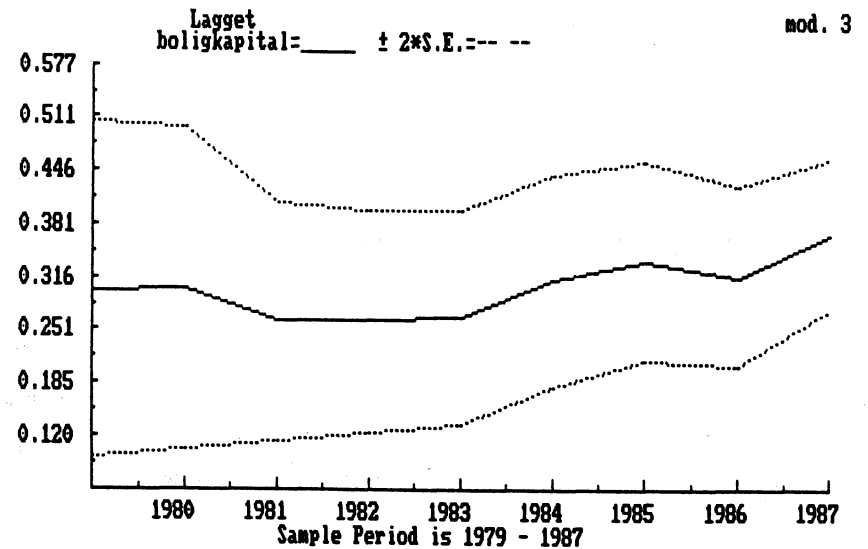
Figur 2. Rekursive estimater for lån.



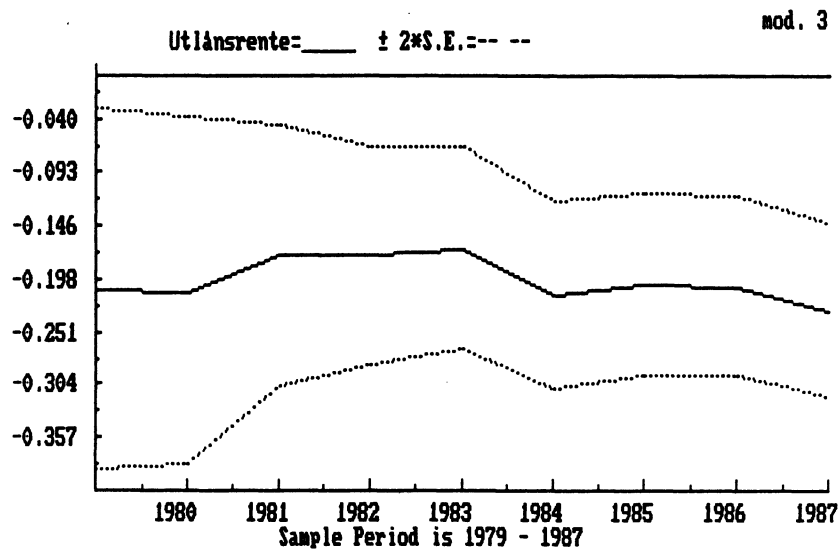
Figur 3. Rekursive estimater for alder 25-44 år.



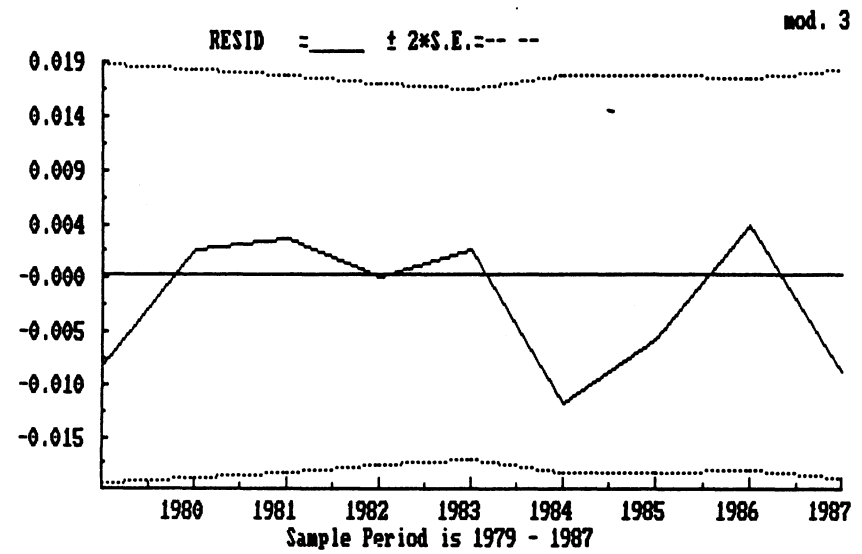
Figur 4. Rekursive estimater for lagget boligkapital.



Figur 5. Rekursive estimater for utlånsrente.

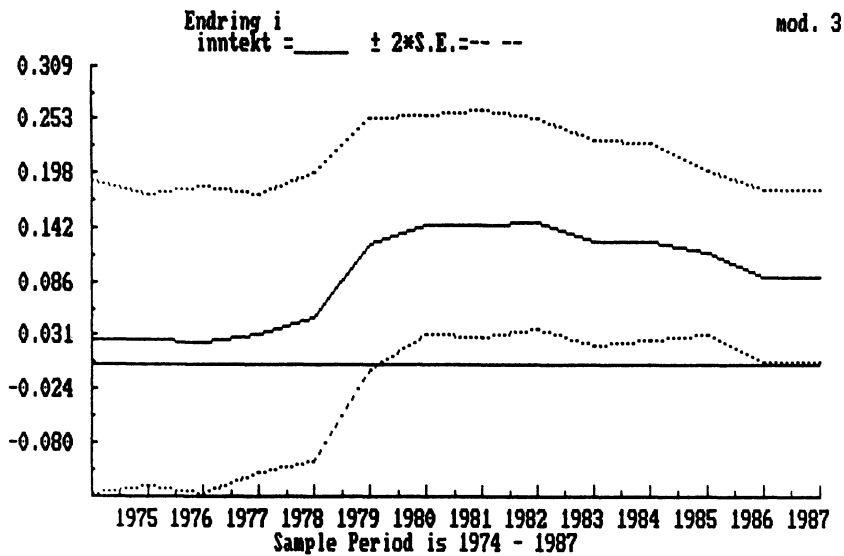


Figur 6. Residualer for langtidssammenhengen.

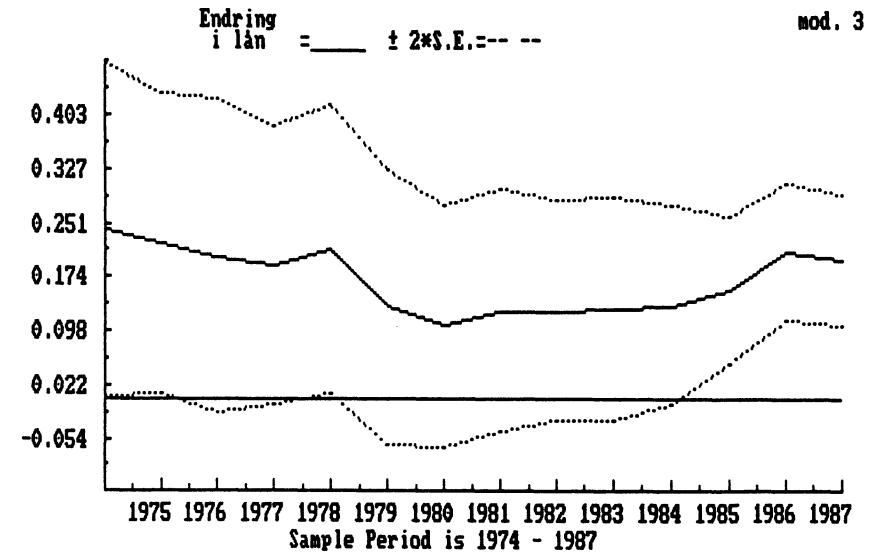


94

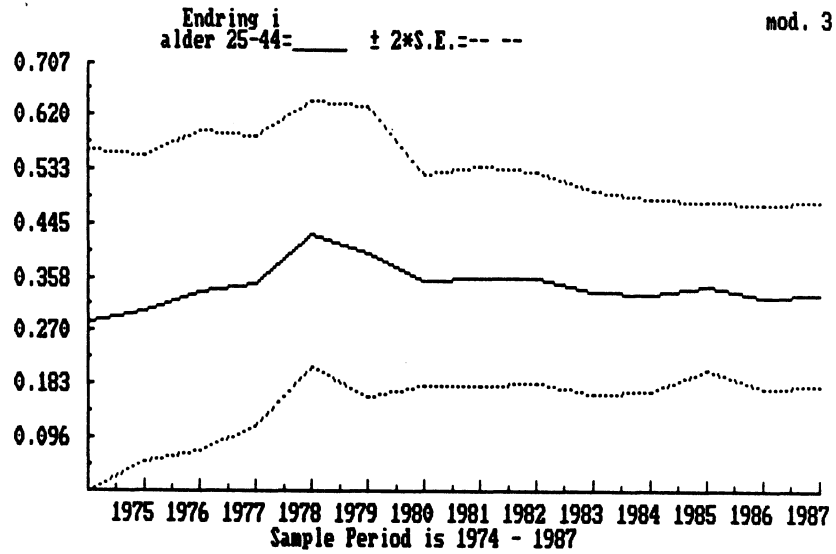
Figur 7. Rekursive estimater for endring i inntekt.



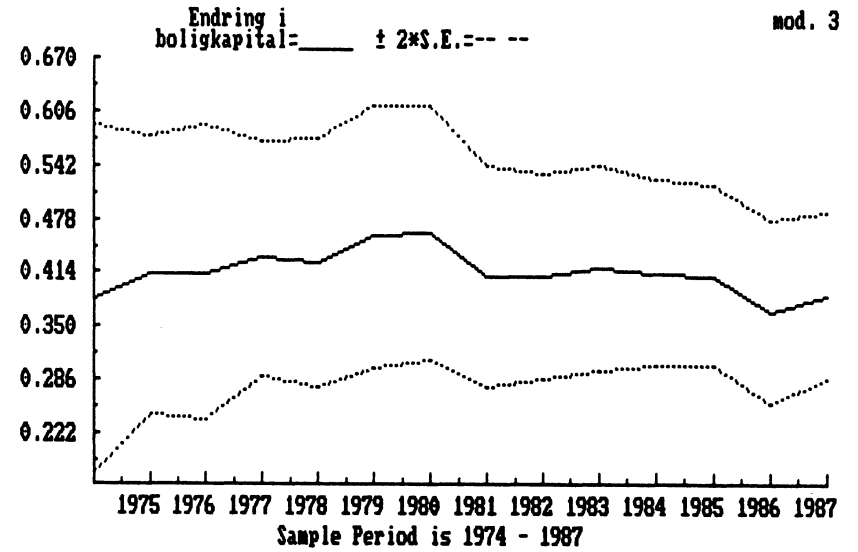
Figur 8. Rekursive estimater for endring i lån.



Figur 9. Rekursive estimater for endring i alder 25-44 år

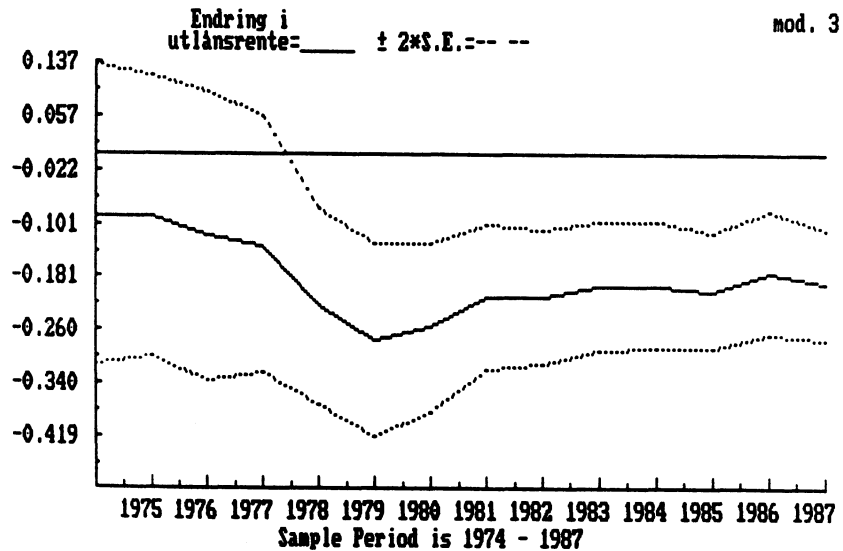


Figur 10. Rekursive estimater for endring i boligkapital.

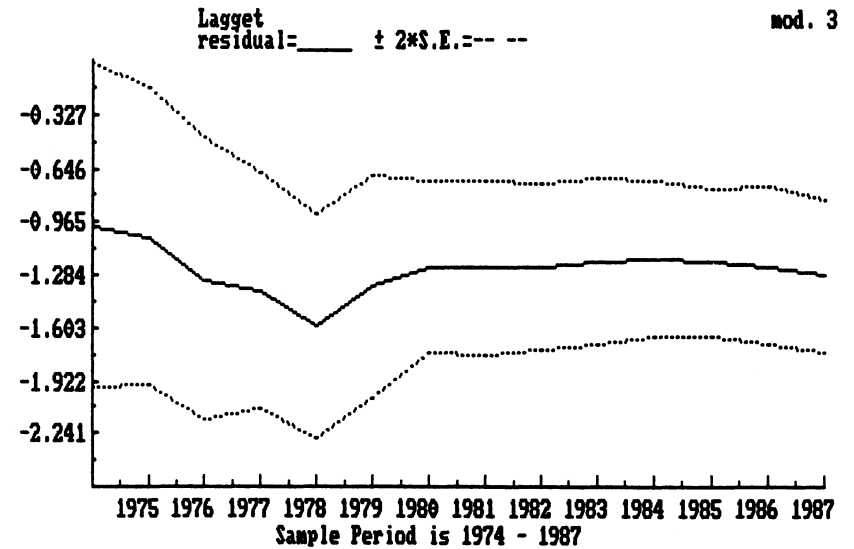


95

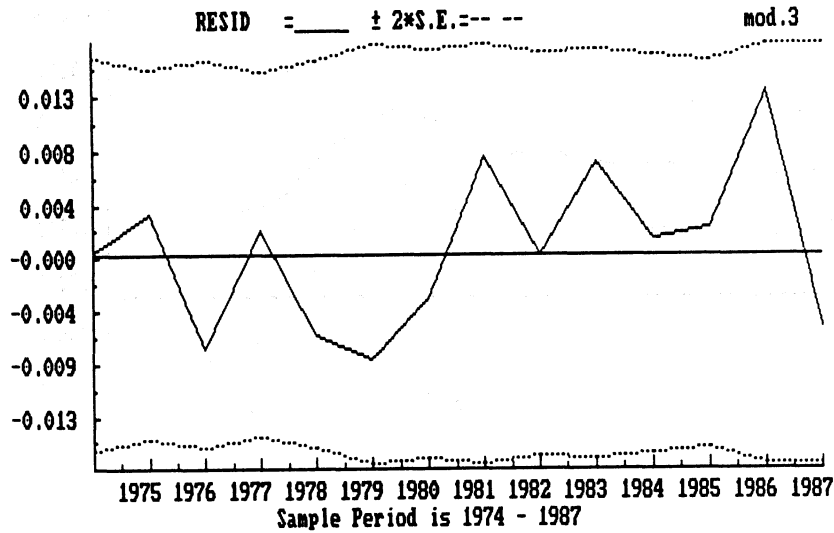
Figur 11. Rekursive estimater for endring i utlånsrente.



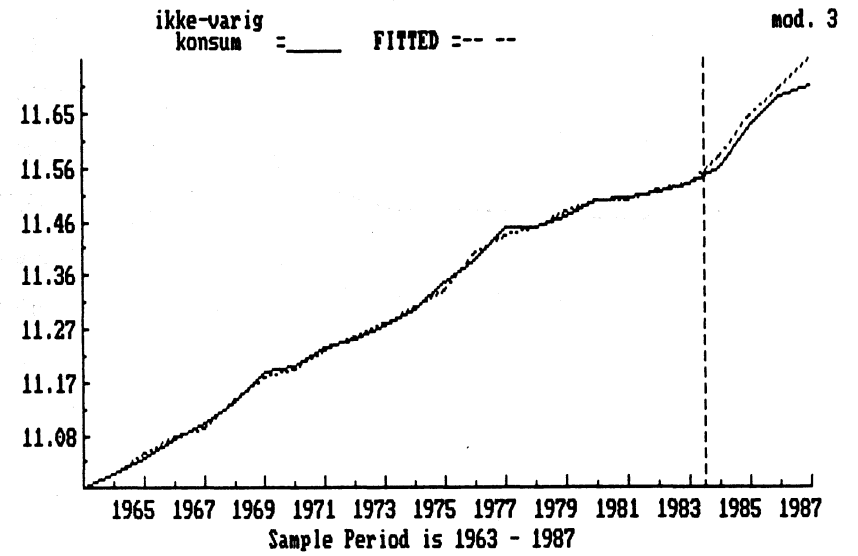
Figur 12. Rekursive estimater for lagget residual.



Figur 13. Residualer for error correction modellen.

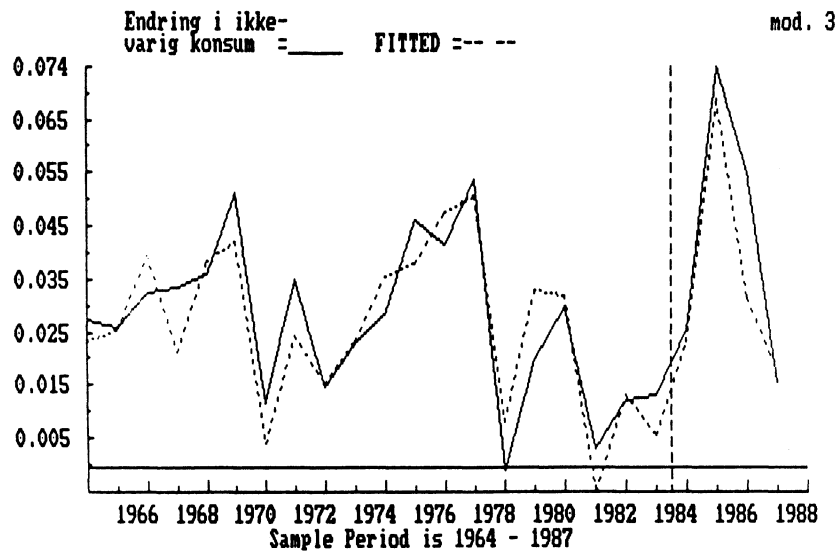


Figur 14. Føyningsplott for langtidssammenhengen. 4 forecasts.

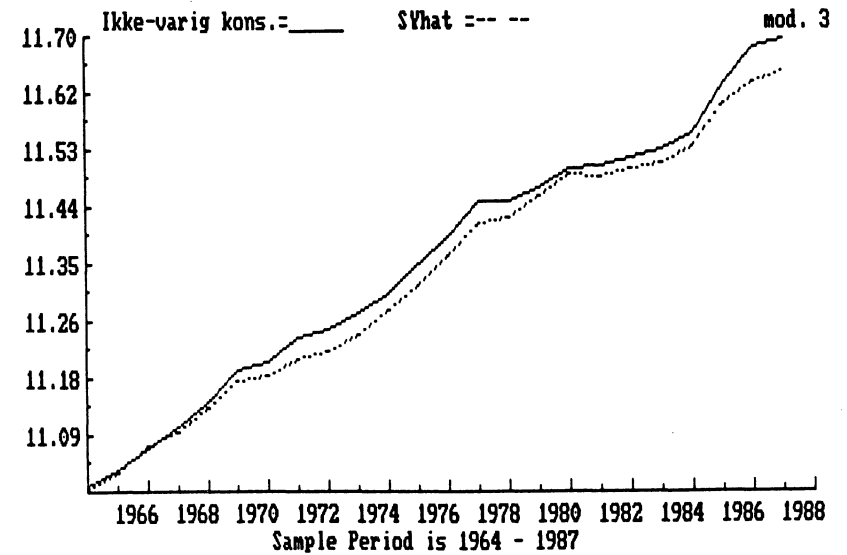


96

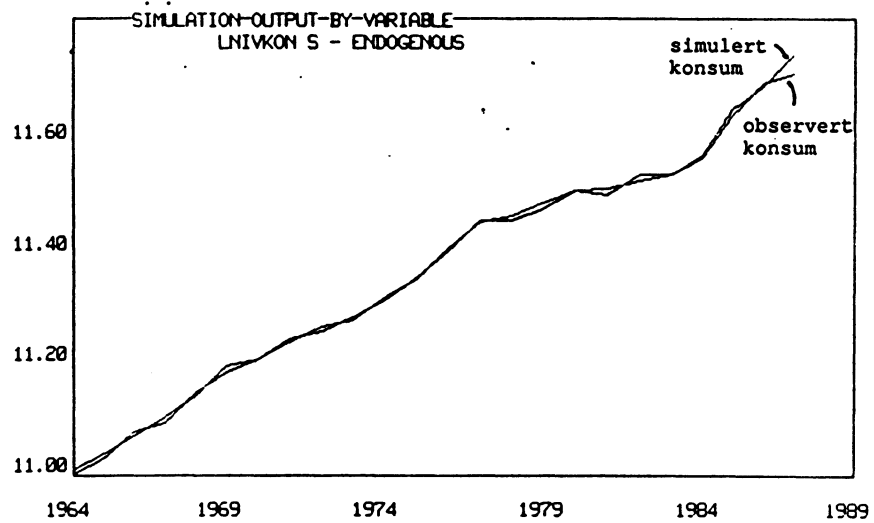
Figur 15. Føyningsplott for err. corr. modellen. 4 forecasts.



Figur 16. Føyningsplott. Err. corr. modellen på nivåform.



Figur 17. Føyningsplott. Dynamisk simulering. Modell 3.



Datavedlegg. Alle volumtall i faste 1980-priser

	Ikke-varig konsum	Prisindeks ikke-varige konsum	Konsum- deflator NR	Realdisp. inntekt	Fremmede renter	Erstatn. livsfors. mv.	Inflasjons- tap	Verdistign. bolig, Husbank- indeks	Verdistign. bolig, NR-indeks	Boligkap. Husbank- indeks	Boligkap. NR-indeks
1961	NA	NA	0.302	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1962	57378.67	0.307	0.319	73477.90	790.79	927.21	1206.98	NA	NA	68316.22	88937.98
1963	58912.73	0.317	0.328	77319.31	868.05	986.80	672.04	1812.49	-1198.81	70542.08	88394.80
1964	60580.37	0.334	0.343	79151.93	928.73	1015.73	1032.55	-328.16	-427.70	72473.69	90786.23
1965	62196.09	0.349	0.358	83392.49	999.48	1047.06	889.29	2999.45	2974.08	78293.50	97328.01
1966	64258.96	0.361	0.371	86771.99	1067.06	1123.93	548.26	3544.47	1544.91	83461.34	100985.73
1967	66466.74	0.378	0.387	87914.50	1116.95	1196.62	574.89	1615.01	-1680.61	89853.23	105103.71
1968	68940.80	0.390	0.399	91358.35	1182.71	1279.71	460.36	949.13	-496.36	94038.15	108419.17
1969	72565.30	0.404	0.413	94821.93	1254.56	1347.00	483.03	3725.65	470.44	95878.31	106989.32
1970	73450.09	0.444	0.454	100810.95	1262.27	1346.40	1223.17	-1832.06	-1685.86	101333.46	113413.15
1971	76084.58	0.474	0.483	105302.57	1331.71	1456.58	923.61	311.49	-2000.69	106509.76	116940.89
1972	77251.13	0.505	0.515	106665.48	1405.47	1479.92	1173.41	-2709.26	-1525.95	108159.56	120133.10
1973	79079.71	0.544	0.554	109380.46	1445.93	1666.71	1415.97	-620.89	2855.60	111094.77	126707.38
1974	81398.05	0.596	0.606	115313.01	1502.28	1703.39	1607.79	7562.72	6443.33	120344.01	135269.17
1975	85263.12	0.668	0.676	121300.06	1572.43	1689.64	2218.85	3715.86	-405.93	132697.93	144847.96
1976	88909.51	0.728	0.735	130896.82	1677.82	1801.87	1610.14	4184.77	3920.98	142516.67	154958.84
1977	93822.80	0.794	0.798	137334.11	1796.22	1851.04	1540.53	5375.31	793.19	154090.00	162789.56
1978	93821.06	0.862	0.864	140141.30	2077.07	1903.11	1766.62	2209.60	-4215.59	168599.19	171748.65
1979	95733.77	0.906	0.909	138871.84	2345.14	2075.65	1211.28	5.44	-4728.41	168320.47	167075.81
1980	98664.00	1.000	1.000	140034.50	2505.00	2123.80	2336.68	-2716.95	-1316.66	165760.16	165760.16
1981	99059.87	1.148	1.135	141526.40	2774.57	2088.24	2731.69	2071.75	-6749.62	177195.46	169140.82
1982	100321.35	1.283	1.259	142007.14	3125.25	2138.11	2043.49	4497.99	-4722.74	193369.95	176088.00
1983	101734.99	1.391	1.366	144957.67	3620.20	2331.39	1799.85	-5936.53	-4495.24	199768.33	182793.33
1984	104401.33	1.480	1.453	150382.57	4140.90	2671.76	1412.56	4929.89	-2695.76	212776.16	187767.92
1985	112529.70	1.570	1.538	152386.18	4678.09	2769.19	1110.00	3383.51	-1990.88	221349.65	190602.84
1986	118903.19	1.684	1.654	156182.67	5602.40	3397.48	592.90	2591.15	-587.79	234493.48	199231.46
1987	120881.49	1.801	1.780	157418.09	6422.54	4812.81	-734.01	15246.70	7644.63	NA	NA
1988	NA	NA	1.885	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

96

Datavedlegg. Alle volumtall i faste 1980-priser

	Andel drifts- resultat, bolig	Korr. andel drifts- resultat, bolig	Sedler og mynt	Innskudd	Spareobl.	Fors.krav	Lån, L1	Lån, L2	Andel hovedinnt.- taker 0-25 år	Andel hovedinnt.- taker 25-44 år	Andel hovedinnt.- taker 45-64 år	Andel hovedinnt.- taker over 65 år
1961	NA	NA	10517.79	35398.18	0.00	24495.90	49594.59	NA	4.07	34.07	40.25	21.17
1962	3972.52	3972.52	11172.89	36889.16	0.00	25454.09	52039.05	53677.24	4.36	33.09	40.61	21.43
1963	3952.36	3952.36	11153.79	37311.11	0.00	27071.07	53231.39	56126.61	4.67	32.14	40.97	21.70
1964	3882.70	3882.70	11416.52	38293.92	0.00	28287.62	55990.52	58522.18	5.00	31.22	41.34	21.97
1965	3808.75	3808.75	11931.00	40255.69	0.00	29870.43	62660.59	64835.96	5.36	30.32	41.71	22.24
1966	3769.61	3769.61	12221.88	33458.13	0.00	30768.89	65467.20	68583.15	5.74	29.45	42.08	22.52
1967	3792.96	3792.96	12753.23	39072.95	0.00	31709.89	68874.09	70988.46	6.15	28.60	42.45	22.80
1968	3944.75	3944.75	12946.34	41955.64	0.00	32116.03	73111.95	75831.80	6.51	29.85	40.70	22.80
1969	3900.23	3900.23	12521.44	43040.89	0.00	30679.21	73945.10	81289.36	6.89	31.14	39.01	22.80
1970	3411.05	3879.06	13101.80	45392.00	0.00	31030.25	77568.24	82697.73	7.30	32.50	37.40	22.80
1971	3722.87	4075.74	13501.91	50003.62	0.00	34104.46	81738.56	87071.69	7.53	32.37	36.76	23.32
1972	3120.40	4288.91	13715.38	52831.85	0.00	33984.45	82174.71	88635.13	7.76	32.23	36.12	23.85
1973	3230.93	4440.65	13507.10	54001.57	0.00	33640.32	84593.75	92673.85	8.00	32.10	35.50	24.40
1974	3262.76	4484.04	13768.49	55388.46	0.00	32311.18	85195.73	95384.67	7.62	33.01	34.65	24.66
1975	3284.13	4514.22	14512.76	62406.22	0.00	32570.63	89590.52	97716.76	7.25	33.94	33.81	24.93
1976	3407.82	4684.72	15318.24	66742.23	0.00	32873.57	99305.93	108245.66	6.90	34.90	33.00	25.20
1977	3506.78	4819.81	15925.00	71222.73	0.00	33887.63	102092.22	110823.90	7.00	35.23	31.97	25.72
1978	3529.86	4852.23	16059.55	78558.48	0.00	36674.75	108824.64	114423.54	7.10	35.56	30.97	26.26
1979	3676.08	5053.59	15125.00	81217.00	0.00	37426.00	111887.00	123478.20	7.20	35.90	30.00	26.80
1980	3708.00	5097.60	13981.72	80621.94	0.00	37197.20	110075.42	126398.00	7.13	37.12	30.84	24.59
1981	3767.36	5178.50	13395.72	82074.87	0.00	38280.04	116910.13	130635.64	7.07	38.39	31.71	22.56
1982	3883.18	5337.71	12830.61	84830.67	1537.78	41128.82	121330.21	131567.63	7.00	39.70	32.60	20.70
1983	4012.69	5515.75	12534.39	89835.52	1943.78	45283.00	127677.22	135797.35	5.92	39.15	30.75	23.82
1984	4234.82	5820.59	12378.59	98906.38	2344.11	50509.37	143050.64	151746.56	5.00	38.60	29.00	27.40
1985	4401.50	6050.17	12702.55	107924.75	2687.69	56411.29	163945.21	175829.17	4.50	40.20	27.80	27.40
1986	4415.82	6069.85	12591.91	110362.05	2771.88	62337.78	188141.45	201287.24	7.60	40.40	26.20	25.70
1987	4465.40	6138.01	NA	NA	NA	NA	NA	231520.57	5.80	41.80	26.50	25.90
1988	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

66

Datavedlegg. Alle volumtall i faste 1980-priser

	Arbeids- løshets- rate, AKU	Inntekt av varige goder ekskl. bil	Inntekt av egen bil 2,5% avkastn.	Inntekt, Y2	Inntekt, Y3	Realrente etter skatt Utlån	Veiet boligind. NR	Veiet boligind. Husbank	Nto. verdi borettslag NR	Nto. verdi borettslag Husbank
1961	NA	NA	189.25	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1962	1.77	789.16	248.53	74652.02	NA	3.376	0.96	0.77	3920.77	8034.34
1963	1.90	820.51	302.18	78560.74	79582.45	3.520	0.95	0.78	3836.38	7471.90
1964	1.78	858.80	364.39	80462.12	79014.40	3.356	0.93	0.77	3237.59	6688.46
1965	1.65	897.07	431.02	84768.16	86830.74	3.433	0.97	0.81	8589.87	12574.66
1966	1.56	935.42	495.66	88259.94	91199.29	3.556	0.98	0.84	8302.01	11891.08
1967	1.52	979.60	561.95	89535.72	90496.17	3.710	0.96	0.84	7694.77	10746.65
1968	1.79	1028.82	625.32	93109.49	93501.25	3.805	0.97	0.86	9204.27	12585.79
1969	1.74	1089.71	706.66	96710.75	99860.93	4.101	0.97	0.89	8735.98	11651.16
1970	1.55	1155.03	782.46	103300.58	100161.21	4.255	0.95	0.87	9526.56	12724.35
1971	1.52	1219.63	840.04	107839.98	107102.99	4.321	0.94	0.87	9490.12	12468.16
1972	1.65	1291.71	901.97	110102.13	106145.01	4.224	0.93	0.86	6624.73	9996.86
1973	1.53	1370.02	957.95	113138.93	110881.28	4.156	0.95	0.85	6633.01	10682.43
1974	1.41	1457.39	1014.92	119207.70	124961.51	4.343	0.98	0.90	7224.23	11256.09
1975	1.86	1552.26	1078.99	125278.62	126658.42	4.555	0.98	0.91	7350.69	10853.39
1976	1.77	1659.35	1165.76	135122.88	137573.46	4.819	0.99	0.93	6631.23	10015.24
1977	1.44	1784.60	1279.44	141766.00	145545.95	4.944	0.99	0.95	6099.90	8924.08
1978	1.79	1907.12	1347.09	144543.91	145160.86	5.473	0.97	0.96	6028.30	8168.08
1979	1.93	2019.00	1366.14	143364.99	142428.65	6.172	0.95	0.97	8716.03	10591.50
1980	1.66	2125.98	1398.50	144567.38	139894.95	6.035	0.94	0.95	9317.51	11459.28
1981	1.96	2226.87	1437.14	145915.24	145941.63	6.720	0.90	0.95	9733.92	10717.51
1982	2.55	2317.72	1484.16	146276.41	149718.05	7.310	0.91	1.00	21918.69	21753.52
1983	3.39	2395.35	1532.70	149099.96	142652.40	7.983	0.90	0.99	25188.61	25188.61
1984	3.14	2475.64	1571.44	154546.28	159532.75	8.221	0.89	1.01	25990.69	25990.69
1985	2.55	2578.10	1656.10	156360.15	160542.56	8.242	0.88	1.02	26894.25	26894.25
1986	1.97	2706.46	1790.40	160128.64	164331.81	8.911	0.88	1.04	28960.18	28960.18
1987	0.97	2827.26	1858.43	162166.66	179757.09	10.520	0.92	1.10	32862.64	32862.64
1988	NA	NA	1823.85	NA	NA	10.736	NA	NA	NA	NA

100

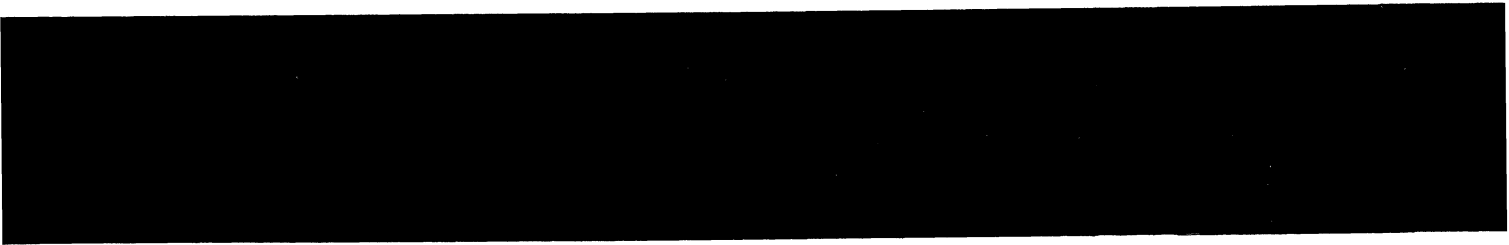
**Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk sentralbyrå
etter 1. juli 1989 (RAPP)**

*Issued in the series Reports from the Central Bureau of Statistics
since 1 July 1989 (REP)*

ISSN 0332-8422

- | | | | |
|----------|--|-----------|--|
| Nr. 89/5 | Statistisk sentralbyrå Hovedtrekk i arbeidsprogrammet for 1989. 1989-53s. (RAPP; 89/5) 60 kr ISBN 82-537-2720-8 | Nr. 89/18 | Undersøkelse om bruk av folkebibliotek 1988. 1989-83s. (RAPP; 89/18) 60 kr ISBN 82-537-2832-8 |
| - 89/6 | Utbyggingsregnskap Dokumentasjon av metode og resultater fra prøveregnskap 1986 og 1987/Øystein Engebretsen. 1989-58s. (RAPP; 89/6) 70 kr ISBN 82-537-2724-0 | - 89/19 | Aktuelle skattetal 1989 Current Tax Data. 1989-44s. (RAPP; 89/19) 60 kr ISBN 82-537-2844-6 |
| - 89/10 | Rehabilitering av bygninger 1986/Arild Thomassen. 1989-41s. (RAPP; 89/10) 70 kr ISBN 82-537-2791-7 | - 89/21 | Kommunehelsetjenesten Årstatistikk for 1988. 1990-83s. (RAPP; 89/21) 70 kr ISBN 82-537-2870-0 |
| - 89/12 | De eldres inntekter Nivå og ulikhet <i>Income of Aged People Level and Inequality. 1989-156s.</i> (RAPP; 89/12) 95 kr ISBN 82-537-2785-2 | - 89/22 | Energisubstitusjon i treforedlingssektoren/Torstein Bye og Tor Arnt Johansen. 1990-40s. (RAPP; 89/22) 60 kr ISBN 82-537-2873-5 |
| - 89/13 | Totalregnskap for fiske- og fangstnæringen 1983-1986. 1989-38s. (RAPP; 89/13) 60 kr ISBN 82-537-2783-6 | - 89/23 | Struktur og egenskaper ved en MSG-modell med Armingtonrelasjoner/Erling Holmøy og Tor Jakob Klette. 1990-99s. (RAPP; 89/23) 70 kr ISBN 82-537-2872-7 |
| - 89/14 | Ensliges inntekt og forbruk. 1989-107s. (RAPP; 89/14) 75 kr ISBN 82-537-2796-8 | - 90/1 | Naturressurser og miljø 1989 Energi, fisk, skog, jordbruk, luft, ressursregnskap og analyser. 1990-136s. (RAPP; 90/1) 75 kr ISBN 82-537-2918-9 |
| - 89/15 | Husholdningsstørrelse og -sammensetning 1960, 1970 og 1980 Noen utvalgte alderstrinn/Björg Moen. 1989-50s. (RAPP; 89/15) 60 kr ISBN 82-537-2847-6 | - 90/1A | Natural Resources and the Environment 1989 Energy, Fish, Forests, Agriculture, Air Resource Accounts and Analyses. 1990-144s. (RAPP; 90/1A) 75 kr ISBN 82-537-2931-6 |
| - 89/16 | Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene 1975-1989. 1989-63s. (RAPP; 89/16) 45 kr ISBN 82-537-2813-1 | - 90/2 | Region-2 En modell for regionaløkonomisk analyse/Knut Sørensen og Jøran Toresen. 1990-76s. (RAPP; 90/2) 70 kr ISBN 82-537-2880-8 |
| - 89/17 | Fruktbarhet og dødelighet i Norge 1771-1987. 1989-44s. (RAPP; 89/17) 60 kr ISBN 82-537-2840-9 | | |

- Nr. 90/3 Nasjonale og regionale virkninger av ulike utviklingslinjer i norsk jordbruk/Ådne Cappelen, Stein Inge Hove og Tor Skoglund. 1990-88s. (RAPP; 90/3) 45 kr ISBN 82-537-2890-5
- 90/4 Arbeidstilbudet i MODAG En analyse av utviklingen i yrkesdeltakingen for ulike sosiodemografiske grupper/Kjersti-Gro Lindquist, Liv Sannes og Nils Martin Stølen. 1990-178s. (RAPP; 90/4) 85 kr ISBN 82-537-2911-1
- 90/5 Utsyn over helsetjenesten Endringer i ressursbruk og aktivitet/Anders Barstad og Arne S. Andersen. 1990-133S. (RAPP; 90/5) 75 kr ISBN 82-537-2914-6
- 90/6 Who has a Third Child in Contemporary Norway? A Register-Based Examination of Socio-demographic Determinants/Øystein Kravdal. 1990-100s. (RAPP; 90/6) 75 kr ISBN 82-537-2919-7
- 90/7 Helsetilstanden i Norge Status og utviklingstrekk. 1990-95s. (RAPP; 90/7) 70 kr ISBN 82-537-2924-3
- Nr. 90/8 International Migration to Norway, 1988 Report for the Continuous Reporting System of Migration of OECD (SOPEMI) *Internasjonal flytting til Norge En rapport til OECDs Continuous Reporting System of Migration* (SOPEMI)/Lars Østby. 1990-66s. (RAPP; 90/8) 70 kr ISBN 82-537-2928-6
- 90/9 Informasjon om nasjonalregnskapet Dokumentasjonsnotater, publikasjoner og andre viktige referanser/Erling Joar Fløttum. 1990-41s. (RAPP; 90/9) 60 kr ISBN 82-537-2932-4
- 90/10 Flytting og arbeidsmarked i fylkene 1972-1986/Lasse Sigbjørn Stambøl. 1990-111s. (RAPP; 90/10) 75 kr ISBN 82-537-2935-9
- 90/11 Totalregnskap for fiske- og fangstnæringen 1984-1987. 1990-38s. (RAPP; 90/11) 60 kr ISBN 82-537-2944-8



Pris kr 75,00

Publikasjonen utgis i kommisjon hos H. Aschehoug & Co. og Universitetsforlaget, Oslo, og er til salgs hos alle bokhandlere.



ISBN 82-537-2979-0
ISSN 0332-8422