

Leif Brubakk

**Estimering av en
makrokonsumfunksjon for
ikke-varige goder 1968-1991**

Rapport

Leif Brubakk

**Estimering av en
makrokonsumfunksjon for
ikke-varige goder 1968-1991**

Standardtegn i tabeller	Symbols in tables	Symbol
Tall kan ikke forekomme	Category not applicable	.
Oppgave mangler	Data not available	..
Oppgave mangler foreløpig	Data not yet available	...
Tall kan ikke offentliggjøres	Not for publication	:
Null	Nil	-
Mindre enn 0,5 av den brukte enheten	Less than 0,5 of unit employed	0
Mindre enn 0,05 av den brukte enheten	Less than 0,05 of unit employed	0,0
Foreløpige tall	Provisional or preliminary figure	*
Brudd i den loddrette serien	Break in the homogeneity of a vertical series	—
Brudd i den vannrette serien	Break in the homogeneity of a horizontal series	

ISBN 82-537-4003-4
ISSN 0332-8422

Emnegruppe

59 Andre samfunnsøkonomiske emner

Emneord

Makroøkonomi
Modell
Økonometri

Design: Enzo Finger Design
Trykk: Falch Hurtigtrykk

Sammendrag

Leif Brubakk

Estimering av en makrokonsumfunksjon for ikke-varige goder 1968-1991

Rapporter 94/9 • Statistisk sentralbyrå 1994

I denne rapporten presenteres resultatene fra en økonometrisk analyse av utviklingen i konsumet av ikke-varige goder for perioden 1968-1991. Det legges særlig vekt på å forstå den noe turbulente utviklingen det siste tiåret, kjennetegnet ved en kraftig vekst i perioden 1985-86 og en tilsvarende kontraksjon i 1988-89. I de estimerte relasjonene inngår husholdningenes disponible inntekt og formue, gitt som summen av finansformue og boligformue, som de viktigste forklaringsvariablene. Resultatene tyder på at formue fikk økt betydning etter dereguleringen av kredittmarkedet. Det er også estimert en relasjon hvor disponibel inntekt er splittet opp på ulike sosioøkonomiske grupper. En slik oppsplitting synes å redusere den uforklarte variasjonen i data. På bakgrunn av estimeringsresultatene kan konsumveksten i 1985-87 forklare ved vekst i boligformuen kombinert med økt betydning av formue. Konsumnedgangen i 1988-89 kan forklare ved svak vekst i disponibel inntekt, reduksjon i boligformuen og den nedbygging av finansformuen som fant sted i 1985-87.

Emneord: Makroøkonomi, modell, økonometri.

Innhold

1.	Innledning	7
2.	Konsumteori	9
2.1	Livssyklushypotesen	9
2.2	Kredittrasjonering	11
2.3	Boligformuens betydning for konsumet	12
3.	Økonometrisk metode	13
3.1	Stasjonære og ikke-stasjonære prosesser	13
3.2	Feilkorreksjonsmodellen og kointegrasjon	13
3.3	Eksogenitet	14
3.4	Modellstrategi	15
4.	Estimeringsresultater	17
4.1	Innledning	17
4.2	En Brodin/Nymoenspesifikasjon for ikke-varige goder	17
4.3	Estimering med en forbedret boligprisindeks	21
4.4	En modell med tidsvarierende formueseffekt	22
4.5	En oppsplitting av inntekt på sosioøkonomiske grupper	26
4.6	Avsluttende merknader	34
	Referanser	37
	Vedlegg	39
	Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk sentralbyrå	41

1. Innledning*

Makrokonsumfunksjonen var i lang tid en av de mest stabile og pålitelige relasjonene i de norske makroøkonomiske modellene. Dette inntrykket endret seg imidlertid dramatisk i perioden 1985-87. Hverken konsumrelasjonen i Norges Banks modell RIKMOD eller i SSBs modeller MODAG og KVARTS var istand til å forklare den sterke veksten i privat konsum som fant sted i denne perioden. Liknende erfaringer ble også gjort i andre europeiske land i løpet av 1980-tallet. I perioden 1988-89 var vekstraten i konsumet negativ. Heller ikke denne utviklingen var konsumfunksjonene i SSBs modeller i stand til å forutsi.

I ettertid har det naturlig nok vært ønskelig å finne mulige forklaringer på sammenbruddet i konsumfunksjonene. De forklaringer som hittil er lansert kan grovt sett deles inn i to grupper. I Norge (og mange andre land) ble det på 1980-tallet gjennomført en omfattende deregulering av kredittmarkedet. En hypotese går ut på at denne liberaliseringen medførte en endring i bankenes og konsumentenes tilpasning som følge av endringer i rammebetingelsene. Konsumrelasjoner estimert på data før dereguleringen brøt derfor sammen.¹ En annen forklaring på sammenbruddet, er at de daværende relasjonene var feilspesifiserte i form av utelatte formueseffekter.² I perioden før dereguleringen av kredittmarkedet var forholdet mellom inntekt og formue relativt konstant, noe som kan forklare at ligningene for privat konsum føyde relativt godt til tross for at de ikke inneholdt formueseffekter. Etter dereguleringen oppstod det et brudd i korrelasjonen mellom inntekt og formue som følge av en sterk økning i boligprisene. Ifølge den andre hypotesen måtte derfor konsumfunksjoner som ikke inneholdt formue bryte sammen.

Hovedmålsetningen med arbeidet som presenteres i denne rapporten har vært å estimere en konsumrelasjon for ikke-varige goder som i størst mulig grad forklarer utviklingen for disse konsumgodene både før og etter dereguleringen av kredittmarkedet. Det blir lagt særlig vekt på å drøfte formuens betydning for konsumet samt nødvendigheten av å modellere eksplisitte skift i koeffisientene.

Rapporten er disponert som følger: I kapittel 2 drøftes utvalgte deler av konsumteorien. Kapittel 3 tar for seg en del økonometrisk teori relevant for estimering på tidsseriedata og i kapittel 4 presenteres estimeringsresultatene. Hovedkonklusjonen fra dette arbeidet er at husholdningenes formue har betydning for privat konsum av ikke-varige goder. Videre tyder resultatene på at formuen fikk økt betydning etter dereguleringen av kredittmarkedet.

* Denne rapporten bygger på min hovedoppgave i sosialøkonomi. Takk til Ragnar Nymoen og Ådne Cappelen for nyttige kommentarer til tidligere utkast. En spesiell takk til Bjørn Naug for grundig og kritisk gjennomgang av tidligere utkast. Eventuelle feil og mangler er fullt og helt mitt eget ansvar.

1 Se Magnussen og Moum (1992) og Muellbauer og Murphy (1989).

2 Se Brodin og Nymoen (1992).

2. Konsumteori

To sentrale teorier i konsumlitteraturen er livssyklushypotesen drøftet i Ando og Modigliani (1963) og Friedman's permanentinntektshypotese (Friedman (1957)). Utgangspunktet for disse teoriene er det samme, og jeg vil begrense meg til en presentasjon av førstnevnte teori. Siktemålet med dette kapittelet er ikke nødvendigvis å utlede testbare implikasjoner fra disse teoriene, men å finne frem til relevante forklaringsvariable som kan inngå i konsumrelasjonene for ikke-varige goder som vil bli estimert i kapittel 4. Forøvrig vil en også måtte ta hensyn til vesentlige restriksjoner som eventuelt følger fra teoriene. En slik bruk av økonomisk teori er helt i tråd med det som ofte går under betegnelsen "Hendry-metodologien", som blir nærmere drøftet i kapittel 3. I første del av kapittelet antas det at kapitalmarkedene er perfekte. Denne forutsetningen vil senere bli erstattet med en antagelse om at en andel av konsumentene møter låneskranker i kredittmarkedet. Til slutt diskuteres boligformuens betydning for konsumet.

2.1 Livssyklushypotesen

Utgangspunktet for både livssyklushypotesen og permanentinntektshypotesen er teori for tilpasning over tid. Vi betrakter i det følgende en representativ husholdning med en separabel nyttefunksjon gitt ved

$$(2.1) \quad U = \sum_{t=0}^{\infty} (1+\theta)^{-t} u(c_t)$$

der θ er den subjektive tidspreferanseraten. Om den tidsuavhengige nyttefunksjonen $u(c)$ antas de "vanlige" forutsetninger å gjelde. I tillegg gjør vi i (2.1) en forutsetning om "uendelig horisont". Vi skal dessuten anta at $u(c)$ er homogen av grad k . Dette er for såvidt en unødvendig streng forutsetning, men den kan forsvares med at den forenkler utledningen og at den ikke er nødvendig for konklusjonene. Det er tilstrekkelig å forutsette at preferansene er homotetiske. Antagelsen om homogenitet av grad k impliserer som kjent at

$$(2.2) \quad u'(\lambda c_t) = \lambda^{k-1} u'(c_t),$$

et resultat vi vil få bruk for i det følgende. Videre ser vi bort fra at det eksisterer usikkerhet med hensyn til fremtidig inntekt, og det forutsettes dessuten perfekte kapitalmarkeder med en konstant realrente.

Husholdningens formue på vilkårlig tidspunkt er gitt ved

$$(2.3) \quad w_{t+i} = (1+r) w_{t+i-1} + y_{t+i} - c_{t+i}$$

der w uttrykker formuen og y er husholdningens arbeidsinntekt. r er realrenten.

Maksimering av (2.1) gitt (2.3), ved bruk av Lagrange's metode, gir at følgende nødvendige betingelser må være oppfylt

$$(2.4) \quad (1+\theta)^{-i} u'(c_{t+i}) - \mu_i = 0$$

$$(2.5) \quad (1+r) \mu_{i+1} - \mu_i = 0$$

der μ er Lagrange-multiplikatoren. (2.4) og (2.5) gir at

$$(2.6) \quad u'(c_{t+i}) = [(1+\theta)/(1+r)] u'(c_{t+i-1})$$

Benytter vi nå (2.2), kan dette skrives

$$(2.7) \quad u'(c_{t+i}) = u'([(1+r)/(1+\theta)]^{1/k} c_{t+i-1})$$

og vi må da ha at

$$(2.8) \quad c_{t+i} = \alpha c_{t+i-1}, \text{ hvor } \alpha = [(1+r)/(1+\theta)]^{1/1-k}$$

Ved å integrere (2.3) følger det at nåverdien av husholdningens totale ressurser, altså husholdningens totale formue på et vilkårlig tidspunkt t , kan uttrykkes

$$(2.9) \quad V_t = (1+r) w_{t-1} + \sum_{i=0}^{\infty} (1+r)^{-i} y_{t+i} = \sum_{i=0}^{\infty} (1+r)^{-i} c_{t+i}$$

(2.9) gir videre ved systematisk substitusjon

$$(2.10) \quad c_{t+i} = \alpha^i c_t$$

Setter vi dette inn i (2.9) får vi etter litt regning

$$(2.11) \quad c_t = kV_t, \text{ hvor } k = [(1+r - \alpha)/(1+r)]$$

Konsumet på tidspunkt t er altså proporsjonalt med nåverdien av total formue på samme tidspunkt, med proporsjonalitetsfaktor k . Som det fremgår vil k avhenge av realrenten og den subjektive tidsprefranseraten. Denne lineære sammenhengen mellom konsum og total formue er også utgangspunktet for analysene til Ando/Modigliani (og Friedman). Forutsetningene de benytter for å utlede (2.11) er imidlertid ikke fullt ut sammenfallende med de som er benyttet her.

Som nevnt tar Ando og Modigliani (A&M) utgangspunkt i en relasjon av samme type som (2.11). Imidlertid betrakter A&M et enkelt individ (ikke en husholdning) og individet har ikke evig liv, men lever i et endelig antall år. Selve utledningen som ligger til grunn er presentert av Modigliani og Brumberg (1954). Proporsjonalitetsfaktoren k (fra (2.11)), vil nå i tillegg avhenge av individets alder (dvs. gjestående leveår). For å følge A&M kan vi da for et individ med alder T skrive

$$(2.12) \quad c_t^T = k^T V_t^T, \text{ hvor } V_t^T = w_{t-1}^T + y_t^T + \sum_{i=T+1}^N (1+r)^{-(i-T)} y_i^{eTi}$$

der N uttrykker forventet levetid. y^{eTi} angir individets forventede inntekt ved alder iT . For å komme videre definerer A&M "gjennomsnittlig forventet årlig inntekt"

$$(2.13) \quad y_t^{eT} = (N-T)^{-1} \sum_{i=T+1}^N (1+r)^{-(i-T)} y_i^{eTi}$$

(2.12) kan da skrives som følger

$$(2.14) \quad c_t^T = k_t^T y_t^T + k_t^T (N-T) y_t^{eT} + w_{t-1}^T$$

Dersom alle individer innenfor en bestemt aldersgruppe T har lik proporsjonalitetsfaktor k , kan vi summere over hver aldersgruppe for å finne aggregert konsum for en bestemt aldersgruppe T som følger

$$(2.15) \quad C_t^T = k_t^T Y_t^T + (N-T) k_t^T Y_t^{eT} + W_{t-1}^T$$

hvor altså de store bokstaver refererer til aggregerte størrelser. En nærliggende fortsettelse er nå å formulere en aggregert konsumrelasjon for alle aldersgrupper av følgende type

$$(2.16) \quad C_t = \beta_1 Y_t + \beta_2 Y_t^e + \beta_3 W_{t-1}$$

En kan her tenke seg at koeffisientene er veide summer av de tilsvarende aldersspesifikke koeffisientene

For å sikre at koeffisientene i (2.16) er stabile over tid, må vi forutsette at parametrene for alle aldersgrupper er konstante over tid, og at det samme gjelder for aldersstrukturen i befolkningen og fordelingen av inntekt, forventet inntekt og formue over aldersgruppene. Grunnen til at aldersstrukturen er av betydning følger av selve "livssyklushypotesen".

Et sentralt poeng i denne hypotesen går på at en konsumentens inntekts- og konsumbane gjennom livet ikke er sammenfallende. I følge A&M, stiger den typiske inntektsbanen fra yrkeskarrieren begynner til den når en topp et eller annet sted litt over midtveis i karrieren. Deretter synker inntekten når individet nærmer seg pensjonsalder. Konsumet derimot, hevdet A&M, oppviser mye mindre endringer fra periode til periode. A&M antok altså at konsumbanen er relativt flat over livssyklusen. Det typiske individ inntar derfor en netto gjeldsposisjon i begynnelsen av sin karriere, for så etter hvert å komme over i en netto fordringsposisjon. I den siste delen av livet vil individet tære på denne positive formuen.

Som vi ser er ikke (2.16) umiddelbart anvendbar for økonometriske analyser siden forventet inntekt inngår som forklaringsvariabel. En av hypotesene A&M prøvde ut var å relatere forventet inntekt til observerbar inntekt på følgende måte

$$(2.17) \quad Y_t^e = \beta_4 Y_t$$

som innsatt i (2.16) gir

$$(2.18) \quad C_t = \beta_5 Y_t + \beta_3 W_{t-1}$$

der $\beta_5 = \beta_1 + \beta_2 \beta_4$. Livssyklusteorien antyder altså at inntekt og formue har betydning for bestemmelsen av konsumet. Videre har vi sett at aldersstrukturen vil kunne spille en rolle. A&M forutsatte konstant realrente. Dette er ikke en realistisk antakelse, og som det fremgår vil også realrenten være en kandidat til forklaring av konsumet dersom denne tillates å variere.

Vi har så langt antatt at individet kjenner sin fremtidige inntekt. Dette er opplagt en forenkling. En mer realistisk antakelse er at fremtidig inntekt er en stokastisk variabel. For tilfellet der inntekt følger en bestemt sannsynlighetsfordeling, vil det generelt være vanskelig å utlede eksplisitte uttrykk for konsumet. Hall (1978) viser at dersom individene har rasjonelle forventninger om fremtidig inntekt og preferansene kan representeres ved en kvadratisk nyttefunksjon, så vil konsumet i periode t være gitt ved

$$(2.19) \quad c_t = \mu + \rho c_{t-1} + \varepsilon_t$$

der μ og ρ er parametre³ og ε_t et stokastisk ledd. Ifølge Hall vil den beste prediktor for c_t være $\mu + \rho c_{t-1}$. All relevant informasjon kjent på tidspunkt $t-1$ er inkorporert i c_{t-1} . ε_t uttrykker effekten på c_t av en oppjustering av inntektsforventningene fra periode $t-1$ til t . Som det fremgår av (2.19) har ikke usikkerhet betydning for konsumet når individenes nytte kan uttrykkes ved en kvadratisk nyttefunksjon. Som regel vil imidlertid økt usikkerhet føre til økt sparing ut fra et forsiktighetsmotiv. Det er rimelig å anta at endring i ledighetsraten vil være positivt korrelert med variasjonen i inntekt. Økt ledighet fører til økt usikkerhet med hensyn til fremti-

3 Realrenten inngår i både μ og ρ . μ og ρ vil således kunne variere dersom realrenten endres over tid.

dig inntekt. Det er derfor vanlig å inkludere endring i ledighetsraten i konsumfunksjonen som et uttrykk for usikkerhet

Et arbeid som har hatt stor innflytelse på senere konsumstudier, er Hendry og von Ungern-Sternberg (1981) (heretter HUS). HUS postulerer at individene, som et resultat av en bakenforliggende nyttemaksimering, ønsker å opprettholde et konstant forhold mellom konsum og inntekt og mellom formue og inntekt. Dette kan uttrykkes som følger

$$(2.20) \quad C = K \cdot Y$$

$$(2.21) \quad W = B \cdot Y$$

der K og B er konstanter. De øvrige variable har samme tolkning som ovenfor. (2.20) og (2.21) vil representere en stasjonærløsning. De variable antas imidlertid å være stokastiske slik at avvik fra likevekt kan oppstå. Aktørene ønsker å unngå slike avvik, noe HUS formaliserer ved å anta at aktørene har en kvadratisk tapsfunksjon i avviket mellom de planlagte størrelsene C^p og W^p og stasjonærløsningen gitt ved (2.19) og (2.20). HUS antar følgende tapsfunksjon på logaritmeform

$$(2.22) \quad L = \lambda_1 (w_t^p - y_t - b)^2 + \lambda_2 (c_t^p - y_t - k)^2 + \lambda_3 (c_t^p - c_{t-1}^p)^2 - 2 \lambda_4 (c_t^p - c_{t-1}^p) (y_t - y_{t-1})$$

der $c = \ln C$, $y = \ln Y$, $w = \ln W$, $k = \ln K$ og $b = \ln B$. Som det fremgår av (2.21) er det også kostnader forbundet med å foreta en momentan tilpasning av konsumet til en ny likevekt. Disse kostnadene er imidlertid mindre enn kostnadene ved ikke å endre konsumet når likevektsløsningen endres. Dette forholdet er ivarettatt av det siste leddet i (2.21). Individene antas så å minimere L med hensyn på c_t^p (eller w_t^p) gitt en restriksjon av typen (2.3). Dette resulterer i en dynamisk konsumrelasjon på formen

$$(2.23) \quad \Delta c_t = \theta_0 + \theta_1 \Delta y_t + \theta_2 (y_{t-1} - c_{t-1}) + \theta_3 (w_{t-1} - y_{t-1}) + u_t$$

der u_t er et stokastisk ledd. (2.22) er et eksempel på en såkalt feilkorreksjonsmodell, som vi kommer nærmere tilbake til i kapittel 3.

2.2 Kredittrasjonering

Modellene til A&M bygger på en antakelse om perfekte kapitalmarkeder, noe som blant annet innebærer at individene fritt kan låne det de måtte ønske til en gitt rente. Dette er ikke en god beskrivelse av det norske lånemarkedet i perioden før dereguleringen av kredittmarkedet og antakeligvis heller ikke for perioden etter dereguleringen. Mye tyder nemlig på at en del individer har vært rasjonerte i perioden etter dereguleringen. Det kan vises at i en situasjon med asymmetrisk informasjon mellom kredittinstitusjon og lånetaker, vil det kunne være optimalt for kredittinstitusjonen å rasjonere kreditten. Vår hypotese vil likevel være at norsk økonomi gikk over i et regime med mindre grad av kredittrasjonering etter liberaliseringen av kredittmarkedet. Vi skal nå se nærmere på hvilke konsekvenser det kan få for konsu-

met at individene møter skranker i lånemarkedet. For enkelhets skyld begrenser vi oss til en to-periode modell.

Individenes nyttefunksjon og beskrankninger antas gitt ved henholdsvis

$$(2.24) \quad U = u(c_1) + (1 + \theta)^{-1} u(c_2)$$

og

$$(2.25) \quad w_1 = (1 + r) w_0 + y_1 - c_1$$

$$(2.26) \quad c_2 = y_2 + (1 + r) w_1$$

Dette er helt i tråd med (2.1) og (2.3) ovenfor, med $i=1,2$ og $w_2=0$. y_1 og y_2 antas eksogent gitt. w betegner her netto fordringer. Individene har begrenset adgang til å ta opp lån, noe vi skal formalisere ved å anta at w_1 må overstige en gitt nedre grense w_1^* , dvs.

$$(2.27) \quad w_1 \geq w_1^*$$

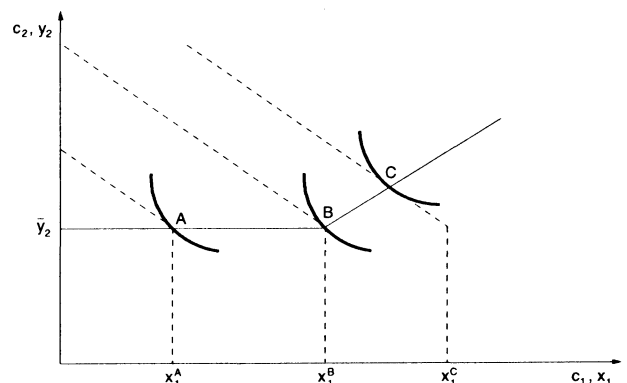
I fig. 2.1 har vi illustrert individets tilpasning når $w_1^*=0$

x_1 uttrykker likvid beholdning i periode 1 og er gitt ved $x_1 = y_1 + (1+r)w_0$. Når $w_1^*=0$ gir x_1 maksimalt oppnåelig konsum. De stiplede linjene uttrykker individets budsjettlinjer, som formelt kan skrives

$$(2.28) \quad (c_1, c_2) \in \begin{cases} c_1 + (1+r)^{-1} c_2 = x_1 + (1+r)^{-1} y_2 & \text{hvis } w_1 > 0 \\ c_1 = x_1 & \text{hvis } w_1 = 0 \end{cases}$$

Budsjettlinjene får en knekk i $c_2 = y_2$ (jmf. fig. 2.1), noe som illustrerer at individet ikke har mulighet for å ta opp lån. Dersom $x_1 \leq x_1^B$, vil låneskranken være effektiv og indi-

Figur 2.1



videt vil konsumere hele sin likvide beholdning. I et slikt regime følger det at den marginale konsumtilbøyelighet vil være lik én. En marginal økning i inntekten vil i sin helhet bli konsumert. For $x_1 \leq x_1^B$ følger det av figuren at den marginale konsumtilbøyelighet er mindre enn én. I dette regime vil vi ha samme tilpasning som i tilfellet uten kreditt-rasjonering, noe som skyldes at restriksjonen (2.26) ikke er bindende.

En viktig implikasjon i tilfellet hvor individet er rasjonert, er at kredittinstitusjonenes utlån vil være en selvstendig forklaringsvariabel for konsumet. Når individene er rasjonerte, vil (2.26) være oppfylt med likhet, og det følger da fra (2.24) at

$$(2.29) \quad c_1 = (1+r)w_0 + y_1 - w_1^*$$

w_1^* kan her tolkes som et uttrykk for utlån. I tilfellet uten rasjonering er utlån endogent bestemt, og vil derfor ikke ha en selvstendig effekt på konsumet. En mer formell begrunnelse for at utlånsvolumet vil kunne ha en selvstendig effekt på konsumet i et regime med kredittasjonering er gitt av Cappelen (1991).

Fra diskusjonen ovenfor følger det at rasjonerte konsumenter vil ha en høyere marginal konsumtilbøyelighet av likvide midler enn individer som kan tilpasse seg fritt. Denne typen asymmetri gir viktige implikasjoner for tilfellet der andelen rasjonerte individer endres. Hvis vi betegner denne andelen λ , kan aggregert konsum uttrykkes som følger

$$(2.30) \quad c = \lambda c^R(z; \alpha) + (1-\lambda) c^U(z; \beta)$$

$c^R(z; \alpha)$ og $c^U(z; \beta)$ er konsumfunksjoner (aggregerte) for henholdsvis rasjonerte og ikke-rasjonerte individer, der z er en vektor med j forklaringsvariable og α og β er tilhørende parametervektorer. Hvis vi spesielt antar at $c^R = \alpha'z$ og $c^U = \beta'z$ har vi at (2.28) kan uttrykkes

$$(2.31) \quad c = \varphi'z, \quad \varphi = [\alpha\lambda + (1-\lambda)\beta]$$

Det følger av (2.29) at en endring i λ vil endre φ_j dersom $\alpha_j \neq \beta_j$. Ut fra teorien er det derfor rimelig å vente at en liberalisering av kredittmarkedet vil gi skift i koeffisientene for inntekt og den likvide delen av formuen (i (2.30)). En viktig konklusjon fra dette er at vi vil vente en lavere marginal konsumtilbøyelighet når andelen rasjonerte reduseres.

2.3 Boligformuens betydning for konsumet

I flere nylig foretatte empiriske studier av makrokonsumfunksjonen har boligformuen vært trukket frem som en viktig forklaringsvariabel.⁴ Særlig understrekes realprisøkningen på boliger som en viktig årsak til den kraftige reduksjon i spareraten som ble observert i en rekke land på midten av 1980-tallet. Jeg vil nedenfor kort drøfte det teoretiske grunnlaget for en slik hypotese.

Skjæveland (1989) diskuterer, med utgangspunkt i en toperiode modell, den teoretiske relevansen av boligprisene for konsumet.⁵ Modellen Skjæveland benytter er en utvidelse av modellen presentert i 2.1. Utvidelsen består i at formuesvariabelen er splittet opp i finansformue og boligformue og at individene tillates å etterlate seg arv. Konklusjonen er at det kun er varige prisendringer som kan ha effekt⁶ av betydning på konsumet. En midlertidig prisendring vil, for et individ som ikke planlegger å endre sin boligstørrelse, ikke ha noen konsumeffekt. Individer som reduserer sin boligmasse vil realisere en kapitalgevinst når boligprisene øker, mens det motsatte er tilfellet for de som kjøper en større bolig. Siden boligmassen på kort sikt er gitt, vil nettogevinsten for disse to gruppene sett under ett være lik null. Eventuelle konsumeffekter må være et resultat av ulik konsumtilbøyelighet for de to gruppene og vil derfor neppe være særlig betydelige. En varig prisendring innebærer en gevinst for individer som ikke planlegger å endre boligvolumet, fordi sluttformuen øker (gitt at individene ønsker å etterlate seg en positiv sluttformue til sine etterkommere). Denne formuesøkningen kan helt eller delvis tas ut i økt konsum, ved at individet øker sin opplåning. Omfordelings-effekten mellom de som kjøper og selger boliger blir mindre. De som øker sin boligstørrelse vil få kompensert for tapet av økt boligpris ved at sluttformuen øker. Det motsatte gjelder for de individer som reduserer boligstørrelsen.

Det kan argumenteres for at realprisen på boliger vil være konstant på lang sikt. Økt boligetterterspørsel vil på kort sikt slå ut i økte priser, fordi boligmassen er gitt. Dette vil stimulere til igangsettelse av nye byggeprosjekter, slik at tilbudet øker over tid. Gitt at marginalkostnadene i produksjonen av nye boliger er tilnærmet konstante, vil boligprisene på lang sikt bevege seg tilbake til sitt initialnivå. Dersom dette er tilfellet, vil alle boligprisendringer være midlertidige, og boligformuen vil ikke ha effekt på konsumet. En slik konklusjon krever imidlertid at aktørene har modellkonsistente forventninger. Dette er ikke nødvendigvis tilfellet. Videre er det ikke opplagt at marginalkostnadene er konstante. Dette er et empirisk spørsmål. Vi kan derfor konkludere med at teorien ikke gir et entydig svar på hvorvidt boligformuen har effekt på konsumet eller ikke. En fornuftig tilnærming vil derfor være å la data kaste lys over spørsmålet.

Det er her antatt perfekte kapitalmarkeder. Når individene møter skranker i lånemarkedet, er muligheten for å ta ut en del av sluttformuen i konsum begrenset. En vil derfor vente at en eventuell effekt av boligformuen på konsumet vil øke ved overgang til et regime med mindre grad av rasjonering.

Som nevnt er det grunn til å tro at det har vært markedsbestemt kredittasjonering etter dereguleringen av kredittmarkedet på midten av 1980-tallet. I et slikt regime vil utlånsvolumet avhenge av den sikkerhet, for eksempel i form av bolig, individene er i stand til å stille. Det kan derfor være en indirekte effekt av boligformuen på konsumet, via utlånsvolumet, under et regime med markedsbestemt rasjonering. Dette trekker også i retning av økt betydning av boligformuen for konsumet etter dereguleringen av kredittmarkedet.

4 Se f.eks. Muellbauer og Murphy (1989) og Brodin og Nymoen (1992).

5 Skjæveland presiserer ikke hvilket konsumbegrep han har i tankene. På bakgrunn av drøftingen synes det imidlertid klart at boligkonsumet er holdt utenfor.

6 Husholdningene må på en eller annen måte danne seg en oppfatning om prisendringen er varig eller ikke. Dette tar modellen til Skjæveland ikke hensyn til.

3. Økonometrisk metode

Hovedvekten i dette avsnittet vil bli lagt på kointegrasjonsteorien og dens relevans for feiljusteringsmodellen, som benyttes ved estimering av konsumrelasjonene i kapittel 4. I tillegg vil jeg se nærmere på eksogenitetsbegrepet og ulike kriterier for evaluering av økonometriske modeller.

3.1 Stasjonære og ikke-stasjonære prosesser

Vi skal starte med å definere begrepene stasjonære og ikke-stasjonære prosesser. Anta at vi har en stokastisk prosess X_t , der t betegner tidsintervall. X_t er (svakt) stasjonær dersom

$$(3.1) \quad E X_t = \mu$$

$$(3.2) \quad KOV(X_t, X_s) = KOV(X_{t-k}, X_{s-k}), \forall t, s, k$$

μ betegner her en konstant. Svak stasjonaritet krever altså konstant forventning og at kovariansen mellom to observasjoner kun avhenger av avstanden mellom disse i tid og ikke av tiden, noe som innebærer at variansen er konstant.

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

$$(3.3) \quad X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t, |\rho| < 1$$

ε_t betegner her en "hvit støy"-variabel, som selv er stasjonær. Det er avgjørende at absoluttverdien av ρ er mindre enn en. For $\rho = 1$ har vi en såkalt "tilfeldig gang" som er et eksempel på en ikke-stasjonær prosess. I dette tilfellet vil imidlertid $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ være stasjonær siden ε_t er stasjonær.

Når en tidsserie X_t blir stasjonær etter å ha blitt differensiert én gang sier vi at serien er integrert av orden én, og vi skriver $X_t \sim I(1)$. Generelt er en prosess X_t integrert av orden d , $I(d)$, dersom vi må differensiere d ganger for å oppnå stasjonaritet. Det følger at X_t i (3.3) er $I(1)$ for $\rho = 1$. Integrasjonsgraden til ulike serier er av interesse fordi den sier oss noe om hvilke variable det er meningsfylt å sette sammen i en regresjonsligning. Anta at vi ønsker å estimere følgende ligning

$$(3.4) \quad Y_t = \alpha X_t + \varepsilon_t,$$

hvor Y_t og X_t er tidsserier. Dersom vi benytter OLS, må et minstekrav være at $\varepsilon_t \sim I(0)$. Vi er da sikret at ε_t har veldefinert forventning og varians. En tilstrekkelig betingelse for at ε_t skal være en $I(0)$ serie er at både Y_t og X_t er $I(0)$, noe som følger av at summen av to $I(0)$ serier gir en $I(0)$ serie. OLS gir i dette tilfellet, under forutsetning av at (3.4) er en korrekt spesifikasjon, et konsistent estimat for α . Hvis derimot $Y_t \sim I(1)$ og $X_t \sim I(1)$ vil plim $\alpha = 0$. Den endelige variansen i en $I(0)$ serie kan ikke forklare den uendelige variansen i en $I(1)$ serie. Motsatt vil også plim $\alpha = 0$ dersom $Y_t \sim I(0)$ og $X_t \sim I(1)$, fordi en variabel med uendelig varians ikke kan forklare den endelige variansen i en $I(0)$ serie. Tilfellet hvor både Y_t og X_t er $I(1)$ kommer jeg tilbake til i neste avsnittet.

Ut fra det som nå er sagt følger det at serienes tidsserieegenskaper bør sjekkes før en går igang med estimeringen. Svært mange makroøkonomiske tidsserier har vist seg å være $I(1)$. Brodin og Nymoen (1992) rapporterer at dette gjelder for konsum, inntekt og formue på norske data. Jeg vil derfor bygge på dette resultatet.

3.2 Feilkorreksjonsmodellen og kointegrasjon

Et problem med å estimere en statisk modell som (3.4), er at det kan eksistere tregheter i tilpasningen som ikke blir ivare tatt i en slik formulering. Tilpasningstreheter kan tas hensyn til ved at tilbakedaterte variable inkluderes blant regresorene. Et eksempel på en slik modell er følgende autoregressiv distribuert lag (ADL)-modell

$$(3.5) \quad Y_t = \alpha + \gamma_1 X_t + \gamma_2 Y_{t-1} + \gamma_3 X_{t-1} + \varepsilon_t,$$

der vi skal anta at Y_t og X_t er $I(1)$ serier.

En bestemt reparametrisering av (3.5) gir en såkalt feilkorreksjonsmodell ("error correction model" (ECM)), som har blitt svært vanlig ved dynamisk modellering i de senere år. Den ble introdusert av Sargan (1964), men fikk først sitt gjennombrudd med Davidson et al. (1978). Feiljusteringsrepresentasjonen av (3.5) er gitt ved

$$(3.6) \quad \Delta Y_t = \alpha + b_1 \Delta X_t + b_2 Y_{t-1} + b_3 X_{t-1} + \varepsilon_t,$$

hvor $b_1 = \gamma_1$, $b_2 = \gamma_2 - 1$, $b_3 = \gamma_3 + \gamma_1$ og $0 > b_2 > -2$

Det som typisk kjennetegner en feilkorreksjonsmodell er at differenser og nivåstørrelser inngår i samme modell. Fordelelen med å benytte en formulering av typen (3.6) fremfor en ADL-parametrisering, er at parametrene i (3.6) er enklere å tolke økonomisk enn parametrene i (3.5). For (3.6) er den statiske langtidsløsningen gitt ved

$$(3.7) \quad Y_t = -\alpha/b_2 - b_3/b_2 * X_t$$

Vi kan altså tolke $-b_3/b_2$ som langtidseffekten på Y_t av en marginal økning i X_t . b_1 i (3.6) uttrykker korttidseffekten av skift i X_t på Y_t . b_2 angir den partielle endringen i Y_t som følger av én enhets avvik fra den statiske langtidsløsningen i foregående periode. Korttidsdelen, som er gitt ved de differensierte variablene, og langtidssdelen, som er gitt ved nivåleddene, inngår altså i feilkorreksjonsmodellen med separate koeffisienter. En annen fordel med reparametriseringen (3.6) er at kollineariteten mellom regressorene er mindre i (3.6) enn i (3.5). Dette skyldes at korrelasjonen mellom differenser og nivåledd og mellom ulike differensledd er relativt liten i forhold til korrelasjonen mellom nivåvariable.⁷ Parametrene i (3.6) blir derfor skarpere bestemt enn parametrene i (3.5). De statistiske egenskapene til de to modellene (3.5) og (3.6) er forøvrig identiske.

Anta at vi skal estimere (3.6) ved OLS. Det er da ønskelig at restleddet er stasjonært. De differensierte variablene er pr. definisjon stasjonære (siden nivåene er $I(1)$). Generelt vil imidlertid en lineær kombinasjon av to $I(1)$ serier (Y_{t-1} og X_{t-1}) være $I(1)$, slik at $\epsilon_t \sim I(1)$ med mindre $b_2=b_3=0$. Dersom Y_t og X_t kointegrerer, vil det imidlertid finnes en vektor som er slik at en lineær kombinasjon av Y_t og X_t er $I(0)$. ϵ_t er da gitt som en lineær kombinasjon av $I(0)$ serier og er selv $I(0)$. Engle og Granger (1987) definerer kointegrasjon som følger:

Komponentene i en vektor Z sies å være kointegrert av orden d, b (skrives $ZI(d, b)$) hvis alle komponentene i Z er $I(d)$ og det eksisterer en vektor θ slik at $\theta'Z \sim I(d-b)$, $b > 0$. Vektoren θ er kointegrasjonsvektoren.

At variable kointegrerer innebærer at de ikke kan drive for langt fra hverandre over tid. Kointegrasjonssammenhengen vil da gjelde forventningsmessig og eventuelle avvik vil være stasjonære. Dette koresponderer godt med definisjonen av en stasjonær likevekt ("steady state") i økonomisk teori. Anta at (3.4) uttrykker en teorisammenheng mellom Y og X , f.eks. kan Y være konsum og X inntekt. Hvis ikke Y og X kointegrerer, vil ikke (3.4) gjelde forventningsmessig og teorien må være ufullstendig. I praksis kan vi imidlertid ha målefeil i variablene slik at de observerte variable ikke kointegrerer selv om de sanne variablene gjør det. Isåfall er det galt å konkludere med at teorien er ufullstendig.

Et svært nyttig resultat innenfor kointegrasjonsteorien er Granger's representasjonsteorem (Granger (1983)). Teoremet sier at hvis et sett variable kointegrerer, så kan de representeres med en feilkorreksjonsmodell. Implikasjonen gjelder også i motsatt retning. En gyldig feilkorreksjonsmo-

dell genererer kointegrerte variable. Dette gir en solid statistisk fundering for feilkorreksjonsmodellen. Dersom de estimerte verdiene av b_2 og b_3 i (3.6) er signifikante og residualene synes å være "hvit støy", er det statistisk grunnlag for å hevde at nivåleddene Y_{t-1} og X_{t-1} kointegrerer og at (3.7) er en empirisk likevektssammenheng. Hvis Y_t og X_t ikke kointegrerer, vil $\text{plim } \hat{b}_2 = \text{plim } \hat{b}_3 = 0$, siden nivåleddene da er $I(1)$ og ikke kan forklare noe som er $I(0)$ (ΔX_t). Insignifikante nivåvariable kan derfor være en indikasjon på at variablene ikke kointegrerer

3.3 Eksogenitet

Modellen i (3.6) er en betinget modell hvor vi betinger med hensyn på høyresidevariablene. Gyldig betinging krever at variablene er eksogene. Engle et.al (1983) skiller mellom tre typer eksogenitet ut fra hvilke anvendelser modellen er tiltenkt. Disse er: svak eksogenitet, sterk eksogenitet og supereksogenitet. Svak eksogenitet er nødvendig for å sikre konsistens og effisiens når OLS anvendes som estimeringsmetode. Skal (3.6) alene benyttes til prediksjoner, må vi kreve at forklaringsvariablene er sterkt eksogene. Super-eksogenitet må være oppfylt dersom modellen skal brukes til politikksimuleringer.

Svak eksogenitet

Vi lar nå Y_t og X_t være to stokastiske variable med simultan tetthetsfunksjon $f(Y_t, X_t; \theta)$, der θ er den tilhørende parametervektoren f kan faktoriseres som følger

$$(3.8) \quad f(Y_t, X_t; \theta) = g(Y_t | X_t; \lambda) \cdot h(X_t; \varphi),$$

der g er tetthetsfunksjonen til Y_t gitt X_t med tilhørende parametervektor og h er den marginale tettheten til X_t med parametervektor φ . X_t sies å være svakt eksogen med hensyn til et sett av parametre Ψ dersom Ψ er en funksjon av λ og ikke av φ . Ψ er de parametre økonomikeren ønsker å estimere og omtales som interesseparametrene. At X_t er svakt eksogen for Ψ innebærer at det ikke er tap av informasjon forbundet med å betinge med hensyn på X_t .

En generell eksogenitetstest er Hausman-testen. Anta at vi ønsker å estimere følgende betingede modell

$$(3.9) \quad Y_t = \alpha Z_t + \beta X_t + \epsilon_t,$$

hvor vi "mistenker" X_t for å være endogen. For å teste om X_t er eksogen inkluderer vi residualene fra en estimert redusert-form relasjon for X_t i (3.9), og tester så for signifikansen av disse. Lar vi \hat{v}_t være serien med residualer består altså testen i å teste for signifikansen til δ i følgende ligning

$$(3.10) \quad Y_t = \alpha Z_t + \beta X_t + \delta \hat{v}_t + \epsilon_t$$

Hausmann-testen er strengt tatt ikke en fullstendig test for svak eksogenitet siden effisienskravet ikke testes.⁸ En noe

⁷ Usikkerheten i parameterestimaten for α , γ og b_i , $i=1,2,3$, blir imidlertid den samme enten vi estimerer (3.5) eller (3.6).

⁸ Se Urbain (1992) for en diskusjon.

mer uformell test for simultanitetsskjevheter vil være å sammenligne OLS-estimatene fra (3.6) med IV-estimatene fra samme ligning. Store avvik mellom estimatene indikerer at vi har et simultanitetsproblem.

Supereksogenitet

En variabel er supereksogen dersom den i tillegg til å være svakt eksogen også oppfyller et krav om invarians. Invarians er oppfylt dersom det er slik at endringer i den marginale fordelingen h (jmf. (3.8)) ikke påvirker parametrene λ i den betingede fordelingen g . Vi sier da at λ er invariant overfor endringer i den marginale fordelingen. Begrepet supereksogenitet er derfor nært knyttet til "Lucas' kritikken".⁹ Dersom supereksogenitet er oppfylt, innebærer dette samtidig en avvisning av denne "kritikken". Lucas' poeng er som kjent at aktørene handler på grunnlag av *forventninger* om ulike variable. Dersom det skjer endringer i de marginale prosessene for disse variablene, vil aktørene ta hensyn til dette og kanskje endre sin tilpasning. Dette vil slå ut i endringer i den betingede fordelingen. Dersom de variable vi betinger med hensyn på er supereksogene, unngår vi pr. definisjon dette problemet. I teorimodellen i kapittel 2, avhenger konsumet i tillegg til observert inntekt også av forventet inntekt. Vi gjorde i (2.17) den antakelse at forventet inntekt er proporsjonal med observert inntekt. Hvis individene faktisk danner rasjonelle forventninger, er det lite trolig at sammenhengen (2.17) er stabil over tid. Dersom β_4 i (2.17) får et skift, vil det også bli et skift i parameteren β_5 i (2.18). β_5 er således ikke invariant overfor endringer i den marginale fordeling for inntekt, (2.17). Observert inntekt vil derfor ikke være supereksogen i konsumfunksjonen med mindre koeffisienten for forventet inntekt, b_3 , er lik null.

Supereksogenitet gir flere testbare implikasjoner. Jeg skal her nøye meg med å skissere en test som er svært intuitiv ut fra det som er sagt ovenfor.¹⁰ Denne testen går ut på å påvise ustabilitet i de estimerte parametrene, i den marginale fordelingen for X_t samtidig som de estimerte parametrene i den betingede fordelingen vises å være stabile. Vi har da en indikasjon på at parametrene ϕ , i den betingede fordelingen er invariante overfor de endringene i den marginale fordelingen for X_t som har funnet sted i løpet av estimeringsperioden. Et problem med denne testen er at den har relativt liten styrke.¹¹ Dette innebærer at vi ikke umiddelbart kan forkaste en hypotese om at individene handler på bakgrunn av fremoverskuende inntektsforventninger selv om den estimerte koeffisienten for inntekt i konsumfunksjonen er stabil.

Sterk eksogenitet

Sterk eksogenitet krever svak eksogenitet og fravær av Granger-kausaltitet. For å illustrere sterk eksogenitet skal vi ta utgangspunkt i følgende modell

$$(3.11) \quad Y_t = \beta X_t + \varepsilon_{1t}$$

$$(3.12) \quad X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

$(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})$ er bivariat normalfordelt og stokastisk uavhengige. $\text{Var}(\varepsilon_{1t}) = \sigma_{11}$, $\text{Var}(\varepsilon_{2t}) = \sigma_{22}$ og $\text{Cov}(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) = \sigma_{12}$. X_t er svakt eksogen for β dersom $\sigma_{12} = 0$. Dette er imidlertid ikke tilstrekkelig for å kunne gi gyldige prediksjoner for Y_t på grunnlag av (3.11) alene dersom $\alpha_2 \neq 0$. Vi må da også ta hensyn til tilbakevirkningene fra Y_{t-1} til X_t i (3.12). $\alpha_2 = 0$ er nettopp betingelsen for fravær av Granger-kausaltitet. Generelt har vi fravær av Granger-kausaltitet fra Y til X i en regresjon av X med hensyn på tilbakedaterte verdier av X og Y , dersom det er slik at koeffisientene for de tilbakedaterte Y -leddene alle er lik 0.

3.4 Modelleringsstrategi¹²

Den strategi for modellering som benyttes i kapittel 4 bygger på det Gilbert (1986) betegner som "Professor Hendry's økonometriske metodologi". Data er generert fra det Hendry omtaler som "den datagenererende prosess" (DGP). Dette er den simultane sannsynlighetsfordeling over alle relevante variable. For praktiske formål vil selvsagt DGP, formulert som en tetthetsfunksjon, være en altfor generell beskrivelse. Forenklinger skjer ved at man ser bort fra variable som ikke anses som relevante i forhold til det problem som studeres og ved at det betinges med hensyn på et sett av variable (jfr. 3.3). Det er imidlertid viktig at den betingede modell er så generell som mulig når det gjelder antall variable og lag. For å bruke modellering av konsum som eksempel: Alle variable som kan tenkes å påvirke konsumet (gitt ut fra teorien), slik som inntekt, formue, rente, ledighetsraten, aldersfordeling osv., bør ideelt sett inngå i den initiale modellformuleringen. Videre er det nødvendig å inkludere et tilstrekkelig antall lag av de relevante variable. Begrensningen ligger i det antall observasjoner som er til rådighet. Antall høyresidevariable må ikke bli så stort at man får et lavere antall frihetsgrader enn det som kan aksepteres ut fra hensynet til statistisk utsagnskraft.

Når så en mest mulig generell betinget modell er formulert, forenkles den ytterligere ved at man pålegger ulike restriksjoner. Man starter med å estimere den generelle modellen, og deretter teste for signifikansen til de ulike koeffisientene. Ikke-signifikante variable fjernes fra relasjonen. Prosedyren gjentas inntil man sitter igjen med signifikante variable. Dette er den såkalte "general to specific" metodologien. Fremgangsmåten sikrer imidlertid ikke en unik konstellasjon av signifikante variable. I praksis er det derfor vanlig å til slutt teste for signifikansen til variable som ble utelatt tidligere i prosedyren ("specific to general").

Den modellen man kommer frem til bør så evalueres grundig ut fra følgende kriterier:

- 1) Det må være prinsipielt mulig at modellen har generert data. Dette kravet refererer seg til målesystemet. En bør for eksempel ikke benytte modeller som kan generere negative verdier av konsumet siden konsumet per definisjon er positivt.

9 Se Lucas (1976).

10 Testen er foreslått av Hendry (1988). Se også oversiktsartikkelen til Favero og Hendry (1992).

11 Se simuleringseksperimentene i Favero og Hendry (1992).

12 Dette bygger på Gilbert (1986).

- 2) Modellen må være konsistent med økonomisk teori. Ofte er det konkurrerende teorier, men modellen må være konsistent med minst én teori.
- 3) Regressorene i modellen må oppfylle de relevante eksogenitetskrav (jfr. 3.3)
- 4) Parametrene bør være stabile over sample-perioden. Dette er et nødvendig krav for at modellen skal være egnet til prognoseformål. Stabilitetsegenskapene til parametrene i modellen kan sjekkes ved plott av rekursivt estimerte parametre eller med en rekursiv Chow-test. Ustabile estimater er ofte et tegn på at modellen er feilspesifisert i form av utelatte variable eller uheldig aggregering, men det kan også indikere en annen type feilspesifikasjon. For eksempel vil parametrene i modeller med bakoverskuende forventningsdannelse være ustabile dersom aktørene faktisk danner rasjonelle forventninger og det har vært skift i forventningsprosessen, jfr. omtalen av supereksogenitet.
- 5) Modellen må forklare systematisk variasjon i data, dvs. residualene må ikke vise systematikk i form av autokorrelasjon, heteroskedastisitet og fravær av normalitet.
- 6) Modellen bør oppfylle kravet om omslutning ("encompassing"). Dette innebærer at modellen må kunne forklare minst like mye av variasjonen i data som rivaliserende modeller. I fravær av gode rivaliserende modeller synes det rimelig å erstatte kravet om omslutning med et krav om god føyning.

Dersom modellen oppfyller kriteriene 1)-6), kan den sies å ha en god design.

4. Presentasjon av resultatene

4.1 Innledning

Brodin og Nymoen (1992), heretter B&N, har estimert en relasjon for samlet konsum hvor husholdningenes formue og disponibel inntekt inngår som signifikante forklaringsvariable i langtidsløsningen. Plott av rekursive estimater viser at modellen har stabile koeffisienter. I tillegg har modellen vært istand til å predikere konsumet relativt godt (se Jansen (1992)). Imidlertid har det vært reist innvendinger mot modellen fra flere hold. Det er her nærliggende å trekke frem Magnussen og Moum (1992), heretter M&M. Noe av den kritikk som ble reist av M&M rettet seg mot boligprisindeksen som inngår som en del av formuesbegrepet i B&N. Ifølge kritikken gir ikke utviklingen i denne indeksen et troverdig bilde av prisutviklingen på annenhåndsboliger i deler av estimeringsperioden, og beregninger foretatt av M&M tyder på at B&N's konklusjon om en stabil sammenheng mellom konsum, inntekt og formue hviler essensielt på den boligprisindeks som er benyttet.

Begge disse analysene er imidlertid foretatt for samlet konsum. Det vil derfor være interessant å se hvorvidt konklusjonene endres dersom vi konsentrerer oss om konsum av ikke-varige goder. Første punkt i dette kapittelet blir derfor å etablere en makrokonsumfunksjon for ikke-varige goder som er av samme type som B&N's. Andre punkt blir så å se hva som skjer dersom vi benytter en antatt bedre boligprisindeks. Dette viser seg å gi en modell med markert ustabile koeffisienter. I tillegg reduseres t-verdiene til de enkelte koeffisientene merkbart. Nærmere inspeksjon av modellen gir inntrykk av at modellens parametre ikke er invariante overfor de endringer som fant sted på kreditmarkedet i løpet av 1980-årene. Tredje punkt i dette kapittelet blir derfor å modellere disse endringene. Dette resulterer i en modell med mer stabile koeffisienter som omslutter ("encompasses") begge de foregående modellene. Som et fjerde og siste punkt har jeg undersøkt relevansen av å splitte inntekten opp på ulike sosioøkonomiske grupper. Motivasjonen for en slik oppsplitting er en antakelse om at gruppene lønnstakere, selvstendige og trygdede kan ha forskjellig marginal konsumtilbøyelighet. En slik antakelse har både teoretisk og empirisk støtte.¹³ Den modellen jeg ender opp med under dette punktet har stabile koeffisienter og viser seg å føye bedre enn alle de foregående modellene. Resulta-

tene vil vise at formuen er en sentral forklaringsvariabel i konsumfunksjonen.

4.2 En Brodin/Nymoen-spesifikasjon for ikke-varige goder

Siktemålet i dette avsnittet er å estimere en modell for ikke-varige goder hvor kun inntekt og formue inngår som forklaringsvariable i langtidsløsningen. De data som her benyttes, med unntak av konsum-tallene, er hentet fra RIKMOD-databanken i Norges Bank. Som nevnt har B&N, på tilnærmet de samme data, kommet frem til en meningsfylt spesifisering for samlet konsum. En burde derfor, siden ikke-varig konsum utgjør cirka 75% av samlet konsum, kunne forvente at det er mulig å lage en god modell også for ikke-varig konsum.¹⁴

Jeg starter her opp med følgende generelle feiljusteringsmodell¹⁵

$$\begin{aligned}
 \Delta \log c_t = & \kappa + \sum_{i=1}^4 \alpha_i \Delta \log c_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_i \Delta \log y_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^4 \delta_i \Delta \log wf_{t-1} + \sum_{i=0}^4 \lambda_i \Delta \log wg_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \mu_i \Delta \log wb_{t-i} \\
 & + \sigma_1 \log c_{t-1} + \sigma_2 \log y_{t-1} + \sigma_3 \log w_t \\
 & + \sum_{k=1}^3 \eta_k Q_k + \eta_4 MOMS_t + \eta_5 PSTOPP_t + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{4.1}$$

Variabeldefinisjoner¹⁶

- c_t - konsum av ikke-varige goder i periode t
- y_t - husholdningenes disponible inntekt i periode t
- wf_t - husholdningenes likvide fordringer ved utgangen av periode t-1
- wg_t - husholdningenes samlede gjeld ved utgangen av periode t-1
- wb_t - boligformuen, $wb_t = \text{boligkapital}_{t-1} * \text{boligpris}_t$
- w_t - husholdningenes samlede formue, $w_t = wf_t - wg_t + wb_t$
- Q_{kt} - sesongdummy, $k=1,2,3$

13 Se f.eks. Cappelen (1980) for en diskusjon.

14 Den eneste forskjellen er at aksjer her er inkludert i formuesbegrepet, noe det ikke er hos B&N.

15 Vi har her splittet formuen opp i de enkelte komponenter i korttidsdynamikken. Dette ble ikke gjort i Brodin og Nymoen (1992).

16 Se også appendiks A

MOMS_t - dummy som tar hensyn til innføringen av merverdiavgiften i 1970

PSTOPP_t - dummy for pris- og lønnsstoppen i 1978/79

ε er et stokastisk restledd og $\alpha_i, \beta_i, \delta_i, \lambda_i, \mu_i, \sigma_k, \eta_j, k=1,2,3, i=1,2,3,4,5$, er alle koeffisienter. Alle variablene (bortsett fra dummyene) er målt i faste (1990) priser.

Den boligpris, P^{BN} , som her er benyttet er dokumentert i Brodin (1988). Indeksen er basert på husleiekomponenten i konsumprisindeksen frem til 1978 og i perioden 1978 til 1983 på Statistisk sentralbyrås byggekostnadsindeks. For 1984 og 1985 benyttes årlige oppgaver fra GAB-registeret over tinglyst omsetning av fast eiendom. Fra 1986 til 1. kvartal 1989 anvendes en indeks som bygger på opplysninger om antall boligeiendommer omsatt gjennom eiendomsmegler og verdien av denne omsetningen. Deretter

brukes tallene til Norsk eiendomsmeglerforbund. Vi merker oss at brudd i dataserien tidsmessig faller sammen med de-reguleringen av kredittmarkedet.

Estimering av (4.1) ved hjelp av OLS for perioden 1968(2) til 1991(4) (tallet i parentes angir kvartal), der jeg benyttet prosedyren beskrevet i kapittel 3, gav en modell av følgende type

Modell 1

$$(4.2) \quad \Delta \log c_t = \hat{\kappa} + \hat{\alpha}_1 \Delta \log c_{t-1} + \hat{\alpha}_4 \Delta \log c_{t-4} + \hat{\beta}_0 \Delta \log y_t + \hat{\sigma}_1 \log c_{t-1} + \hat{\sigma}_2 \log y_{t-1} + \hat{\sigma}_3 \log w_t + \hat{\eta}_1 Q_{1t} + \hat{\eta}_2 Q_{2t} + \hat{\eta}_3 Q_{3t} + \hat{\eta}_4 \text{MOMS}_t + \hat{\eta}_5 \text{PSTOPP}_t$$

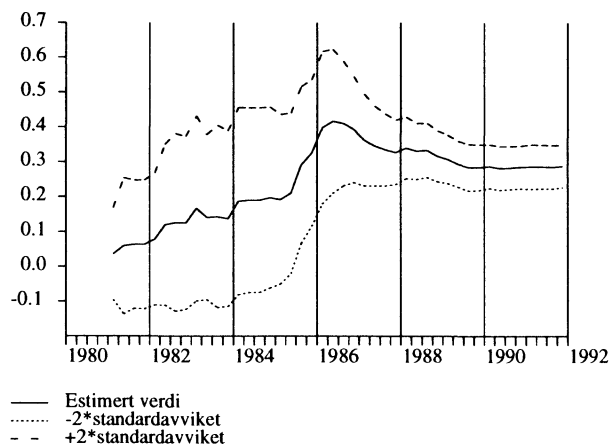
Tabell 1

Estimator	T-verdi		
$\hat{\sigma}_1 = -0,448249$	-4,93688	RSQ	0,969565
$\hat{\sigma}_3 = 0,126593$	4,20714	CRSQ	0,965941
$\hat{\sigma}_2 = 0,234095$	4,24671	SER	0,018746
$\hat{\alpha}_1 = 0,336826$	-4,2208	DW	2,02924
$\hat{\alpha}_4 = 0,29239$	3,82462		
$\hat{\eta}_1 = 0,096317$	-4,24936		
$\hat{\eta}_2 = -0,104564$	-7,15908		
$\hat{\eta}_3 = -0,054072$	-5,29018		
$\hat{\eta}_4 = 0,046195$	3,53339		
$\hat{\kappa} = 1,15208$	4,12723		
$\hat{\eta}_5 = 0,20436$	2,58605		
$\hat{\beta}_0 = 0,185955$	2,58268		

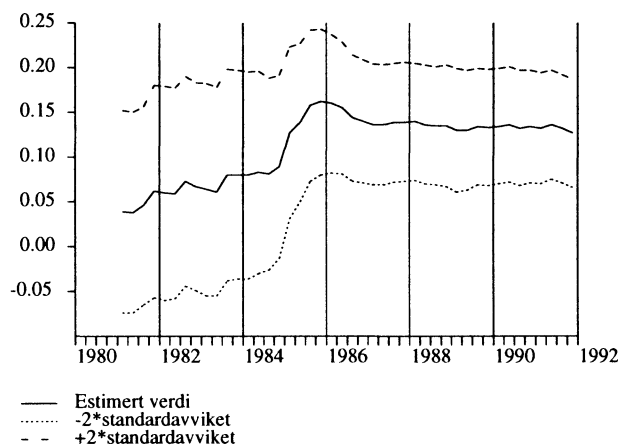
Diagnostiske tester	Testobserv.	Prob-verdi	Merknader
Normalitet:			
Skewness	0,082669		
Excess Kurtosis	0,00956		
Bera-Jarque (Chi(2))	0,094855	0,95368	Bera-Jarque-testen (Bera og Jarque (1980)) tester en nullhypotese om normalfordelte restledd. Test observatoren bygger på høyere momenter av residualene og er kji-kvadrat fordelt med 2 frihetsgrader under nullhypotesen.
Funksjonsform			
Reset test F(1,82)	0,97796	0,327322	Reset-testen (Ramsey (1969)) er en generell test for feilspesifikasjon, blant annet valg av funksjonsform. Det testes om høyere ordens polynomer av residualene har forklaringskraft i den opprinnelige modellen.
Autokorrelasjon:			
LM F(1,82)	0,573352	0,457331	
LM F(2,81)	0,642406	0,5336463	
LM F(4,79)	0,46735	0,76207	
LM F(8,75)	1,10416	0,37018	Autokorrelasjonstesten tester nullhypotesen om ingen autokorrelasjon i restleddene mot et alternativ om autokorrelasjon av orden j. Dette skjer ved å teste for signifikansen av laggede residualer inntil orden j i den opprinnelige regresjonen (Kiviet (1986)).
Heteroskedastisitet:			
ARCH F(1,81)	0,439206	0,5166341	
ARCH F(4,75)	0,219816	0,92660	ARCH-testen for heteroskedastitet (Engle (19982)) bygger på determinasjonskoeffisienten til en regresjon av kvadratet av residualaet på tidspunkt t med hensyn på laggede kvadrerte residualer. Under nullhypotesen om konstant restleddsvarians er disse høyresidevariablene uten forklaringskraft. Test-observatoren er F-fordelt under nullhypotesen.

17 PSTOPP inkluderer fordi den inngår signifikant i ligningen til B&N.

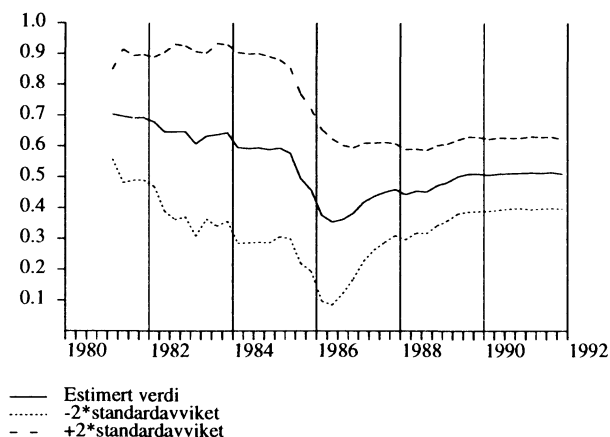
Figur 4.1 Rekursive estimater av formueselastisiteten



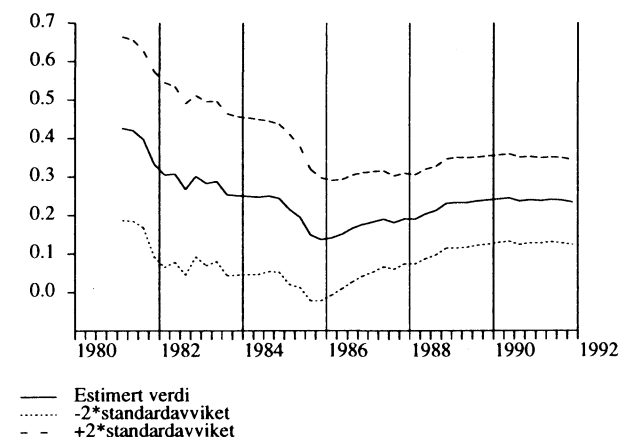
Figur 4.4 Rekursive estimater av koeffisienten til lagget formue



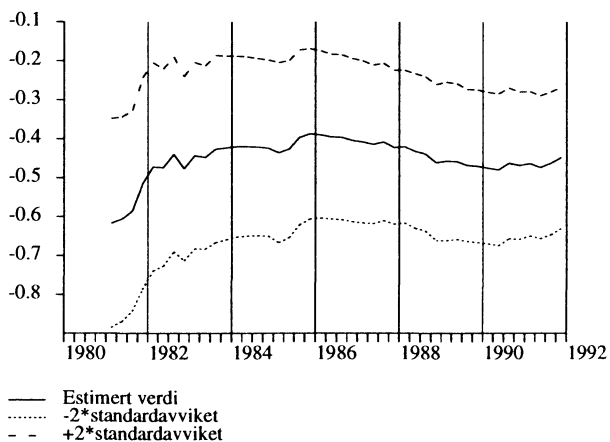
Figur 4.2 Rekursive estimater av inntektselastisiteten



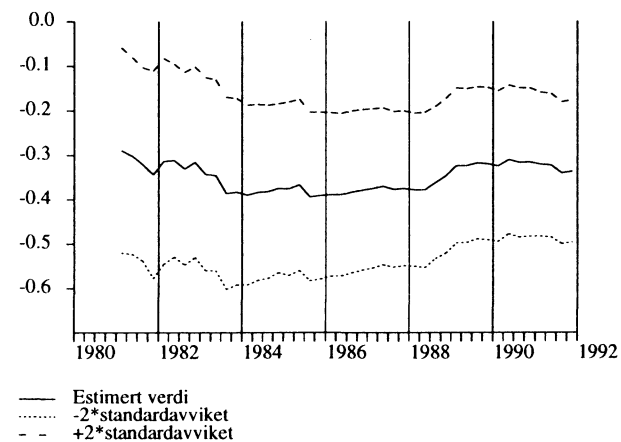
Figur 4.5 Rekursive estimater av koeffisienten til lagget inntekt



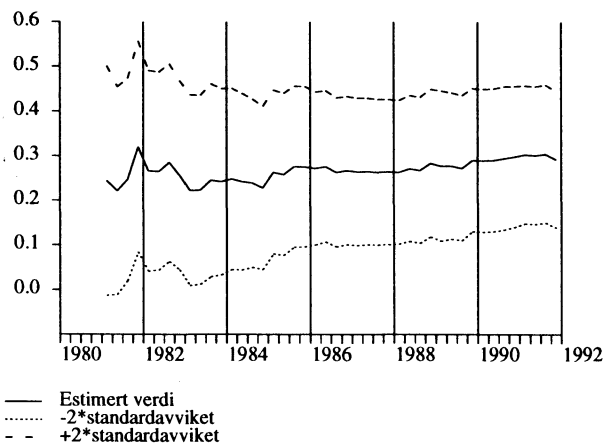
Figur 4.3 Rekursive estimater for koeffisienten til lagget konsum



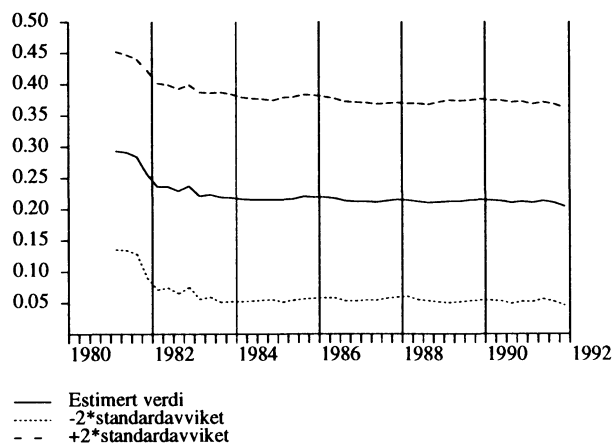
Figur 4.6 Rekursive estimater av koeffisienten til endringen i konsumet lagget en periode



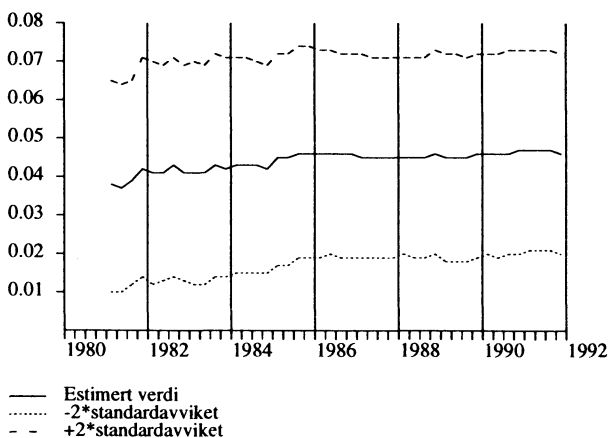
Figur 4.7 Rekursive estimater av koeffisienten til endringen i konsumet lagget fire perioder



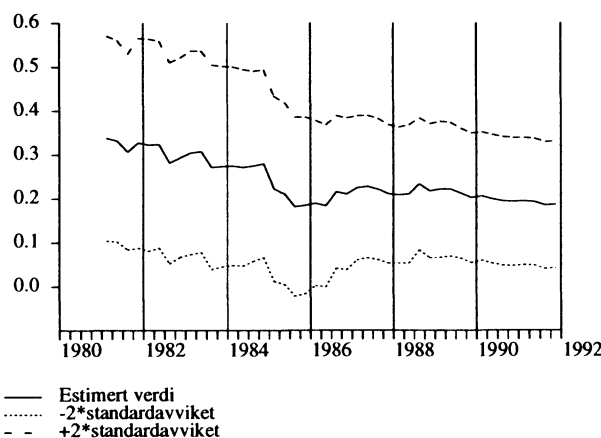
Figur 4.10 Rekursive estimater av koeffisienten til pristopp-dummen



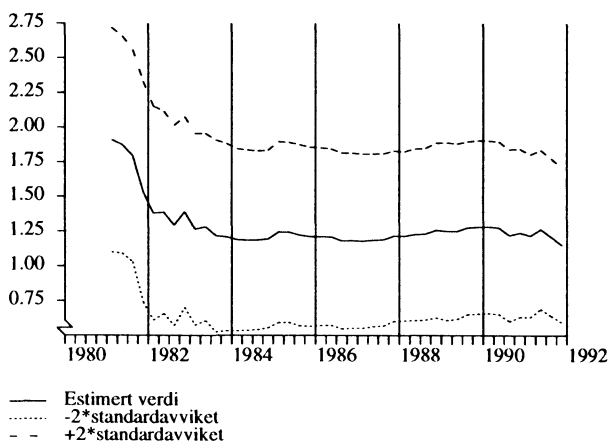
Figur 4.8 Rekursive estimater av koeffisienten til moms-dummen



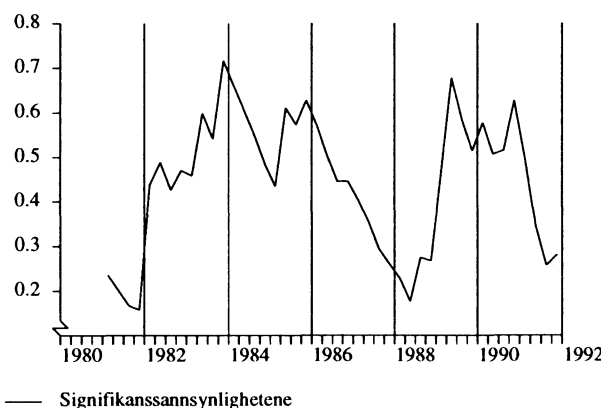
Figur 4.11 Rekursive estimater av koeffisienten til "impact"-effekten av inntekt



Figur 4.9 Rekursive estimater konstantleddet



Figur 4.12 Rekursive Chow-test. Signifikanssannsynligheter tilhørende de beregnede F-verdier



Modell 1 har signifikante variable og synes å passere de diagnostiske testene på en tilfredsstillende måte. Når det gjelder stabilitetsegenskapene¹⁸ er ikke inntrykket like positivt. De langsiktige elastisitetene for inntekt og formue får varige signifikante skift etter 1985. Den estimerte elastisiteten for formue øker, mens inntektselastisiteten går ned. Dette er det vi ville vente ut fra diskusjonen i kapittel 2, men i strid med resultatene i Brodin og Nymoen (1992). Imidlertid tyder den rekursive Chow-testen¹⁹ på at modellen som helhet klarer seg rimelig bra gjennom den "kritiske" perioden 1984-1986. En mulig forklaring på de ikke helt stabile koeffisientene kan være den relativt enkle modelleringen av kortdynamikken.

Som det fremgår av Tabell 1 er nivåleddene sterkt signifikante, noe som er en klar indikasjon på at variablene kointegrerer. Imidlertid ser vi av fig. 4.1 og fig. 4.4 at formue først blir signifikant etter 1985. Det ser derfor ut til at konsum og inntekt kointegrerer alene i perioden før 1985.

Det følger fra (4.2) at langtidssammenhengen mellom konsum, inntekt og formue kan uttrykkes (når vi ser bort fra dummier)

$$(4.3) \quad c = \text{konstantledd} * y^{0.52} * w^{0.28}$$

Disse estimatene på inntekts- og formueselastisitetene²⁰ avviker lite fra de tilsvarende estimatene hos B&N. En F-test gir forkastning av hypotesen om homogenitet; F-verdien ble beregnet til 15,84. Imidlertid er det ikke umiddelbart problematisk at homogenitet ikke er oppfylt, siden vi ser på en undergruppe av totalt konsum.

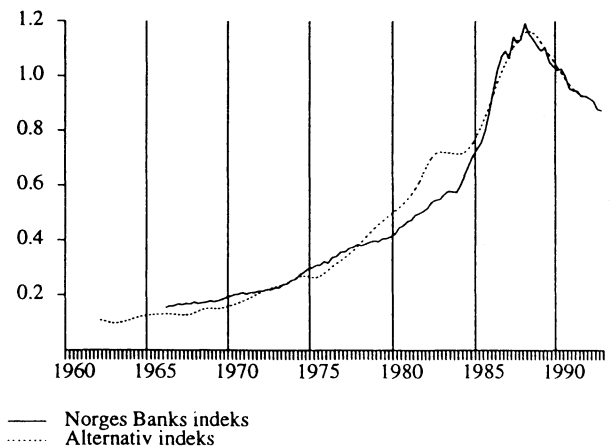
En innvendig mot (4.1) kan være at vi ikke har inkludert prisforholdet mellom ikke-varige og varige konsumgoder. Muellbauer og Murphy (1989) fant signifikant effekt av dette prisforholdet i en likning for konsum av ikke-varige goder på britiske data. Jeg sjekket derfor dette og fant at prisforholdet hadde en signifikant positiv effekt. Da dette imidlertid strider mot økonomisk teori ble denne variabelen utelatt.

4.3 Estimering med en forbedret boligpris indeks

Det vil nå være interessant å se hvorvidt inntrykket av modellen ovenfor endres dersom vi benytter den alternative boligprisindeksen nevnt innledningsvis. Jeg tok utgangspunkt i nøyaktig den samme generelle spesifikasjonen som i (4.1), med eneste unntak at boligformuen nå er gitt ved

$$(4.4) \quad wb_t = \text{boligkapital}_{t-1} * (P^A / P_{iv})_t$$

Figur 4.13. Plott av de to boligprisindeksene



P^A er her den alternative boligprisindeksen. De enkelte variable er ellers identiske med de som ble benyttet i (4.1). Indeksen som her benyttes som et alternativ til boligprisvariabelen anvendt av B&N dokumenteres i Moum (1994). For perioden 1962 til 1970 er den konstruert med utgangspunkt i informasjon fra Husbanken og Boliginstituttet Veritas for fast eiendom, mens den for perioden 1970 til 1991 er basert på data fra Norges eiendomsmeglerforbund og noen andre kilder.

Figur 4.13 viser de ulike indeksene. Som det fremgår avviker de to seriene relativt mye i perioden 1978 til 1986. Det er grunn til å tro at B&N's indeks for denne perioden ikke gir et riktig bilde av prisutviklingen på annenhåndsboliger og fritidshus. Som nevnt bygger B&N's indeks for perioden 1978-83 på en byggekostnadsindeks. I den grad trendutviklingen i tomtepriser og fortjenestemarginer avviker fra utviklingen i byggekostnadene, vil ikke en byggekostnadsindeks være egnet som en prisindeks for boliger. For årene 1984 og 1985 baseres B&N's indeks på årstall fra GAB-registeret over tinglyst omsetning av fast eiendom. I tillegg til omsetning av boliger og fritidseiendommer inneholder dette registeret også omsetning av tomter, landbrukseiendommer og næringseiendommer. Tallene er kvartalsfordelt mekanisk, ved å anta en lineær trend gjennom året.²¹

Estimering av (4.1) (når P^A benyttes) ved bruk av OLS for samme periode som ovenfor resulterte i følgende modell.

18 For hver av modellene som presenteres vises rekursive estimater for koeffisientene, med unntak av koeffisientene for sesongdummier.

Først vises rekursive estimater for de langsiktige elastisitetene av formue og inntekt. Standardavvikene er her beregnet etter formelen i likning (11) i Bårdsen (1989).

19 Den rekursive Chow-testen er en test for stabilitet i parametrene. Nullhypotesen er at alle parametrene, inkludert restleddsvariansen, er konstante. Rekursjonen er slik at man starter med en "kort" estimeringsperiode og en lang forecast-periode på n kvartaler. n synker så gjennom rekursjonen, og endepunktet holdes fast. Det blir beregnet en serie F-verdier og det er de tilhørende signifikanssannsynlighetene som er plottet her. "Lave" signifikanssannsynligheter på et eller flere tidspunkt reiser derfor tvil om null-hypotesens riktighet.

20 Jfr. (3.7) for å se hvordan disse beregnes.

21 Se Magnussen og Moum (1992) for en nærmere diskusjon.

Modell 2

$$(4.5) \quad \Delta \log c_t = \hat{\kappa} + \hat{\alpha}_1 \Delta \log c_{t-1} + \hat{\alpha}_4 \Delta \log c_{t-4} + \hat{\beta}_0 \Delta \log y_t + \hat{\sigma}_1 \log c_{t-1} + \hat{\sigma}_2 \log y_{t-1} + \hat{\sigma}_3 \log w_t + \hat{\eta}_1 Q_{1t} + \hat{\eta}_2 Q_{2t} + \hat{\eta}_3 Q_{3t} + \hat{\eta}_4 MOMS_t$$

Tabell 2.

Estimater	T-verdi	
$\hat{\sigma}_1 = -0,17526$	-2,78077	
$\hat{\sigma}_3 = 0,031696$	1,26045	
$\hat{\sigma}_2 = 0,104916$	2,07275	
$\hat{\alpha}_1 = -0,42836$	-5,13149	
$\hat{\alpha}_4 = 0,327437$	3,91308	
$\hat{\eta}_1 = -0,108209$	-4,38138	
$\hat{\eta}_2 = -0,112252$	-7,0938	
$\hat{\eta}_3 = -0,05383$	-4,73494	
$\hat{\eta}_4 = 0,053703$	3,76971	
$\hat{\kappa} = 0,543992$	1,50423	
$\hat{\beta}_0 = 0,166379$	2,10397	
<hr/>		
RSQ	0,969565	
CRSQ	0,965941	
SER	0,018746	
DW	2,02924	
<hr/>		
Diagnostiske tester	Testobserv.	Prob-verdi
<hr/>		
Normalitet:		
Skewness	-0,392492	
Excess Kurtosis	0,113341	
Bera-Jarque (Chi(2))	2,20166	0,332595
<hr/>		
Funksjonsform:		
Reset test F(1,83)	0,096781	0,751024
<hr/>		
Autokorrelasjon:		
LM F(1,83)	0,124329	0,723444
LM F(2,82)	0,073303	0,920955
LM F(4,80)		
LM F(8,76)	0,797338	0,607865
<hr/>		
Heteroskedastisitet:		
ARCH F(1,82)	0,534344	0,473472
ARCH F(4,76)	3,43037	0,012464

Som det fremgår av tabell 2, endres bildet merkbart i forhold til den forrige modellen. T-verdiene for de ulike koeffisientene er vesentlig lavere enn i Modell 1. Konstantleddet og koeffisienten for formue er ikke signifikant forskjellige fra null. Prisstoppdummyen var heller ikke signifikant og

ble fjernet fordi den ikke har betydning for konklusjonene som følger. Vi merker oss videre at modellen har dårligere føyning enn Modell 1. Inntrykket fra de diagnostiske testene er stort sett positivt, men vi ser at en antakelse om konstant restleddsvarians for hele estimeringsperioden ikke får støtte i data.

Flere av de rekursive estimatene er svært ustabile. Med unntak av estimatene for α_4 og β_0 endres koeffisientestimatene merkbart rundt 1. kvartal i 1985. At dette er et gjennomgående trekk bekreftes ytterligere av den rekursive Chow-testen (fig. 4.24). Denne gir støtte til en hypotese om skift i koeffisientene rundt 1. kvartal 1985. Alt i alt sitter vi igjen med et inntrykk av at modellen er alvorlig feilspesifisert. Resultatene tyder altså på at valg av boligprisvariabel er av stor betydning for konklusjonene.

En mulig strategi ville nå være å se bort fra formue i den videre søken etter en akseptabel spesifisering. Dette fordi formue ikke har signifikant effekt i Modell 2, vurdert ved vanlige t-verdier. Imidlertid velger jeg i det følgende å åpne for muligheten av at formue kan ha betydning for konsum av ikke-varige goder. For det første ser vi av figur 4.15 at *den langsiktige* formueselastisiteten er signifikant eller nær å være signifikant fra og med 1980. Ved testing av signifikansen til nivåvariable i feiljusteringsmodeller (med unntak av det tilbakedaterte nivået av den endogene variabelen), kan det være mer relevant å bruke t-verdiene for langtidskoeffisientene enn vanlige t-verdier.²² Dessuten har flere tidligere studier på norske og utenlandske data vist at inntekt alene ikke er tilstrekkelig for å kunne forklare konsumet på en tilfredsstillende måte.²³ Det neste skrittet blir nå, med det informasjonsgrunnlaget vi benyttet i (4.2),²⁴ å forsøke og finne en spesifisering som fører data bedre enn Modell 1 og Modell 2 og som samtidig kan gis en teoretisk begrunnelse.

4.4 En modell med tidsvarierende formues-effekt

Som nevnt ovenfor, synes de rekursive estimatene for Modell 2 å gi støtte til en hypotese om mer eller mindre permanente skift i parametrene. Siden disse skiftene tidsmessig faller sammen med vesentlige strukturendringer i kredittmarkedet, er det mye som tyder på at vår betingede modell ikke er invariant overfor disse endringene. Dette forteller oss at modellen enten er feilspesifisert, for eksempel på grunn av utelatte variable, og/eller at det har funnet sted et skift i bankenes og husholdningenes adferdsmønster²⁵ som følge av endringene på kredittmarkedet (jmf. diskusjonen i teorikapittelet). Det kan selvfølgelig ikke utelukkes at det er mulig å finne en teoretisk fundert konstellasjon av forklaringsvariable som gir stabile koeffisienter for hele estimeringsperioden, men vi skal her holde oss til den klasse av konsum-modeller som allerede er introdusert og postulere som en hypotese at regimeskiftet på kredittmarkedet også førte til en endring i adferden til konsumenter og banker. Det neste spørsmålet blir da hvorledes de strukturelle endringene kan tenkes å ha påvirket konsummønsteret.

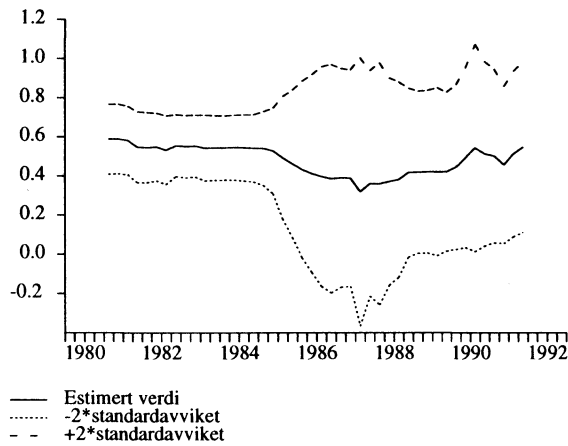
22 Se Gurney (1989) for en diskusjon av dette.

23 B&N tester for kointegrasjon mellom samlet privat konsum og disponibel inntekt og finner at disse størrelsene ikke kointegrerer. Se også Muellbauer og Murphy (1989).

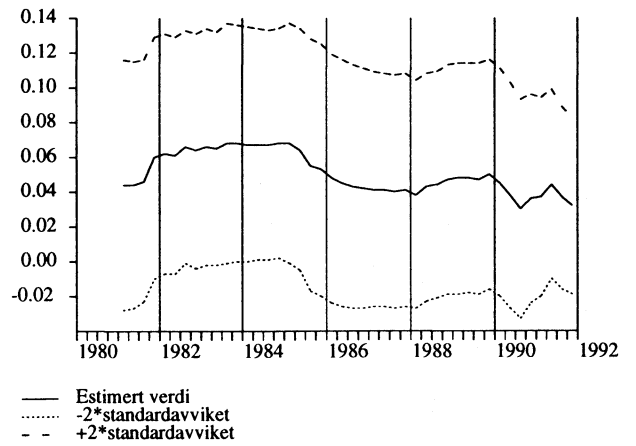
24 Det som skiller informasjonsgrunnlaget i Modell 1 og Modell 2 er kun boligprisindeksen.

25 Med "skift i husholdningenes adferdsmønster" mener vi her, og i det følgende, skift i en eller flere av parametrene i konsumfunksjonen.

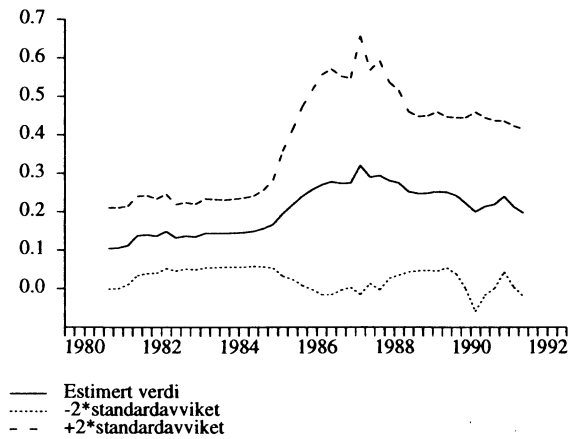
Figur 4.14 Rekursive estimater av inntektselastisiteten



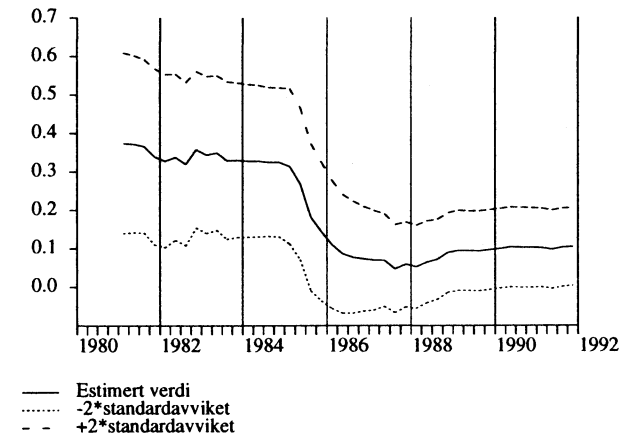
Figur 4.17 Rekursive estimater av koeffisienten til lagget formue



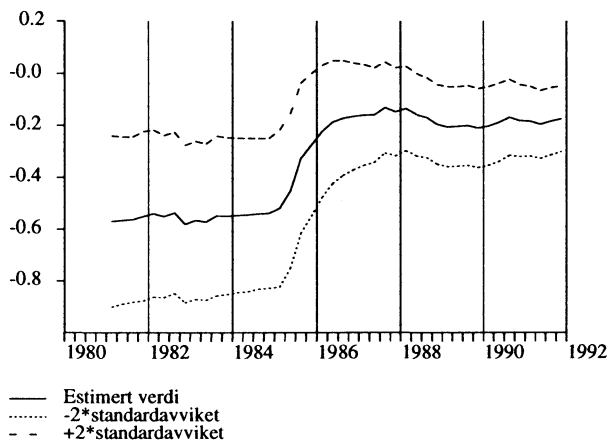
Figur 4.15 Rekursive estimater av formueselastisiteten



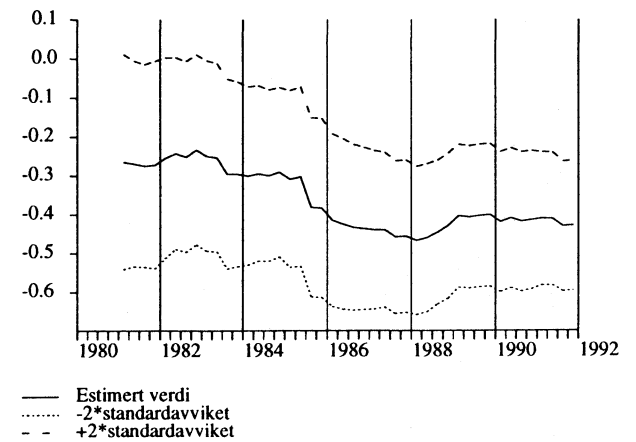
Figur 4.18 Rekursive estimater av koeffisienten til lagget inntekt



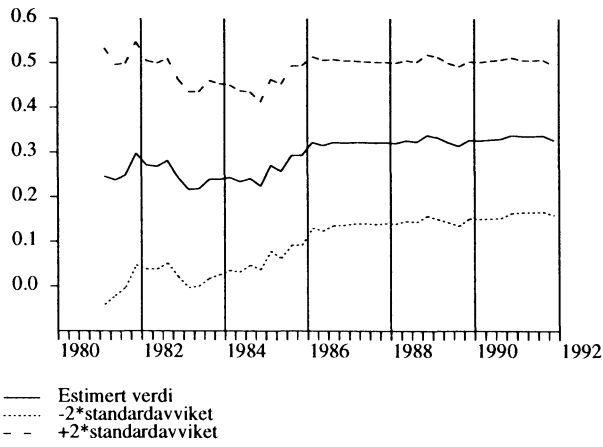
Figur 4.16 Rekursive estimater for koeffisienten til lagget konsum



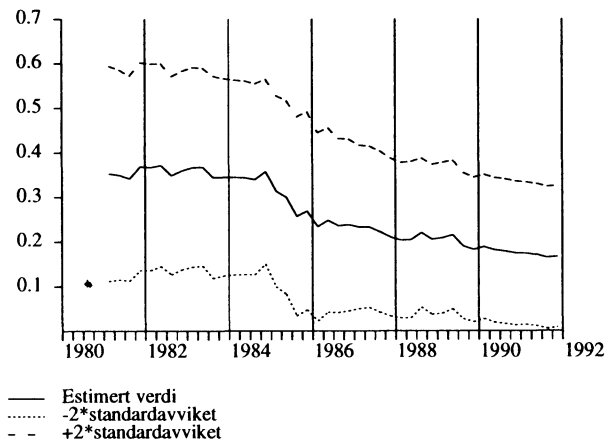
Figur 4.19 Rekursive estimater av koeffisienten til endringen i konsumet lagget en periode



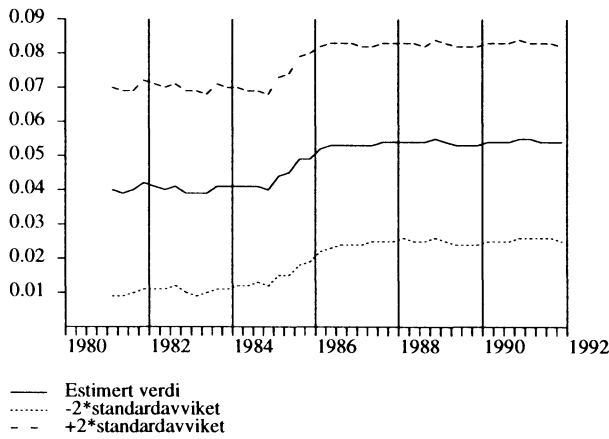
Figur 4.20 Rekursive estimater av koeffisienten til endringen i konsumet lagget fire perioder



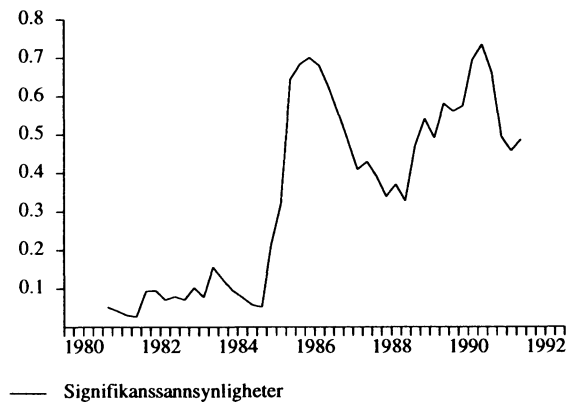
Figur 4.23 Rekursive estimater av koeffisienten til "Impact"-effekten av inntekt



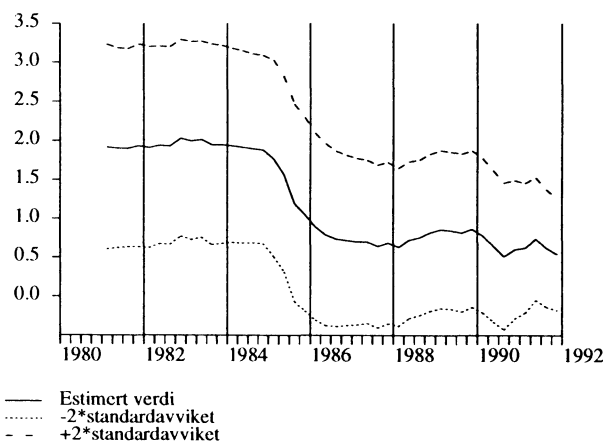
Figur 4.21 Rekursive estimater av koeffisienten til moms-dummen



Figur 4.24 Rekursive Chow-test. Signifikanssannsynligheter tilhørende de beregnede F-verdier



Figur 4.22 Rekursive estimater konstantleddet



En vesentlig side ved kredittliberaliseringen på 80-tallet var opphevelsen av utlånsrestriksjonene. Dette gjorde det enklere å låne penger med sikkerhet i egen bolig. En rimelig hypotese vil da være at spesielt boligkapitalen ble mer likvid etter dereguleringen av kredittmarkedet. En mulig formulering av en slik hypotese vil være å modellere et skift i σ_3 . Ut fra det vi har argumentert med ovenfor, vil vi forvente et *positivt* skift. Som det fremgikk i teoridelen, vil den marginale konsumtilbøyeligheten for inntekt bli redusert ved overgang til et regime med mindre grad av rasjonering. Vi ville derfor vente at dereguleringen av kredittmarkedet også førte til et negativt skift i koeffisienten for tilbake-datert inntekt, σ_2 .

Det er imidlertid ikke opplagt a priori hvordan disse skiftene best kan modelleres. For det første skjedde ikke liberaliseringen av kredittmarkedet "over natten". De institusjonelle endringene som omtales som "dereguleringen av kredittmarkedet" trådte grovt sett i kraft i løpet av perioden 1981-1988. Imidlertid er det mest interessante her når og hvordan et eventuelt skift i husholdningenes adferd, i henhold til de hypoteser vi fremsatte ovenfor, kan ha foregått. Spørsmålet blir altså hvorvidt et eventuelt skift skjedde momentant eller strakk seg over tid. Når vi i tillegg også vet at de institusjonelle endringene kom gradvis, er det klart at vi a priori vanskelig kan si noe sikkert om hvordan et eventuelt skift i adferden kan ha foregått. De rekursive estimatene til koeffisientene tyder imidlertid på at et skift kan ha funnet sted rundt 1. kvartal 1985.

Figur 4.25 illustrerer noe av diskusjonen ovenfor, der vi har brukt skift i formueskoeffisienten som eksempel (skift i inntektskoeffisienten vil kunne illustreres tilsvarende, men vi vil da forvente motsatt fortegn). Initialt tenker vi oss at vi har en formueskoeffisient gitt ved σ_3 . Ved tidspunkt T_{BRUDD} finner det altså sted en endring i rammebetingelsene hos aktørene, noe som resulterer i økt betydning av formue og en ny formueskoeffisient gitt ved σ_3^* . Spørsmålet blir så hvorvidt vi får en momentan tilpasning til det

nye nivået, illustrert ved den heltrukne linjen, eller en gradvis tilpasning gitt ved den stiplede linjen. Den prikkete linjen illustrerer en hypotese om konstant formueseffekt over tid, gitt ved σ_3^{BN} - en hypotese som altså støttes av B&N's resultater. Plasseringen av σ_3^{BN} er forøvrig vilkårlig.

Vi tenker oss nå at inntekts- og formueskoeffisienten, σ_i^* , $i=2,3$, kan uttrykkes som følger

$$(4.6) \quad \sigma_i^* = \sigma_i + \sigma_j^* \text{ REGIMEDUMMY}, \quad j=4,5$$

σ_4 og σ_5 er tilhørende koeffisienter for henholdsvis inntekt og formue. For å finne frem til den skiftvarianten som passer best, så jeg på hvilken utforming av REGIMEDUMMY som gav størst forbedring av (4.5). Først lot jeg skiftet skje over tid ved å la REGIMEDUMMY øke gradvis fra 0 til 1. Flere ulike start- og sluttidspunkter ble her prøvd ut, men tidsintervallene dekket hele tiden 1. kvartal 1985. For de fleste av disse variantene førte dette til en klar forbedring av Modell 2. Imidlertid viste det seg at jeg oppnådde de beste resultatene ved å la skiftet skje momentant, det vil si: Jeg lot REGIMEDUMMY være 0 frem til et eller annet tidspunkt rundt 1. kvartal 1985 og 1 deretter. Dette gav merkbart mer signifikante variable og bedre føyning enn i Modell 1. Best føyning fikk jeg ved å la skiftet skje momentant fra og med 4. kvartal 1984. Det viste seg også at føyningen ble gradvis dårligere jo lenger bort fra dette tidspunkt jeg lot skiftet inntreffe, uavhengig av tidsretningen.

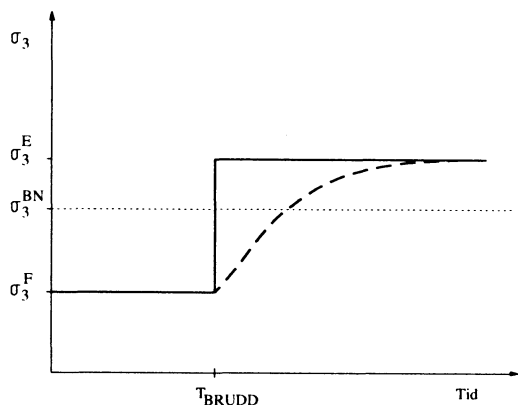
Modellen jeg estimerte skiller seg kun fra (4.1) ved at vi nå benytter σ_2^* og σ_3^* istedet for σ_2 og σ_3 , der REGIMEDUMMY altså er en dummy som er 0 i perioden 1968 (2. kvartal) til og med 1984 (3. kvartal) og 1 deretter (altså frem til 4. kvartal 1991). Dette gav følgende modell

Modell 3

$$(4.7) \quad \begin{aligned} \Delta \log c_t = & \hat{\kappa} + \hat{\alpha}_1 \Delta \log c_{t-1} + \hat{\alpha}_4 \Delta \log c_{t-4} + \hat{\beta} \Delta \log y_t \\ & + \hat{\sigma}_1 \log c_{t-1} + \hat{\sigma}_2 \log y_{t-1} + (\hat{\sigma}_3 \\ & + \hat{\sigma}_5 \text{ REGIMEDUMMY}) \log w_t + \hat{\eta}_1 Q_{2t} + \hat{\eta}_3 Q_{3t} \\ & + \hat{\eta}_4 \text{ MOMS}_t + \hat{\eta}_5 \text{ PSTOPP}_t \end{aligned}$$

Bakgrunnen for valget av Modell 3 trenger en nærmere forklaring. Når jeg estimerte med skift i både inntekts- og formueskoeffisienten, ble begge skiftkoeffisientene insignifikante. Dette skyldes i stor grad at det er sterk korrelasjon mellom de to skiftleddene.²⁶ Imidlertid var fortegnene på estimatene slik vi ville forvente ut fra den teoretiske diskusjonen i kapittel 2. Resultatene viste at skiftet i formueskoeffisienten hadde høyest t-verdi. Eksprimentering gav videre et sterkt signifikant positivt skift i formueskoeffisienten når det kun ble åpnet for skift i denne koeffisienten. Tilsvarende var skiftet i inntektskoeffisienten sterkt signifikant når skiftet i formueskoeffisienten ble utelatt, men skiftet i inntektselastisiteten ble da positivt. På denne bakgrunn valgte jeg å se bort fra skift i koeffisienten for inntekt, noe som altså resulterte i Modell 3. Som følge av kollineariteten mellom skiftleddene er det imidlertid klart at vi ikke kan utelukke at det også har funnet sted et negativt skift i inntektskoeffisienten.

Figur 4.25.



26 Korrelasjonskoeffisienten ble estimert til -0.999.

Tabell 3.

Estimater	T-verdi	
$\hat{\sigma}_1 = -0,489807$	-5,71573	
$\hat{\sigma}_5 = 0,003083$	5,11215	
$\hat{\sigma}_3 = 0,060846$	2,63167	
$\hat{\sigma}_2 = 0,28670$	4,9521	
$\hat{\alpha}_1 = -0,329898$	-4,29873	
$\hat{\alpha}_4 = 0,308563$	4,22929	
$\hat{\eta}_1 = -0,086429$	-3,93283	
$\hat{\eta}_2 = -0,102892$	-7,35106	
$\hat{\eta}_3 = -0,052735$	-5,32095	
$\hat{\eta}_4 = 0,045991$	3,67979	
$\hat{\kappa} = 1,82082$	4,45176	
$\hat{\eta}_5 = 0,17656$	2,33576	
$\hat{\beta}_0 = 0,230666$	3,28697	
RSQ	0,977467	
CRSQ	0,974169	
SER	0,016325	
DW	1,99431	
Diagnostiske tester	Testobserv.	Prob-verdi
Normalitet:		
Skewness	0,056994	
Excess Kurtosis	0,353515	
Bera-Jarque (Chi(2))	0,471384	0,790024
Funksjonsform:		
Reset test F(1,81)	1,41949	0,235148
Autokorrelasjon:		
LM F(1,81)	0,000579	0,929696
LM F(2,80)	0,045255	0,944981
LM F(4,78)	0,022301	0,997526
LM F(8,74)	0,619906	0,758475
Heteroskedastisitet:		
ARCH F(1,80)	0,594592	0,448931
ARCH F(4,74)	0,454971	0,768464

Som det fremgår av tabell 3, representerer Modell 3 en klar forbedring i forhold til Modell 2. Skiftdummyen for formue er sterkt signifikant selv om den estimerte koeffisienten absolutt sett er forholdsvis liten. Som ventet er koeffisienten positiv. Med denne spesifikasjonen får vi jevnt over adskillig høyere t-verdier enn med den foregående modellen. I tillegg ser vi at modellen føyer bedre enn både Modell 1 og Modell 2, målt ved R^2 og det estimerte standardavviket. Det positive inntrykket av modellen svekkes heller ikke av de diagnostiske testene.

Når det gjelder koeffisientenes stabilitetsegenskaper,²⁷ må disse stort sett sies å være tilfredsstillende. Vi kan ikke si oss helt fornøyd med stabiliteten til koeffisientene tilhør-

ende lagget konsum og lagget inntekt, men som vi ser av figur 4.26 og 4.27 er langtidselastisitetene for formue og inntekt svært stabile. Vi registrerer videre at det ikke lenger, slik som i Modell 2, synes å være et markert skift i estimatene rundt 1. kvartal 1985. Dette støttes også av den rekursive Chow-testen som ikke tyder på brudd i koeffisientene i perioden 1981-91 (jfr. fig. 4.37).

Modellen synes å støtte en hypotese om at formueselastisiteten økte som følge av dereguleringen av kredittmarkedet, selv om økningen som nevnt ikke er særlig stor. Langtidsløsningen etter skiftet er gitt ved²⁸

$$(4.8) \quad c = \text{Konstantledd} * y^{0.59} * w^{0.13}$$

Den langsiktige formueselastisiteten er her på 0,13 mot 0,18 i Modell 2. Forskjellen er antakelig ikke signifikant. Den langsiktige formueselastisiteten (etter 1984) i Modell 3 er mer enn halvert i forhold til Modell 1. Dette kan forklares med to forhold. I 1982-1984 var det relativt moderat vekst i konsumet av ikke-varige goder. Samtidig var det en sterk vekst i boligprisene som følge av liberaliseringen av markedet for borettslagsleiligheter i 1982. Denne økningen i boligprisene er ivaretatt i P^A , men ikke i P^{BN} (se figur 4.13) og bidrar trolig til å redusere formueskoeffisienten i Modell 3 i forhold til Modell 2. I årene etter 1984 viser P^A og P^{BN} om lag samme forløp. I Modell 1 forklarer boligprisene i årene 1985-1987 det meste av den ekstraordinært sterke konsumveksten i denne perioden.²⁹ I Modell 3 forklares konsumveksten i 1985-1987 i stor grad av at regimedummien går over fra å være null til én i 4. kvartal 1984. Tolkningen av dette er at det er en direkte effekt på konsumet av dereguleringen av kredittmarkedet i tillegg til den indirekte effekten av dereguleringen via økte boligpriser. Når regimedummien utelates, bidrar dette trolig til å øke formueskoeffisienten siden veksten i boligprisene i 1985-1987 i stor grad var en konsekvens av liberaliseringen av kredittmarkedet. Dette bekreftes i noen grad av at formueseffekten er lavere i Modell 3 enn i Modell 2, selv om forskjellen altså neppe er signifikant.

Det vi har funnet så langt må sies å være interessant. Dereguleringen på kredittmarkedet og brudd i B&N's boligprisvariabel faller sammen i tid. Mye tyder derfor på at det er utviklingen i P^{BN} i perioden etter 1983 som gjør at vi ikke behøver å modellere økt likviditet av formue eksplisitt når denne prisvariabelen benyttes. Når vi benytter et antatt bedre anslag på boligprisen, tyder nemlig resultatene for Modell 3 på at dereguleringen av kredittmarkedet bør modelleres eksplisitt ved å la koeffisienten for formue få et skift etter dereguleringen.

4.5 En oppsplitting av inntekt på sosio-økonomiske grupper

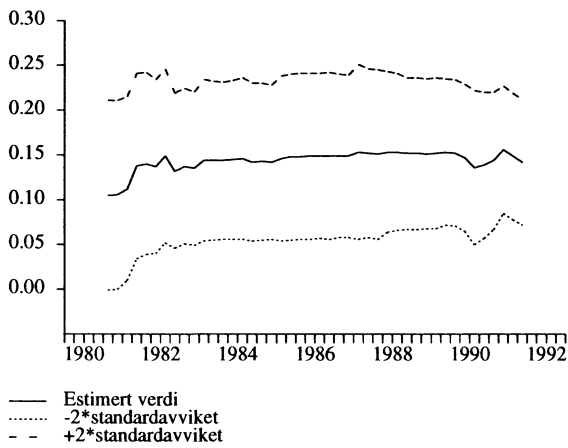
Vi skal her se nærmere på relevansen av å splitte samlet disponibel inntekt opp på tre ulike sosioøkonomiske grupper. Vi skiller da mellom gruppene lønntakere, selvstendige og trygdede. Grunnen til å foreta en slik oppsplitting er, som

27 Ved beregning av de rekursive estimatene og den rekursive Chow-testen, er det estimerte skiftet i formueskoeffisienten pålagt som en restriksjon.

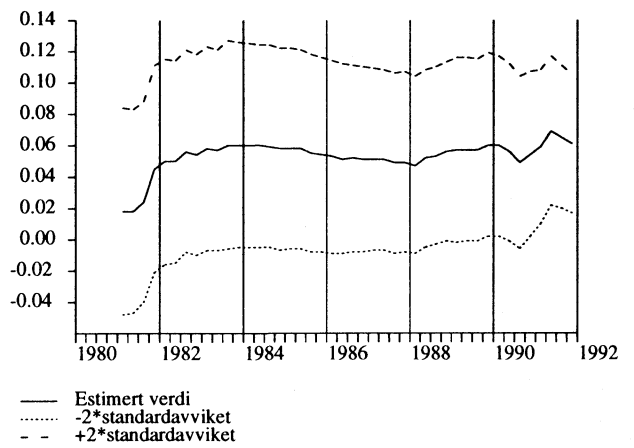
28 I modellen hvor vi hadde skift på både inntekt og formue, ble inntekts- og formueselastisiteten henholdsvis etter 1985 0.58 og 0.17.

29 Sterk inntektsvekst fra 1983 til 1984 bidrar også.

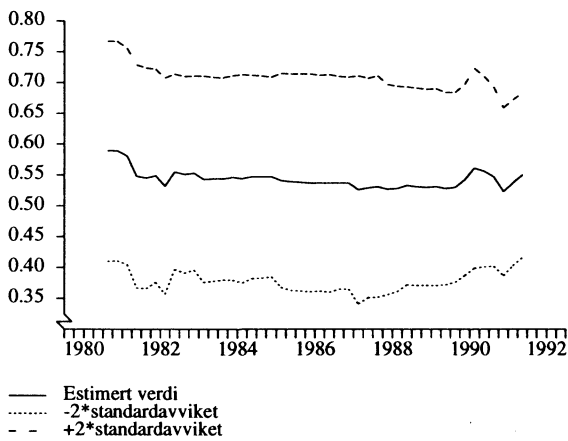
Figur 4.26 Rekursive estimater av formueselastisiteten



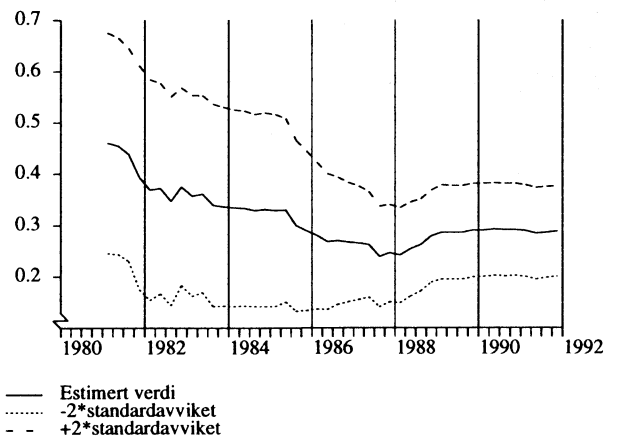
Figur 4.29 Rekursive estimater av koeffisienten til lagget formue



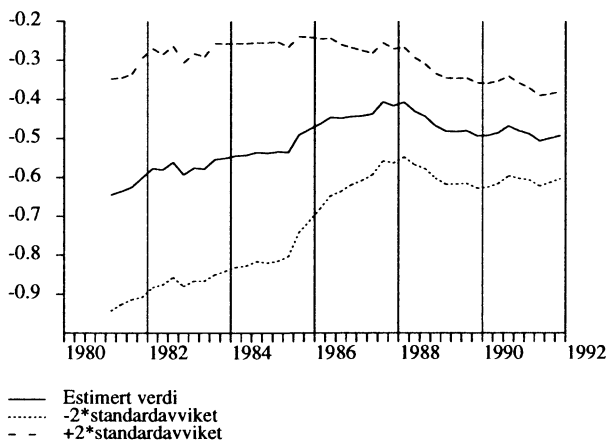
Figur 4.27 Rekursive estimater av inntektselastisiteten



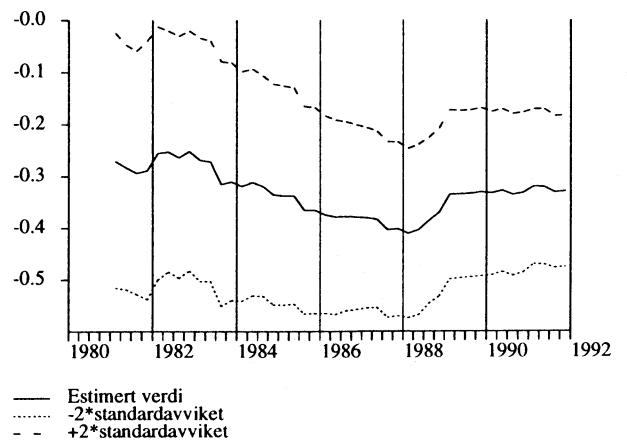
Figur 4.30 Rekursive estimater av koeffisienten til lagget inntekt



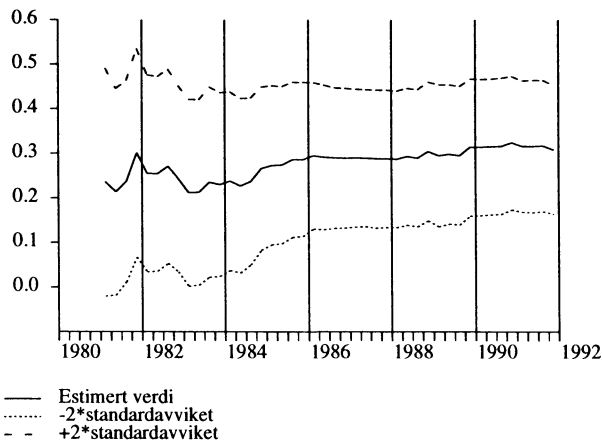
Figur 4.28 Rekursive estimater for koeffisienten til lagget konsum



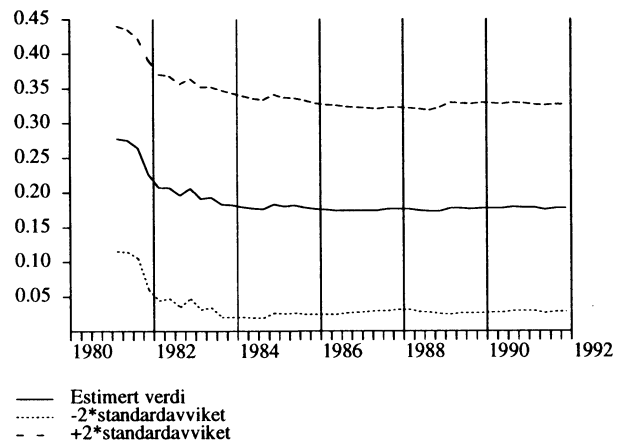
Figur 4.31 Rekursive estimater av koeffisienten til endringen i konsumet lagget en periode



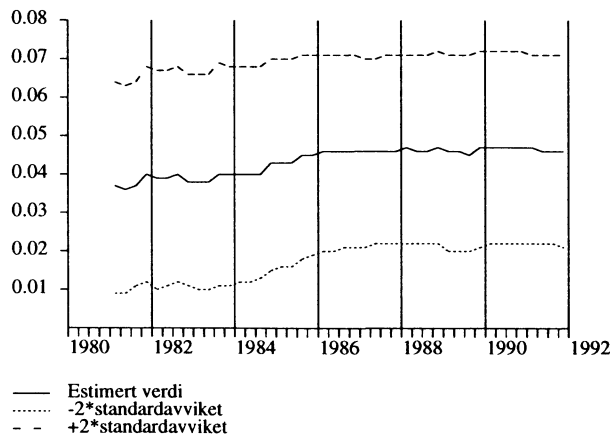
Figur 4.32 Rekursive estimater av koeffisienten til endringen i konsumet lagget fire perioder



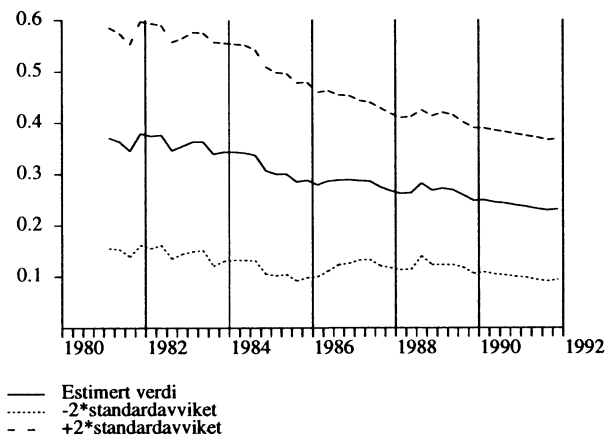
Figur 4.35 Rekursive estimater av koeffisienten til pristopp-dummyen



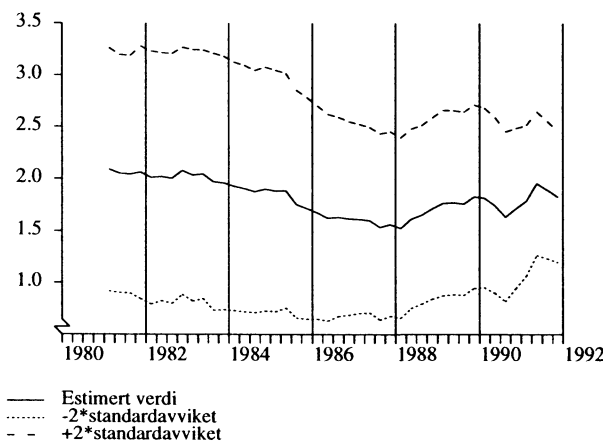
Figur 4.33 Rekursive estimater av koeffisienten til moms-dummyen



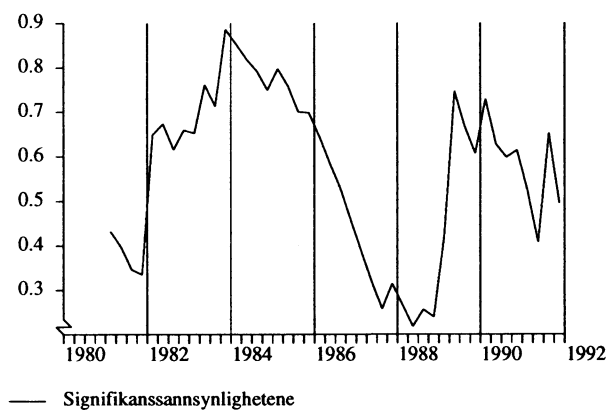
Figur 4.36 Rekursive estimater av koeffisienten til "impact"-effekten av inntekt



Figur 4.34 Rekursive estimater konstantleddet



Figur 4.37 Rekursive Chow-test. Signifikanssannsynligheter tilhørende de beregnede F-verdier



nevnt innledningsvis, at det ut fra både teori og tidligere empiriske arbeider er grunn til å tro at de forskjellige gruppene kan ha ulik marginal konsumtilbøyelighet. Et problem var at det ikke eksisterte kvartalstall for de ulike gruppenes disponible inntekt. Disse tallene ble derfor konstruert med utgangspunkt i årstall. En kort dokumentasjon av hvordan dette ble gjort er gitt i vedlegg B.

Først ble det forsøkt med en oppsplitting av inntektsvariabelen på sosioøkonomiske grupper både i langtidsløsningen og i korttidsdynamikken. Dette gav meningsløse estimater for langtidskoeffisientene, noe som trolig skyldes at de ulike inntektsvariablene er sterkt korrelerte. Dette problemet oppstår ikke i samme grad for korttidsdynamikken fordi variablene der inngår på endringsform. For å oppnå fornuftige estimater for langtidskoeffisientene, forsøkte jeg med ulike sammenvektinger av inntektsvariablene. Jeg konstruerte altså en ny inntektvariabel som var definert som en veid sum av de ulike inntektsvariablene. Forskjellige vektorer ble prøvd ut, blant annet de Cappelen (1980) estimerte på tverrsnittsdata. Det gjennomgående inntrykket var at dette ikke gav bedre føyning enn det vi fikk ved å benytte det samlede inntektstallet, eller ekvivalent: Å veie de ulike inntektsvariablene sammen med vektorer lik n. For feilkorrekjonsdelen kunne jeg derfor med fordel bruke den aggregerte inntektsvariabelen. Imidlertid beholdt jeg oppsplittingen (altså uten sammenveining) i korttidsdelen. Modellen jeg til slutt valgte å estimere hadde følgende generelle form

$$\begin{aligned}
 \Delta \log c_t = & \kappa + \sum_{i=1}^5 \alpha_i \Delta \log c_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_i^L \Delta \log y_{t-i}^L \\
 & + \sum_{i=0}^4 \beta_i^S \Delta \log y_{t-i}^S + \sum_{i=0}^4 \beta_i^T \Delta \log y_{t-i}^T + \sum_{i=0}^4 \delta_i \Delta \log w_{f,t-i} \\
 (4.9) \quad & + \sum_{i=0}^4 \lambda_i \Delta \log w_{g,t-i} + \sum_{i=0}^4 \mu \Delta \log w_{b,t-i} + \sigma_l \Delta \log c_{t-i} \\
 & + (\sigma_2 + \sigma_4 \text{REGIMEDUMMY}) \log y_t \\
 & + (\sigma_3 + \sigma_5 \text{REGIMEDUMMY}) \log w_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \eta_i Q_{it} \\
 & + \eta_4 \text{MOMS}_t + \eta_5 \text{PSTOPP}_t + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

der

y^L - Lønnstakeres disponible inntekt
 y^S - Selvstendiges disponible inntekt
 y^T - Trygdedes disponible inntekt

og

$$(4.10) \quad y = y^L + y^S + y^T$$

$\beta_i^L, \beta_i^S, \beta_i^T$ er alle parametre. De øvrige variable er definert som ovenfor. Som det fremgår, er det også her åpnet for skift i både koeffisienten for lagget inntekt og formue. Estimering ved OLS gav følgende modell (estimeringsperioden er den samme som ovenfor)

Modell 4

$$\begin{aligned}
 \Delta \log c_t = & \hat{\kappa} + \hat{\alpha}_1 \Delta \log c_{t-1} + \hat{\alpha}_4 \Delta \log c_{t-4} + \hat{\beta}_0^L \Delta \log y_t^L \\
 (4.11) \quad & + \hat{\beta}_0^S \Delta \log y_t^S + \hat{\lambda}_1 \Delta \log w_{g,t-1} + \hat{\sigma}_1 \log c_{t-1} \\
 & + \hat{\sigma}_2 \log y_{t-1} + (\hat{\sigma}_3 + \hat{\sigma}_5 \text{REGIMEDUMMY}) \log w_t \\
 & + \hat{\eta}_1 Q_{1t} + \hat{\eta}_2 Q_{2t} + \hat{\eta}_3 Q_{3t} + \hat{\eta}_4 \text{MOMS}_t
 \end{aligned}$$

Tabell 4.

Estimater	T-verdi	
$\hat{\sigma}_1 = -0,440672$	-5,54561	
$\hat{\alpha}_5 = 0,002555$	4,59015	
$\hat{\alpha}_3 = 0,048152$	2,15785	
$\hat{\sigma}_2 = 0,278013$	5,26353	
$\hat{\alpha}_1 = -0,334393$	-4,60102	
$\hat{\alpha}_4 = 0,223725$	3,1284	
$\hat{\eta}_1 = -0,107015$	-4,56111	
$\hat{\eta}_2 = -0,100772$	-6,03745	
$\hat{\eta}_3 = -0,064$	-3,14299	
$\hat{\eta}_4 = 0,044435$	3,68822	
$\hat{\kappa} = 1,46851$	3,74282	
$\hat{\lambda}_1 = 0,266047$	2,62621	
$\hat{\beta}_0^S = 0,057186$	4,16488	
$\hat{\beta}_0^L = 0,309987$	4,62632	
RSQ	0,980239	
CRSQ	0,977067	
SER	0,015382	
DW	2,09248	
Diagnostiske tester	Testobserv.	Prob-verdi
Normalitet:		
Skewness	-0,057884	
Excess Kurtosis	0,5798	
Bera-Jarque (Chi(2))	1,18007	0,554308
Funksjonsform:		
Reset test F(1,80)	0,783654	0,382537
Autokorrelasjon:		
LM F(1,80)	0,684618	0,415474
LM F(2,79)	0,655203	0,526996
LM F(4,77)	0,404067	0,807085
LM F(8,73)	0,879849	0,537625
Heteroskedastisitet:		
ARCH F(1,79)	0,085522	0,763329
ARCH F(4,73)	0,443386	0,776845

Det viste seg igjen at skiftkoeffisientene for inntekt og formue ble insignifikante når de inngikk samtidig. Skiftet i inntektskoeffisienten ble utelatt med samme begrunnelse som ovenfor. Vi merker oss at kun førsterunde-effekten av disponibel inntekt for lønnstakere og selvstendige er signifikant. Førsterunde-effekten av disponibel inntekt for trygdede ble ikke signifikant og er derfor utelatt. Videre ser vi at end-

ringen i husholdningenes samlede låneopptak lagget en periode, eller veksten i kreditt til husholdningene, er signifikant. En annen forskjell i forhold til Modell 3 er at prisstoppdummyen ikke ble signifikant. Dette bør imidlertid ikke tillegges særlig vekt.

De diagnostiske testene tyder på at vi har et "pent" restledd, og modellens stabilitetsegenskaper er svært tilfredsstillende. Generelt må koeffisientene sies å være meget stabile i perioden 1981-1991. Det kan altså se ut til at en mer fleksibel modellering av korttidodynamikken har bidratt til å øke stabiliteten i estimatene. Modellen føyer bedre enn samtlige av de modellene vi har sett på så langt. Ulike føyningsplott for Modell 4 er gjengitt i figurene 4.49-4.54. Inntrykket må sies å være positivt. Spesielt forklarer modellen den sterke konsumveksten i årene 1985-87 og konsumnedgangen i 1988-89. Et viktig poeng er at modellen forklarer kontraksjonen i konsumet etter 1987 like godt når vi stopper estimeringen i 1987 (4) som når vi benytter hele observasjonsmaterialet. Dette er ikke overraskende i lys av at de estimerte koeffisientene er svært stabile.

Det er interessant at kredittvekst nå har signifikant effekt. I et regime uten kredittrasjonering vil ikke denne variabelen ha selvstendig effekt på konsumet i tillegg til formue og inntekt. Ved rasjonering vil det imidlertid ikke nødvendigvis være noen sammenheng mellom kredittvekst og de nevnte størrelser, og kredittvekst vil derfor kunne spille en selvstendig rolle. Som det fremgår er kredittvekstkoeffisienten stabil gjennom hele estimeringsperioden. Dette, sammen med skiftet i formueskoeffisienten, indikerer at vi har hatt markedsbestemt kredittrasjonering i årene etter liberaliseringen av kredittmarkedet.

Modellens langtidsløsning etter skiftet kan uttrykkes ved

$$(4.12) \quad c = \text{Konstantledd} * y^{0.63} * w^{0.12}$$

Også her får vi et klart lavere estimat på formueselastisiteten enn i Modell 1 og Modell 2. Den estimerte verdien er tilnærmet identisk med den vi fant for Modell 3. Formueselastisiteten før skiftet er ca. 0,11. Inntektselastisiteten er videre noe høyere i Modell 4 enn i Modell 3. Langtidsløsningen er et stykke unna å være homogen av grad n i inntekt og formue, men som nevnt er ikke dette problematisk for modeller for ikke-varig konsum. Konsumtilbøyeligheten av formue er forholdsvis lav for Modell 3 og Modell 4. Ved å finne frem til gjennomsnittet av forholdet c/w over estimeringsperioden, kan vi beregne den gjennomsnittelige marginale konsumtilbøyeligheten av formue for de to modellene. Denne blir 0,011³⁰, altså ikke særlig betydelig. Dette innebærer at formuen betyr lite for konsumet når det er liten variasjon i formuen.

B&N fant at inntekt og formue var supereksogene (jmf.3.3) i deres modell. Dette impliserer at de nevnte variable er svakt eksogene (Forøvrig fant B&N ytterligere støtte for en hypotese om svak eksogenitet ved å benytte Hausmann-

testen). Resultatene ovenfor tyder imidlertid på at formue ikke kan være supereksogen når vi benytter P^A , noe som følger av at dummyen for regimeskift er signifikant og at parametrene i Modell 2 er svært ustabile. En hypotese om at formue er *svakt* eksogen for parametrene i konsumfunksjonen ble ikke forkastet ved en Hausmann-test. Inkludering av residualene fra en estimert redusert-form relasjon for formue i (4.12) resulterte i en t-verdi lik 0,92 for den tilhørende koeffisienten. Videre gav estimering av (4.10) ved hjelp av instrumentvariabelmetoden tilnærmet identiske estimater og t-verdier som ved bruk av OLS. Styrken på disse testene avhenger essensielt av kvaliteten på det instrumentet som er benyttet for formue. I den marginale modellen for (logaritmen til nivået av) formue benyttet jeg blant annet tilbakedatert formue, tilbakedatert inntekt og tilbakedaterte endringer i disse variablene. Determinasjonskoeffisienten for den estimerte modellen ble 0,9987, noe som gir testresultatene en rimelig grad av troverdighet. I formuesdefinisjonen er det kun boligprisen som inngår ulagget, slik at det bare er denne variabelen som kan skape simultanitet mellom konsum og formue. I utgangspunktet virker det ikke usannsynlig at det er simultanitet mellom boligpriser og privat konsum. Når husholdningenes inntekt endres, påvirker dette etterspørselen etter konsumvarer og boliger. Siden beholdningen av boliger er gitt på kort sikt, vil etterspørselsendringen slå ut i boligprisene. Dersom boligprisene endres i det samme kvartalet som konsumet, er det korrelasjon mellom restleddene i likningene for konsum og boligpriser. Formuen vil da ikke være svakt eksogen i konsumfunksjonen. Det spilte imidlertid ingen rolle for estimatene og t-verdiene i Modell 4 hvorvidt boligprisen inngikk tilbakedatert eller ikke i definisjonen av formuesvariabelen. Vi konkluderer derfor med at det ikke ser ut til å være simultanitet av betydning mellom konsum og boligpris i Modell 4.

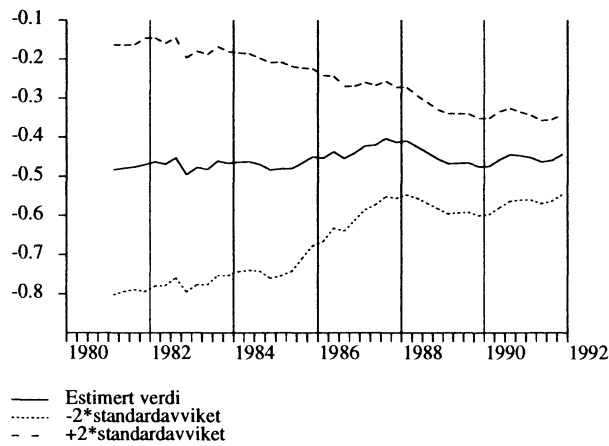
De rekursive estimatene for inntektskoeffisientene i fig. 4.46 og fig. 4.47 er svært stabile. Som nevnt ovenfor, kreves det i tillegg at vi kan påvise ustabilitet i de tilhørende marginale prosessene for inntektsvariablene for at vi skal kunne hevde at disse variablene er supereksogene i konsumfunksjonen. Jeg vil her bygge på Brodin og Nymoen (1992), som estimerer en ustabil marginal modell for inntekt.³¹ En hypotese om at inntektsvariablene er supereksogene blir derfor ikke forkastet. Resultatene indikerer altså at forventninger om fremtidig inntekt ikke har betydning for konsumet, jmf. diskusjonen i kapittel 3.3. Alternativt kan resultatene tolkes som at det ikke begås feil av betydning ved å anta en konstant sammenheng mellom inntektsforventninger og observert inntekt, slik vi gjør i (2.17). Det at B&N har estimert en ustabil modell for *faktisk* inntekt, innebærer ikke nødvendigvis at sammenhengen (2.17) er ustabil.

Som nevnt i 3.4 er omslutning et viktig kriterium ved evaluering av økonometriske modeller. Ved å inkludere prisstoppdummyen i Modell 4, har vi det som ofte omtales som en "Minimum Nesting Model" (MNM) for modellene 1, 2, 3 og 4. Siden denne variabelen ikke er signifikant i MNM, følger det at Modell 4 omslutter alle de foregående modellene. Det betyr at all variasjon i data som forklares av de andre modellene også forklares av Modell 4.

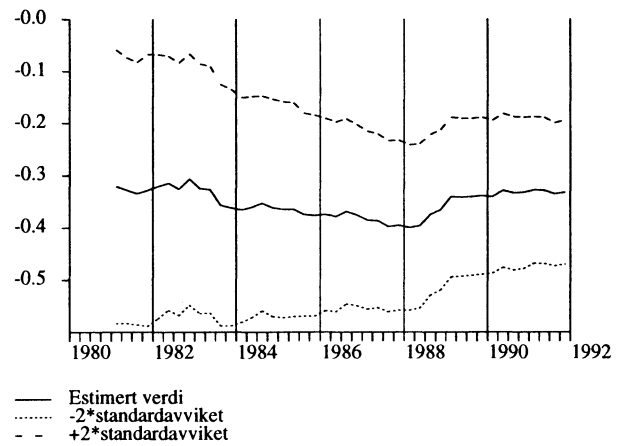
30 Gjennomsnittet av c/w ble beregnet til 0.088

31 Strengt tatt er det ikke gyldig å bygge på et resultat for samlet inntekt, men siden inntekt for lønnstakere og selvstendige er sterkt korrelert med samlet inntekt, burde ikke dette være et problem.

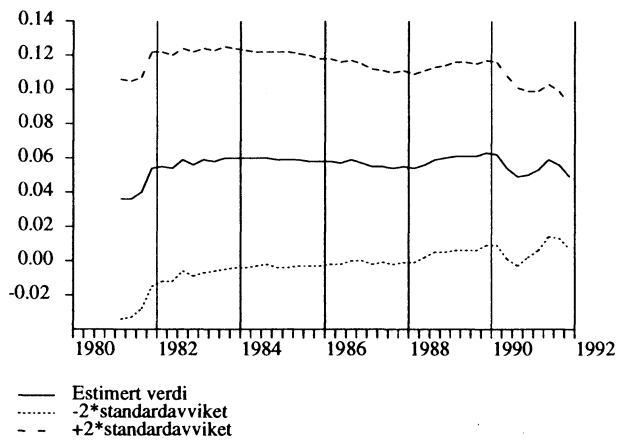
Figur 4.38 Rekursive estimater av koeffisienten til lagget konsum



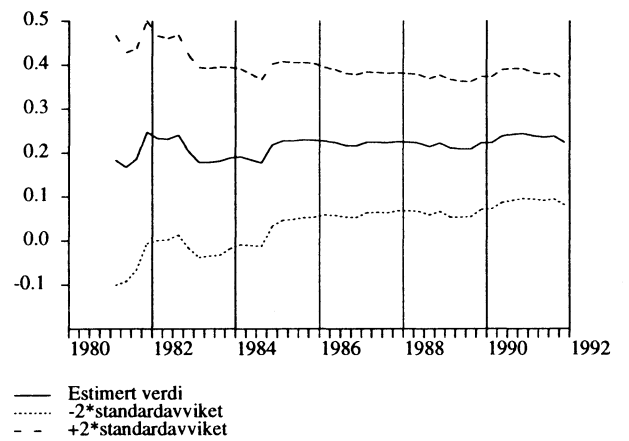
Figur 4.41 Rekursive estimater av koeffisienten til endring i konsumet lagget en periode



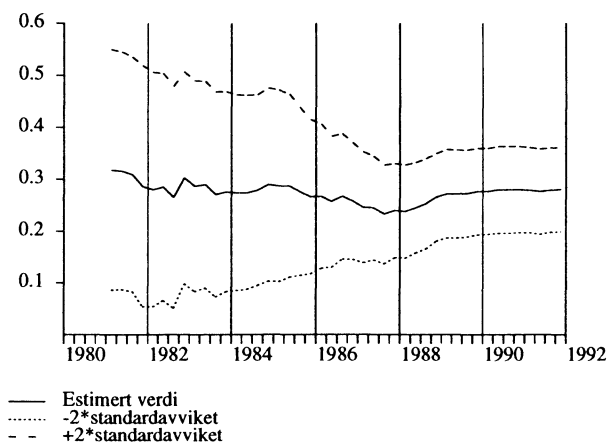
Figur 4.39 Rekursive estimater av koeffisienten til lagget formue



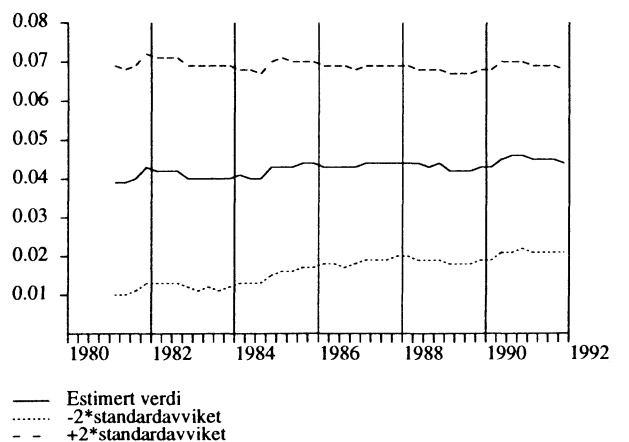
Figur 4.42 Rekursive estimater av koeffisienten til endring i konsumet lagget fire perioder



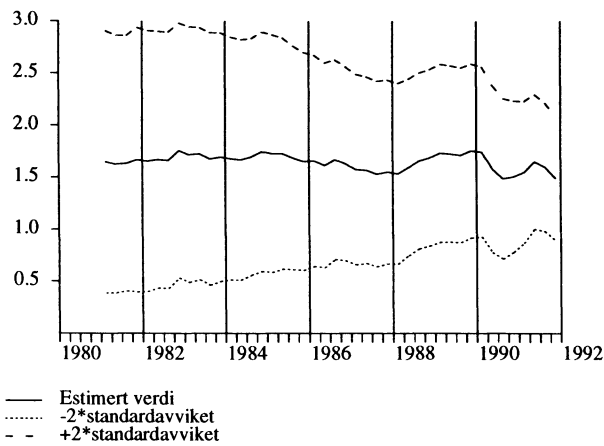
Figur 4.40 Rekursive estimater av koeffisienten til lagget inntekt



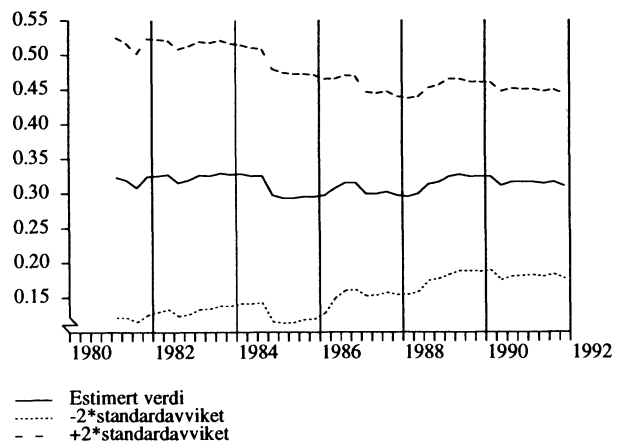
Figur 4.43 Rekursive estimater av koeffisienten til moms-dummen



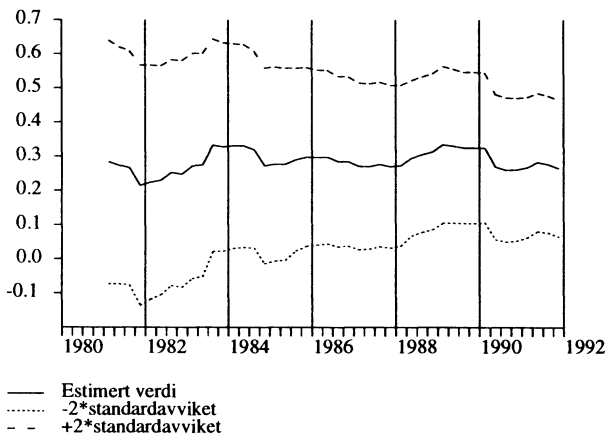
Figur 4.44 Rekursive estimater av konstantleddet



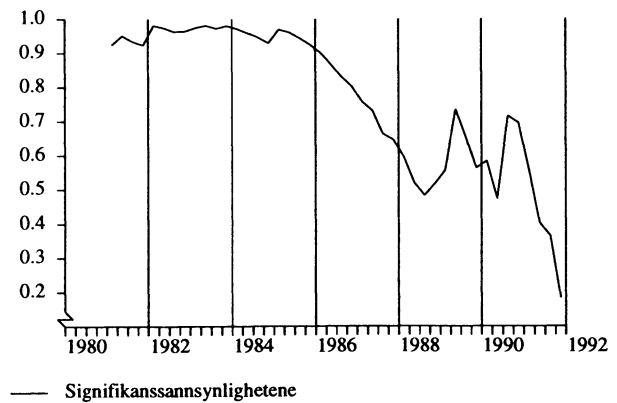
Figur 4.47 Rekursive estimater av koeffisienten til "impact"-effekten av inntekt for selvstendige



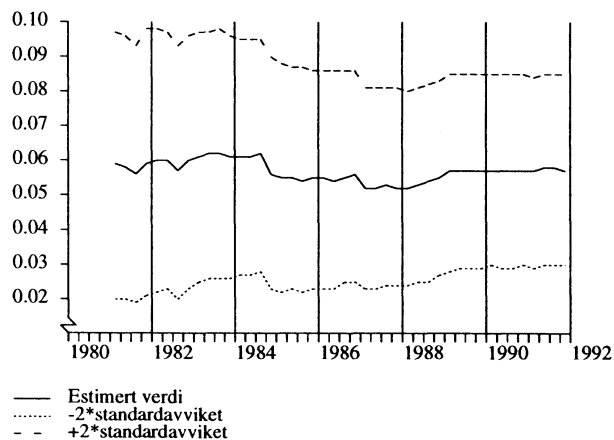
Figur 4.45 Rekursive estimater til kredittvekst lagget en periode



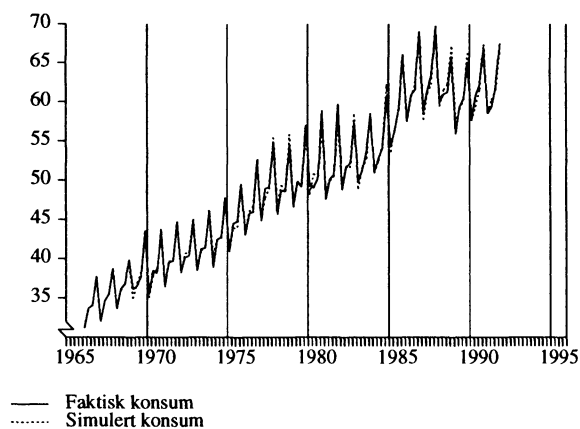
Figur 4.48 Rekursive Chow-test. Signifikanssannsynligheter tilhørende de beregnede F-verdier



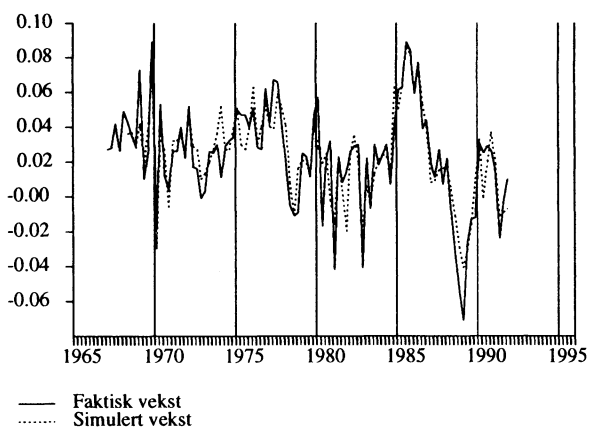
Figur 4.46 Rekursive estimater av koeffisienten til "impact"-effekten av inntekt for selvstendige



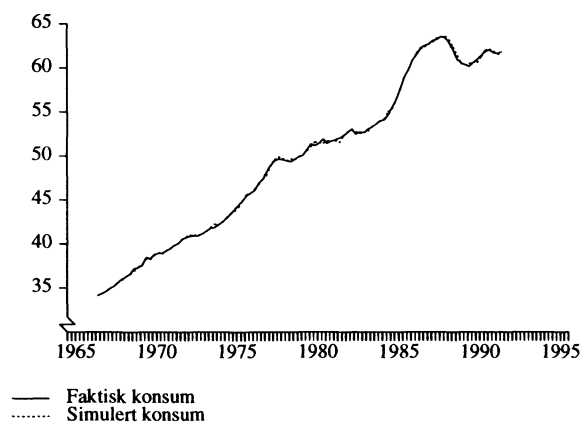
Figur 4.49 Statisk simulering for konsum av ikke-varige goder



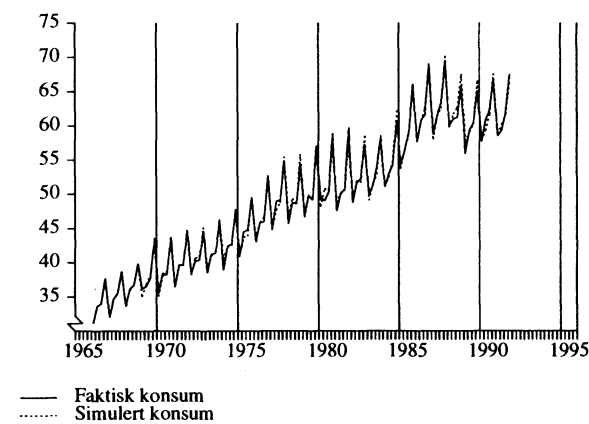
Figur 4.52 Statistisk simulering av relativ vekst i ikke-varig konsum over fire perioder. Estimert til 1987 (4)



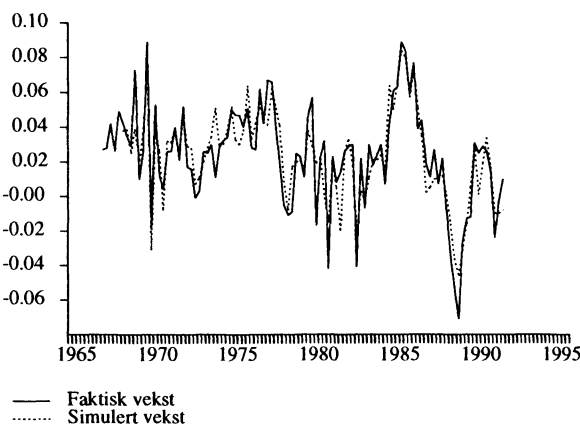
Figur 4.50 Statisk simulering av ikke-varig konsum. Estimert til 1987 (4)



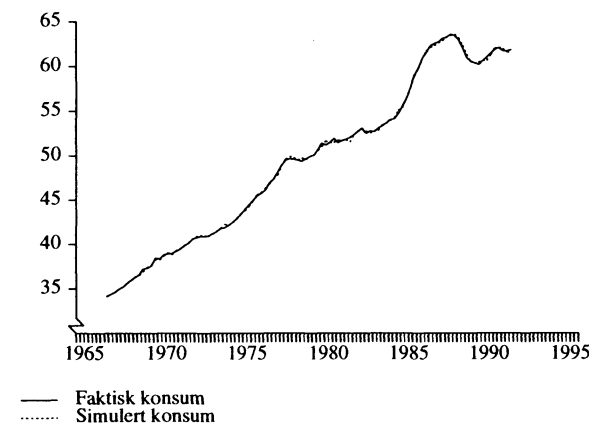
Figur 4.53 Statistisk simulering for konsum av ikke-varige goder. Gjennomsnittlig nivå over fire kvartaler



Figur 4.51 Statistisk simulering av relativ vekst i ikke-varig konsum over fire kvartaler



Figur 4.54 Statistisk simulering av gjennomsnittlig nivå over fire perioder. Estimert til 1987 (4)



Man kan stille et spørsmålsteget ved i hvilken grad modellspesifikasjonen er egnet til å teste en såvidt spesiell hypotese som at dereguleringen av kredittmarkedet gav en høyere boligformueselastisitet. Dette fordi vi ikke betrakter boligformuen isolert, men ser på et samlet formuesbegrep. Jeg estimerte derfor en spesifisering hvor formuesvariabelen ble splittet opp i de enkelte komponentene (w_f , w_g og w_b) også i langtidsløsningen, men dette gav urimelige estimater. Trolig skyldes dette stor grad av kollinearitet mellom formuesvariablene. Et annet mulig problem er utelatt variabelskjevhet som følge av at skiftet i koeffisienten for tilbakedatert inntekt ikke inngår i modellen. Dersom det faktisk fant sted et negativt skift i denne koeffisienten, vil en slik utelatelse føre til at skiftet i formueskoeffisienten blir undervurdert. Det estimerte skiftet i formueskoeffisienten inkorporerer da også det forhold at inntektselastisiteten ble redusert etter dereguleringen. Siden vi ikke kan utelukke et negativt skift i inntektskoeffisienten, er det en viss fare for at formueselastisiteten etter dereguleringen er undervurdert i Modell 3 og Modell 4.

Som vi så i kapittel 2 (relasjon (2.19)), vil en stokastisk implikasjon av livssyklushypotesen, i tilfellet med rasjonelle forventninger og perfekte kapitalmarkeder, være at tilbakedaterte verdier av inntekt og formue ikke har effekt på konsumet. Dette ble først påpekt av Hall (1978). I et regime med kredittasjonering vil en imidlertid kunne få en effekt av lagget inntekt, men neppe så markert som den vi har funnet. Våre resultater gir derfor en forkastning av Halls hypotese. En annen implikasjon av Halls hypotese er at effekten av *forventet* inntekt på konsumet er ivaretatt av det tilbakedaterte konsumet, men *uventet* inntekt i periode t har effekt på konsumet i periode t . Dette innebærer at koeffisientene for faktisk og forventet inntekt skal være identiske med motsatt fortegn i konsumfunksjonen. Men dette er inkonsistent med at faktisk inntekt er supereksogen. Det at vi ikke kan forkaste at faktisk inntekt er supereksogen i konsumfunksjonen, indikerer derfor også at Hall's hypotese ikke gjelder.

Testing for signifikans av andre mulige forklaringsvariable

Økonomisk teori antyder flere mulige variable enn inntekt og formue til å forklare konsumet. Sterke kandidater er opplagt realrenten, endring i ledighetsraten og (for ikke-varig konsum) prisforholdet mellom ikke-varige og varige konsumgoder.

Et sentralt resultat fra økonomisk teori er en ubestemt realrente-effekt på konsumet. Dette skyldes at substitusjons- og inntektseffekter trekker i hver sin retning for husholdninger som befinner seg i en netto fordringsposisjon. I vårt inntektsbegrep inngår imidlertid renteinntekter, og en burde derfor kunne forevente en *negativ* effekt av realrenten. Jeg prøvde ut en del spesifiseringer hvor jeg inkluderte realrenten i både korttidsdelen og langtidsløsningen. Herunder ble det også forsøkt med skift i koeffisienten tilhørende realrentevariablene. Jeg fant imidlertid ikke støtte for en hypotese om at realrenten påvirker konsumet av ikke-varige goder for gitt nivå på de andre variablene i konsumfunksjonen. Realrenten må imidlertid antas å ha betydning for boligprisene. Det er derfor indirekte effekter av realrenten på konsumet både via inntekt og formue.

En annen variabel som kunne tenkes å ha en effekt på konsumet av ikke-varige goder er endringen i ledighetsraten. Som nevnt i teorikapittelet, vil en økning i ledigheten kunne gi økt usikkerhet og derved redusert konsum ut fra et forsikringsmotiv. Jeg fant imidlertid hverken effekt av endring i ledigheten eller av nivået.

Som nevnt ovenfor, fant jeg ingen negativ effekt av det relative prisforholdet mellom ikke-varige og varige konsumgoder for Modell 1, slik en skulle forvente ut fra økonomisk teori. Heller ikke i de andre modellene hadde det relative prisforholdet signifikant negativ effekt.

4.6 Avsluttende merknader

Utgangspunktet for dette arbeidet var å forsøke å finne frem til en konsumfunksjon for ikke-varige goder som i størst mulig grad kunne forklare variasjonen i data. Gitt ulike restriksjoner i form av tid og datatilgang, var det naturlig å formulere et sett av hypoteser som kunne gi en konkret vinkling.

Jeg valgte altså å ta utgangspunkt i en relasjon av den type B&N kom frem til for samlet konsum. På tilnærmet de samme data som B&N benyttet gav dette, som vi har sett, en brukbar spesifisering også for ikke-varige goder. Imidlertid var det ønskelig å benytte en mer tilfredsstillende boligprisindeks, noe som i første omgang resulterte i en lite tiltrekkende spesifisering (Modell 2). Arbeidet synes derfor å støtte M&M's påstand om at stabiliteten i B&N's modell i stor grad skyldes den boligprisindeksen som ble benyttet. Dette er selvsagt ikke så oppsiktsvekkende tatt i betraktning at ikke-varig konsum som nevnt utgjør ca. 75% av totalt konsum. Et interessant resultatet fra dette arbeidet er imidlertid at man ved en relativt enkel respesifisering av B&N's spesifisering kan oppnå en akseptabel modell når en forbedret boligprisindeks inngår i formuesvariabelen.

Resultatene fra Modell 3 og Modell 4 tyder på at husholdningenes formue er en relevant forklaringsvariabel for konsumet av ikke-varige goder. Vi har benyttet et formuesbegrep hvor boligformuen er inkludert. I mange tidligere studier har man nøydt seg med å se på effekten av finansformuen. Vi har i dette arbeidet ikke drøftet hvilket av disse formuesbegrepene som er mest hensiktsmessig, men gått ut fra et begrep hvor boligkapitalen er inkludert. Jeg prøvde imidlertid også ut en spesifisering hvor boligformuen ble utelatt. Dette viste seg å gi en ikke-signifikant effekt av formue (i dette tilfellet altså finansformue). Mye peker derfor i retning av at boligformuen har effekt på konsumet, slik B&N konkluderer med.

Estimeringsresultatene tyder videre på at signifikante formueseffekter avhenger av at konsumentenes adferdsendringer modelleres eksplisitt. Resultatene fra dette arbeidet tyder derfor på at sammenbruddet i makrokonsumfunksjonene på midten av 1980-tallet delvis skyldtes feilspesifisering som følge av at formue feilaktig var utelatt, og delvis at det fant sted en endring i konsumentenes og bankenes adferd på dette tidspunkt.

Som nevnt gir ikke resultatene grunnlag for å utelukke et negativt skift i inntektselekselastisiteten etter dereguleringen. Formueselastisiteten etter skiftet bør derfor tolkes med en viss varsomhet. Det kan ikke utelukkes at denne er under-

vurdert som følge av at skiftet i inntektskoeffisienten er utelatt.

Det viste seg vanskelig å få estimert separate inntekts-effekter for de ulike sosioøkonomiske gruppene i langtids-løsningen. Imidlertid tyder resultatene fra Modell 4 opplagt på at en slik oppsplitting har noe for seg i korttidsdynamikken. Dette forhold kan også tyde på at langtidskoeffisientene er forskjellige, men at vi ikke får avdekket dette som følge av multikollinearitet.

Estimeringsresultatene i denne rapporten tyder på at den sterke konsumveksten i 1985-86 i hovedsak kan føres tilbake til dereguleringen av kredittmarkedet. I min foretrukne spesifikkasjon virker dereguleringen inn på konsumet via tre kanaler. For det første er det en effekt ved at mulighetene til å belåne formuen økte etter dereguleringen (skiftleddet på formueparameteren). I en overgangsperiode førte dette til en sterk vekst i bankenes utlån til konsumformål. For det andre førte kredittliberaliseringen til en økning i utlånene til boligformål. Dette bidro til at boligprisene økte sterkt i årene 1984-87. Økningen i boligprisene bidro til ytterligere vekst i utlånene til konsumformål fordi en del konsumenter trolig betraktet prisøkningen som varig og fordi bankenes pantsikkerhet økte som følge av boligprisøkningen. I tillegg er det en effekt via kredittvekstvariabelen. Denne ivaretar virkninger på konsumet av økte utlån som følge av andre forhold enn de som er nevnt ovenfor. Effekter av økt markedsføring av utlån fra bankenes side etter dereguleringen vil for eksempel være inkorporert i denne variabelen. En sterk økning i husholdningenes disponible inntekt i 1984 bidro også til veksten i konsumet i 1985-86. Reduksjonen i konsumet i perioden 1988-89 kan på bakgrunn av de samme resultatene forklares ved følgende forhold: Tilnærmet nullvekst i disponibel inntekt, en reduksjon i boligformuen og den sterke nedbyggingen av husholdningenes nettofinansformue i årene 1985-87.

Referanser

- Ando, A. og F. Modigliani (1963):** The "life cycle" hypothesis of saving: Aggregate implications and tests. *American Economic Review* 53, 55-84.
- Bera, A.K. og C.M. Jarque (1980):** Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters* 6, 255-259.
- Brodin, P.A. (1988):** Makrokonsumfunksjonen - regime-skift eller feilspesifikasjon?. *Sosialøkonomen* 42, 11-17.
- Brodin, P.A. og R. Nymoen (1992):** Wealth effects and exogeneity: The Norwegian consumption function 1966(1) - 1989(4). *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 431-455.
- Bårdsen, G (1992):** Estimation of long run coefficients in error correction models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 51, 345-350.
- Cappelen, Å. (1980):** *Inntektsfordeling og konsum 1962-1978*. Artikler 123. Statistisk sentralbyrå.
- Cappelen, Å. (1991):** *Kredittrasjonering og konsumadferd*. Rapporter 91/16, Statistisk sentralbyrå.
- Davidson, J.E.H., D.F. Hendry, F. Srba og J.S. Yeo (1978):** Econometric modelling of the aggregate time series relationship between consumers' expenditure and income in the United Kingdom. *Economic Journal* 88, 661-692.
- Deaton, A.S og J. Muellbauer (1980):** *Economics and consumer behaviour*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Engle, R.F. (1982):** Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica* 50, 987-1007.
- Engle, R.F., D.F. Hendry og J-F. Richard (1983):** Exogeneity. *Econometrica* 51, 277-304.
- Favero, C. og Hendry, D.F. (1992):** Testing the Lucas' critique: A review. *Econometric Reviews* 11 (3), 265-306
- Flemming, J.S. (1973):** The consumption function when capital markets are imperfect: The permanent income hypothesis reconsidered. *Oxford Economic Papers* 25, 160-172.
- Friedman, M. (1957):** *A theory of the consumption function*. New Jersey: Princeton University Press.
- Gilbert, C.L. (1986):** Professor Hendry's econometric methodology. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48, 283-307.
- Gurney, A (1989):** Obtaining estimates for the standard errors of long-run parameters. *National Institute Economic Review* 2, 89-90.
- Hall, R.E. (1978):** Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: Theory and evidence. *Journal of Political Economy* 86, 971-987.
- Hendry, D.F. og T. von Ungern-Sternberg (1981):** Liquidity and inflation effects on consumers' expenditure. Chapter 9 in A.S. Deaton (eds.): *Essays in the Theory and Measurement of Consumers' Behaviour*. Cambridge: Cambridge University press.
- Hendry, D (1988):** The encompassing implications of feedback versus feedforward mechanisms in econometrics. *Oxford Economic Papers* 40, 132-149.
- Jansen, E.S. (1992):** Makrokonsumfunksjonen - tas empirien på alvor? *Sosialøkonomen* 46, 2-6.
- Kiviet, J.F. (1986):** On the rigour of some misspecification tests for modelling dynamic relationships. *Review of Economic Studies* LIII, 241-261.
- Lucas, R:E (1976):** Econometric Policy Evaluation. A critique. pp. 19-45, in K. Brunner and A.H. Meltzer (eds.): *The Phillips Curve and Labor Markets*. Amsterdam: North Holland.
- Magnussen, K.A. og K. Moum (1992):** Konsum og boligformue: Tar Eilev Jansen likevel feil? *Sosialøkonomen* 46, 13-18.
- Modigliani, F og R. Brumberg (1954):** Utility analysis and aggregate consumption functions: An interpretation of cross-section data. In K.K. Kurihara (eds.) *Post-Keynesian Economics*. New Brunswick.
- Moum, K. (1994).** Kommer i serien Rapporter, Statistisk sentralbyrå.

Muellbauer, J. og A. Murphy (1989): Why has UK personal saving collapsed? *CSFB Economics*, 26-77.

Ramsey, J.B. (1969): Tests of specification error in the general linear model. *Journal of the Royal Statistical Society, B*, 31,250-271.

Sargan J.D. (1964): Wages and prices in the United Kingdom: A study in econometric methodology. In P.E. Hart, G. Mills and J.K. Whitaker (eds.): *Econometric Analysis for National Economic Planning*. Butterworth, 25-54.

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

Urbain, J.-P. (1992): On weak exogeneity in error correction models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 187-207.

Vedlegg A

Datadefinisjoner

- c** Privat sektors konsum av ikke-varige goder. Målt i 1990 priser. (Kilde: KVRTSdatabanken, SSB).
- y** Husholdningenes disponible inntekt. Målt i 1990 priser. (Kilde: KVARTSdatabanken, SSB).
- wf** Husholdningenes likvide fordringer (sedler, mynt, bankinnskudd, forsikringskrav, obligasjoner og aksjer). Målt i 1990 priser. (Kilde: RIKMOD-databanken, Norges Bank).
- wg** Husholdningenes samlede gjeld i banker og andre finansinstitusjoner. Målt i 1990 priser. (Kilde: RIKMOD-databanken, Norges Bank).
- wb** Husholdningenes boligformue. Gitt ved boligvolum*boligpris. Målt i 1990 priser. To ulike anslag på boligprisen er benyttet: P^{BN} (Kilde: RIKMOD-databanken, Norges Bank) og P^A (Kilde: KVARTS-databanken, SSB).
- MOMS** Dummy for introduksjonen av merverdiavgiften i 1970. Antar verdien 1 i 1969 (4), 0 ellers.
- PSTOPP** Dummy for pris- og lønnsstoppen i 1978-79. Antar i perioden 1979 (1)-1980 (1) verdiene: {7.206, 2.252, 5.82, 1.19, 1.657}, 0 ellers.

Vedlegg B

En kort dokumentasjon av hvordan data for de sosioøkonomiske gruppene ble laget.

Disponibel inntekt for sosioøkonomisk gruppe i er gitt ved

$$\begin{aligned} \text{Disp.inntekt}_i &= \text{Lønn}_i + \text{Driftsres.}_i + \text{Stønader}_i + \text{Overføringer}_i \\ &+ \text{Renter}_i + \text{aksjeutbytte}_i - \text{Direkte skatter}_i, \end{aligned}$$

i =lønnstakere, selvstendige, trygdede.

Som nevnt i 4.5 eksisterer det ikke offisielle kvartalstall for disponibel inntekt fordelt på sosioøkonomiske grupper. Jeg måtte derfor konstruere disse med utgangspunkt i eksisterende årsserier. Dette ble gjort ved å kvartalsfordele de enkelte årsseriene i henhold til kvartalsmønsteret for de samlede størrelsene, slik det fremkommer i det kvartalsvise nasjonalregnskap (KNR). En svakhet ved denne fremgangsmåten er at en implisitt antar samme kvartalsmønster for alle de tre gruppene. For direkte skatter, aksjeutbytte og overføringer eksisterer ikke kvartalsinformasjon. Ulike metoder er derfor benyttet for å kvartalsfordele disse seriene. Når det gjelder direkte skatter er det antatt at kvartalsmønsteret er det samme som for disponibel inntekt før skatt. For aksjeutbytte og overføringer er årstallene kvartalsfordelt ved en uniform oppsplitting, noe som innebærer en lineær trend gjennom året.

**Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk sentralbyrå
etter 1. januar 1993 (RAPP)**

Issued in the series Reports from Statistics Norway

since 1 January 1993 (REP)

ISSN 0332-8422

- | | | | | | |
|-----------|--|--|-----------|--|---|
| Nr. 92/26 | Nils Øyvind Mæhle: Kryssløpsdata og kryssløpsanalyse 1970-1990. 1993-230s. 140 kr
ISBN 82-537-3783-1 | - | 93/12 | Resultatkontroll jordbruk 1992. Tiltak mot avrenning av næringssalter og jorderosjon 1993-79s. 90 kr
ISBN 82-537-3835-8 | |
| - | 92/29 | Charlotte Koren og Tom Kornstad: Typehusholdsmodellen ODIN. 1993-34s. 75 kr ISBN 82-537-3797-1 | - | 93/13 | Odd Frank Vaage: Mediebruk 1992. 1993-38s. 75 kr ISBN 82-537-3854-4 |
| - | 93/1 | Naturressurser og miljø 1992. 1993-144s. 115 kr
ISBN 82-537-3844-7 | - | 93/14 | Kyrre Aamdal: Kommunal ressursbruk og tjenesteyting Makromodellen MAKKO. 1993-94s. 100 kr
ISBN 82-537-3857-9 |
| - | 93/1A | Natural Resources and the Environment 1992. 1993-154s. 115 kr
ISBN 82-537-3855-2 | - | 93/15 | Olav Bjerkholt, Torgeir Johnsen og Knut Thonstad: Muligheter for en bærekraftig utvikling Analyser på World Model. 1993-64s. 90 kr
ISBN 82-537-3861-7 |
| - | 93/2 | Anne Brendemoen: Faktoreterspørsmål i transportproduserende sektorer. 1993-49s. 75 kr ISBN 82-537-3814-5 | - | 93/16 | Tom Langer Andersen, Ole Tom Djupskås og Tor Arnt Johnsen: Kraftkontrakter til alminnelig forsyning i 1992 Priser, kvantum og leveringsbetingelser. 1993-42s. 75 kr
ISBN 82-537-3864-1 |
| - | 93/3 | Jon Holmøy: Pleie- og omsorgs- tjenesten i kommunene 1989. 1993-136s. 100 kr
ISBN 82-537-3811-0 | - | 93/17 | Steinar Strøm, Tom Wennemo og Rolf Aaberge: Inntektsulikhet i Norge 1973-1990. 1993-99s. 100 kr
ISBN 82-537-3867-6 |
| - | 93/4 | Magnar Lillegård: Folke- og bolig telling 1990 Dokumentasjon av de statistiske metodene. 1993-48s. 90 kr ISBN 82-537-3818-8 | - | 93/18 | Kjersti Gro Lindquist: Empirical Modelling of Exports of Manufactures: Norway 1962-1987. 1993-124s. 100 kr
ISBN 82-537-3869-2 |
| - | 93/5 | Audun Langørgen: En økonometrisk analyse av lønnsdannelsen i Norge. 1993-48s. 100 kr ISBN 82-537-3819-6 | - | 93/19 | Knut Røed: Den selvforsterkende arbeidsledigheten Om hystereseffekter i arbeidsmarkedet. 1993-95s. 90 kr
ISBN 82-537-3870-6 |
| - | 93/6 | Leif Andreassen, Truls Andreassen, Dennis Fredriksen, Gina Spurkland og Yngve Vogt: Framskrivning av arbeidsstyrke og utdanning Mikrosimuleringsmodellen MOSART. 1993-100s. 100 kr
ISBN 82-537-3821-8 | - | 93/20 | Dag Kolsrud: Stochastic Simulation of KVARTS91. 1993-70s. 95 kr
ISBN 82-537-3952-4 |
| - | 93/7 | Dennis Fredriksen og Gina Spurkland: Framskrivning av alders- og uføretrygd ved hjelp av mikrosimuleringsmodellen MOSART. 1993-58s. 90 kr
ISBN 82-537-3945-1 | - | 93/21 | Sarita Bartlett: The Evolution of Norwegian Energy Use from 1950 to 1991. 1993-142s. 100 kr
ISBN 82-537-3890-0 |
| - | 93/8 | Odd Frank Vaage: Feriereiser 1991/92. 1993-44s. 75 kr
ISBN 82-537-3831-5 | Nr. 93/22 | Klaus Mohn: Industrisyssetning og produksjonsteknologi i norske regioner. 1993-59s. 90 kr
ISBN 82-537-3910-9 | |
| - | 93/9 | Erling Holmøy, Bodil M. Larsen og Haakon Vennemo: Historiske brukerpriser på realkapital. 1993-63s. 90 kr ISBN 82-537-3832-3 | - | 93/23 | Torbjørn Eika: Norsk økonomi 1988-1991: - Hvorfor steg arbeidsledigheten så mye? 1993-38s. 75 kr
ISBN 82-537-3912-5 |
| Nr. 93/10 | Runa Nesbakken og Steinar Strøm: Energiforbruk til oppvarmingsformål i husholdningene. 1993-41s. 75 kr
ISBN 82-537-3836-6 | | | | |
| - | 93/11 | Bodil M. Larsen: Vekst og produktivitet i Norge 1971-1990. 1993-44s. 75 kr ISBN 82-537-3837-4 | | | |

- | | |
|--|--|
| <p>Nr. 93/24 Kristin Rypdal: Anthropogenic Emissions of the Greenhouse Gases CO₂, CH₄ and N₂O in Norway
A Documentation of Methods of Estimation, Activity Data and Emission Factors. 1993-65s. 90 kr
ISBN 82-537-3917-6</p> <p>- 93/25 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene 1975-1993. 1993-75s. 90 kr
ISBN 82-537-3922-2</p> <p>- 93/26 Thor Olav Thoresen: Fordelingsvirkninger av overføringene til barnefamilier Beregninger ved skattemodellen LOTTE. 1993-42s. 75 kr ISBN 82-537-3923-0</p> <p>- 93/27 Odd Frank Vaage: Holdninger til norsk utviklingshjelp 1993. 1993-41s. 75 kr ISBN 82-537-3931-1</p> <p>- 93/28 Kjetil Sørлие: Bofasthet, flytting og utdanningsnivå i kommunene Åtte årskull fulgt gjennom aldersfasen 15-35 år Del 1: Østlandet. 1993-174s. 115 kr ISBN 82-537-3935-4</p> <p>- 93/29 Kjetil Sørлие: Bofasthet, flytting og utdanningsnivå i kommunene Åtte årskull fulgt gjennom aldersfasen 15-35 år Del 2: Sørlandet og Vestlandet. 1993-179s. 115 kr ISBN 82-537-3936-2</p> <p>- 93/30 Kjetil Sørлие: Bofasthet, flytting og utdanningsnivå i kommunene Åtte årskull fulgt gjennom aldersfasen 15-35 år Del 3: Trøndelag og Nord-Norge. 1993-165s. 115 kr ISBN 82-537-3937-0</p> | <p>Nr. 93/31 Erling Holmøy, Torbjørn Hægeland, Øystein Olsen og Birger Strøm: Effektive satser for næringsstøtte. 1993-178s. 115 kr ISBN 82-537-3947-8</p> <p>- 94/1 Torstein Bye, Ådne Cappelen, Torbjørn Eika, Eystein Gjelsvik og Øystein Olsen: Noen konsekvenser av petroleumsvirksomheten for norsk økonomi. 1994-54s. 95 kr ISBN 82-537-3956-7</p> <p>- 94/2 Wenche Drzwi, Lisbeth Lerskau, Øystein Olsen og Nils Martin Stølen: Tilbud og etterspørsel etter ulike typer arbeidskraft. 1994-56s. 95 kr ISBN 82-537-3950-8</p> <p>- 94/3 Hilde-Marie Branæs Zakariassen: Tilbud av arbeidskraft i Norge En empirisk analyse på kvartalsdata for perioden 1972 til 1990. Under utgivelse</p> <p>- 94/4 Resultatkontroll jordbruk 1993 Tiltak mot avrenning av næringsalter og jorderosjon. Under utgivelse</p> <p>- 94/5 Haakon Vennemo: A Growth Model of Norway with a Two-way Link to the Environment. 1994-57s. 95 kr ISBN 82-537-3985-0</p> <p>- 94/6 Odd Frank Vaage: Feriereiser 1992/93. 1994-49s. 80 kr ISBN 82-537-3983-3</p> <p>- 94/7 Magnar Lillegård: Prisindekser for boligmarkedet. Under utgivelse-</p> <p>- 94/8 Grete Dahl, Else Flittig og Jorunn Lajord: Inntekt, levekår og sysselsetting for pensjonister og stønadsmottakere i folketrygden. Under utgivelse</p> |
|--|--|



Returadresse:
Statistisk sentralbyrå
Postboks 8131 Dep.
N-0033 Oslo

Publikasjonen kan bestilles fra:

Statistisk sentralbyrå
Salg- og abonnementservice
Postboks 8131 Dep.
N-0033 Oslo

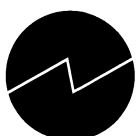
Telefon: 22 86 49 64
22 86 48 87
Telefaks: 22 86 49 76

eller:
Akademika - avdeling for
offentlige publikasjoner
Møllergt. 17
Postboks 8134 Dep.
N-0033 Oslo

Telefon: 22 11 67 70
Telefaks: 22 42 05 51

ISBN 82-537-4003-4
ISSN 0332-8422

Pris kr 80,00



Statistisk sentralbyrå
Statistics Norway

