

NILF-rapport 2001–8

Sparing i landbrukshusholdninger

Agricultural Household Saving

Roald Sand



Tittel	Sparing i landbrukshusholdninger
Forfatter	Roald Sand
Prosjekt	Agromanagement (I000)
Utgiver	Norsk institutt for landbruksøkonomisk forskning (NILF)
Utgiversted	Oslo
Utgivelsesår	2001
Antall sider	58
ISBN	82-7077-415-4
ISSN	0805-7028
Emneord	sparing, konsum, paneldata, landbrukshusholdninger

Litt om NILF

- Forskning og utredning angående landbrukspolitikk, matvaresektor og -marked, foretaksøkonomi, nærings- og bygdeutvikling.
- Utarbeider nærings- og foretaksøkonomisk dokumentasjon innen landbruket; dette omfatter bl.a. sekretariatsarbeidet for Budsjettnemnda for jordbruket og de årlige driftsgranskingene i jord- og skogbruk.
- Gir ut rapporter fra forskning og utredning. Utvikler hjelpemidler for driftsplanlegging og regnskapsføring.
- Finansieres over Landbruksdepartementets budsjett, Norges forskningsråd og gjennom oppdrag for offentlig og privat sektor.
- Hovedkontor i Oslo og distriktskontor i Bergen, Trondheim og Bodø.

Forord

Norsk institutt for landbruksøkonomisk forskning (NILF) har et strategisk instituttprogram om foretaksøkonomi i jordbruket, Agromanagement. Programmet er finansiert av Norges forskningsråd.

Ett av målene med programmet er å forbedre forståelsen av hvordan og hvorfor landbrukshusholdningene endrer sin spare- og investeringsadferd. Innen dette programmet har vi derfor hatt prosjektet «Sparing og investering i landbrukshusholdninger». Der har vi fokusert på analyser av spare- og konsumadferd i norske landbrukshusholdninger ved hjelp av sentral økonomisk teori, nyere økonometriske metoder og data fra driftsgranskingene. I prosjektet er det tidligere publisert tre NILF-notater (Sand 1999a, 1999b og Gustavsen & Sand, 1999). Det er også presentert en artikkel ved internasjonal konferanse (Sand 1999c) og sendt en artikkel til et internasjonalt tidsskrift. Denne rapporten er en sluttrapport fra prosjektet og bygger til dels på de tidligere publikasjonene og dels på nye analyser av materialet fra driftsgranskingene.

Roald Sand har skrevet rapporten. Agnar Hegrenes og Gudbrand Lien har bidratt med verdifull gjennomlesing og nyttige kommentarer ved slutføring av rapporten.

Oslo, april 2001

Leif Forsell

Innhold

SAMMENDRAG	1
SUMMARY	3
1 INNLEDNING	5
1.1 Bakgrunn	5
1.2 Mål og problemstillinger.....	6
1.3 Rapportens innhold.....	7
2 TEORI OG EMPIRI OM HUSHOLDNINGERS SPARING OG KONSUM.....	9
2.1 Keynes teori om husholdningers sparing.....	9
2.2 Moderne konsumentteori.....	10
2.3 Modellering av landbrukshusholdningenes spareatferd	11
2.4 Forskjeller mellom landbruks- og andre husholdninger.....	16
2.4.1 Sparing i norske husholdninger	16
2.5 Årsaker til endringer i sparing i landbrukshusholdningene.....	17
2.5.1 Relativ inntekt og forbedringsmotiv	17
2.5.2 Sammensetning av disponible inntekter og forsiktighetsmotivert sparing.....	18
2.5.3 Redusert lønnsomhet og et bedre fungerende kredittmarked	19
2.5.4 Arv og altruisme	20
2.5.5 Demografiske forklaringer	21
3 EMPIRISK MODELLERING OG DATA	23
3.1 Konsummodeller på nivåform	23
3.2 Konsummodeller på endringsform.....	25
3.2.1 Tilnærming 1 for operasjonalisering av (14)	25
3.2.2 Tilnærming 2 for operasjonalisering av (14)	26
3.2.3 Tilnærming 3 for operasjonalisering av (14)	28
3.3 Data fra driftsgranskingene ved NILF	29
3.4 Estimering.....	34
3.4.1 Paneldata og tids- og tverrsnittsuavhengige data.....	34
3.4.2 Egenskaper ved ulike estimatorene.....	35
4 RESULTATER.....	39
5 DISKUSJON OG KONKLUSJON.....	45
REFERANSER.....	49
VEDLEGG	53

Sammendrag

Dette er en rapport knyttet til prosjektet «Sparing og investering i landbruks-husholdninger» innenfor det strategiske instituttprogrammet AGROMANAGEMENT. Ett av målene med programmet er å forbedre forståelse av hvordan og hvorfor landbrukshusholdningene endrer sin spare- og investeringsatferd. Dette prosjektet har fokusert på analyser av spare- og konsumatferden i norske landbrukshusholdninger ved hjelp av sentral økonomisk teori, nyere økonometriske metoder og data fra driftsgranskingene ved NILF.

Formålet med prosjektet er å beskrive og forklare utviklingen i sparing og konsum for landbrukshusholdningene i Norge, mens den viktigste problemstillingen er å belyse i hvilken grad målbare økonomiske og demografiske kjennetegn ved landbrukshusholdningene kan forklare utviklingen i sparing og konsum for disse husholdningene.

Sparingen i landbrukshusholdningene har falt sterkt i de siste 20 årene. Vi har lansert og i noen grad utdypet en rekke forklaringer på denne endringen (kapittel 2). Vi har presentert både teorier basert på Keynes sine teorier og moderne konsumentteori. Kapittel 2 inneholder også en matematisk formulert modell for spareatferd, og det drøftes årsaker til forskjeller i spareatferd mellom landbrukshusholdninger og andre husholdninger. Noen av disse forklaringene er selvfølgelig mer relevante enn andre, mens noen forklaringer er lettere å teste empirisk enn andre. I denne studien har vi lagt vekt på hvordan vi kan teste relevansen til ulike forklaringer ved å estimere en dynamisk konsummodell.

I kapittel 3 utvikles en estimerbar modell for konsum, og datasettet som brukes ved estimering av denne modellen presenteres. Det er vanlig å estimere modeller for konsum i stedet for sparing siden sparing varierer mer over tid enn konsum fordi husholdningenes preferanser for jevnt og eventuelt stigende konsum betyr at sparing blir en residual som blir igjen når husholdningen har fastlagt sitt konsum for en gitt inntekt. Estimering av en slik dynamisk konsummodell stiller strenge krav til de metodiske verktøy som brukes. Resultatene tyder på at Arrelano og Bonds (1998) GMM system estimator bør brukes ved estimering av dynamiske paneldatamodeller av den type vi har diskutert i denne studien.

Resultatene presenteres i kapittel 4, og i kapittel 5 blir de drøftet i forhold til de teoretiske forklaringene. Kapittel 5 inneholder også de viktigste konklusjoner. Et utgangspunkt for denne studien var at landbrukshusholdningene har høyere sparing og lavere konsumtilbøyelighet enn andre husholdninger. Våre resultater tyder på at dette er riktig også i Norge når vi sammenligner landbrukshusholdninger med alle andre husholdninger, men forskjellene er blitt mindre de siste 20 årene. Et grunnleggende spørsmål i denne studien har vært om disse minskede forskjellene skyldes endringen i inntektstrukturen i landbrukshusholdningene. Samlet sett tyder våre resultater på at dette kan være en bidragsyter blant flere. Konsumtilbøyeligheten for pris- og produksjonsavhengig landbruksinntekt synes mye lavere enn for andre

typer inntekt. Når vi tar i betraktning at denne type inntekt utgjør en stadig mindre del av landbrukshusholdningenes inntekt, er det opplagt at den gjennomsnittlige konsumtilbøyeligheten har økt for landbrukshusholdningene. Dette impliserer en økning i konsum som vi kan tolke som et resultat av redusert behov for forsiktighetsmotivert sparing siden landbrukshusholdningene får en inntekt som varierer mindre over tid.

Vi har ikke funnet empirisk støtte for at et mer liberalt kredittmarked har medført lavere sparing i landbrukshusholdningene. Den empiriske testen av dette er imidlertid svak siden endringen i kredittmarkedet i stor grad faller sammen med sterkt fallende lønnsomhet av å investere i landbruket med påfølgende reduksjon i det forretningsmessige lånebehovet. Disse effektene er generelt vanskelig å holde fra hverandre.

Vi har heller ikke funnet støtte for at endringer i demografiske forhold i landbrukshusholdningene kan ha medført lavere sparing. Vi fant imidlertid noe støtte for hypotesen om relativ inntekt som sier at husholdningene ikke er så opptatt av deres absolutte nivå på konsumet som av konsum i forhold til andre husholdninger. Den sterke effekten på konsumet av økt lønn i industrien, tyder på at landbrukshusholdninger vektlegger å ha samme konsumutvikling som andre husholdninger (relativ inntekt hypotesen). Landbrukshusholdningenes sparing i perioder med høye inntekter og senere jevne økning i konsum kan oppfattes som en støtte til hypotesen om forbedringsmotiv, slik at også dette motivet kan ligge bak nedgangen i sparing i landbrukshusholdningene.

Et forhold som gjenstår å teste er om redusert arv/altruisme, ved at det for eksempel har blitt av mindre betydning å overlate en drivverdig gård til sine etterkommere, har hatt betydning for landbrukshusholdningenes sparing. En eventuell slik effekt kan ha oppstått fordi brukere trolig vil investere lite i gårdsbruk med svært liten sannsynlighet for å overleve som et selvstendig og økonomisk bærekraftig gårdsbruk i framtiden.

Summary

This report is part of a project carried out within the strategic institute programme Agromanagement. One objective of this programme is to improve the understanding of how and why agricultural households change their saving and consumption behaviour. In this report we have analysed saving and consumption behaviour in Norwegian agricultural households by applying core economic theory, new econometric methods and data from the Norwegian Farm Business Survey.

The aim of the study is to describe and explain savings and consumption behaviour of agricultural households in Norway. The main problem is to test whether and to what extent measurable economic and demographic characteristics of the agricultural households might explain the observed changes in saving and consumption behaviour.

The saving rate of agricultural households has declined over the latest 20 years. We have presented, and to some extent tested, several hypotheses to explain these changes (Chapter 2). We present theories based on Keynesian theories and modern consumption theories. Chapter 2 also includes a mathematical model for savings behaviour, and some explanations of differences in savings behaviour between agricultural households and other households are presented. Some explanations are more plausible than others, and some are easier to test than others. In this project we have tried to test the relevance of different explanations by estimating a dynamic consumption model.

In Chapter 3, we develop a quantifiable consumption model, and the data are described. It is common practise to estimate consumption models instead of savings models because savings tend to vary more than consumption. The households' preferences for a stable and increasing consumption means that savings is a residual when the household have decided on consumption and the income is taken as given. The estimation of a dynamic consumption model has to be based on a firm methodology. The results indicate that a GMM system estimator developed by Arrelano and Bond (1998), is preferable when estimating dynamic panel data models of the type discussed and applied in this study.

Results are presented in Chapter 4, while Chapter 5 contains a discussion of the results and the main conclusions. A starting point for this study was the observation that agricultural households have a high savings rate and a low marginal propensity to consume, relative to other households. Our results indicate that this is the case also in Norway, but the differences between agricultural households and other households seems to have diminished over the last 20 years. We have tried to test whether or not this diminished difference can be related to changes in the income composition of the agricultural household. Our results indicate that this might be the case. The marginal propensity to consume seems to be much lower for income depending on produced quantities and prices than for other types of income. Taking into account that income depending on produced quantities and

prices is of decreasing importance, the agricultural households' average consumption propensity should increase. This implies an increase in consumption, which might be interpreted as a result of reduced precaution motive for saving because the income variability is reduced.

We have found no empirical support for the hypothesis that a less regulated credit market has led to reduced saving rates. However, the empirical test is weak since the changes in credit market have occurred at the same time as the profitability of farming has been declining, leading to reduced investment and thus reduced need for debt financing.

Neither have we found much support for the hypothesis that demographic changes in the agricultural households have led to reduced savings. However, we found some evidence in favour of a relative income hypothesis, implying that households are more concerned with their consumption level relative to that of other groups than with the absolute level of consumption. The strong correlation with incomes of people employed in manufacturing industries indicates that farm households want to have the same development in consumption as other households. The relatively high savings rate in a period of relatively high and increasing incomes and the increasing consumption rates in later periods, also indicate that the improvement motive is important for changes in behaviour of the agricultural households.

Inheritance and altruism might be motives for saving. It remains to test if changes in the importance of this motive might help explain changes in saving. Such an effect might be a result of the structural changes in agriculture making it less probable that some holdings will be viable in the future.

1 Innledning

Tradisjonelt har landbrukshusholdninger spart en stor del av disponibel inntekt i forhold til andre husholdninger. I løpet av de siste 20 årene har landbrukshusholdningenes sparing generelt og realinvesteringene spesielt falt kraftig. Denne utviklingen i sparing har skjedd i en tid hvor det har vært redusert lønnsomhet i landbruket i forhold til andre næringer, landbrukshusholdningene har endret sammensetningen av sine disponible inntekter til å bestå av stadig mer inntekter fra andre kilder enn landbruket, og inntektssystemet i landbruket er gjort om fra å vektlegge prisstøtte på 1970-tallet til et system hvor direkte tilskudd/utbetalinger er blitt mer viktig.

Dette er en sluttrapport knyttet til prosjektet: «Sparing og investering i landbrukshusholdninger» innenfor det strategiske instituttprogrammet Agromanagement. I prosjektet analyseres spare- og konsumatferden i norske landbrukshusholdninger ved hjelp av sentral økonomisk teori, nyere økonometriske metoder og data fra driftsgranskingene ved NILF.

1.1 Bakgrunn

En naturlig definisjon av inntekt er at det er det man kan konsumere over en gitt periode og fortsatt være like godt stilt ved slutten av perioden som ved begynnelsen, mens sparing er ikke-konsumert inntekt som legges til formuen i løpet av en periode, for eksempel ett år. En kan spare i finanskapital (fordringer minus gjeld) eller realkapital (verdien av bygninger, maskiner, varelager, buskap, jord, skog etc.). Sparing i realkapital (realinvestering) bestemmer langt på vei arbeidskraftens produksjons- og inntektsevne, mens sparing i finanskapital (finansinvestering) brukes som kilde til finansiering av løpende forbruk og realinvesteringer i de år disse overstiger disponibel inntekt.

Rent generelt er sparingen i husholdningene viktig for politisk-økonomiske mål om stabilitet og vekst. Denne samfunnsøkonomiske betydningen av sparing har bidratt sterkt til at husholdningers spareatferd lenge har vært et viktig tema i økonomisk litteratur. I denne studien er det sparingen i landbrukshusholdningene som analyseres. Aktualiteten til studien ligger først og fremst i det at landbruks-husholdninger har en annen spareatferd enn andre husholdninger,¹ og at det i Norge er en rekke politiske målsettinger om å opprettholde produksjon og sysselsetting i landbruket i de ulike deler av landet. I en næringspolitisk sammenheng er derfor studien viktig siden det totale omfang av sparing og dennes fordeling på real- og finanskapital, påvirker framtidige muligheter for produksjon, inntekt og konsum i landbrukshusholdningene. Betydningen av studien styrkes også av at landbruksnæringen er sterkt subsidiert og regulert, og at dette medfører at det alltid vil finnes noen som taler for en omlegging av landbrukspolitikken. Det kan derfor være viktig for politikere og andre å få opplysninger om landbrukshusholdningers atferd ved endringer i landbrukspolitikken.

Den samfunnsøkonomiske betydningen av forskjeller i spareatferd er ikke så sterk som før siden landbrukshusholdninger i dag utgjør en liten gruppe i forhold til andre husholdninger (5 % av sysselsettingen i Norge). Denne betydningen styrkes noe – spesielt i tider med arbeidsledighet – ved at ringvirkningene fra landbruket er store (ett årsverk i landbruk genererer fra 0,5–1,2 årsverk i annen virksomhet, se Westernen (1988)), og ved at andre husholdninger med hovedinntekt som selvstendig næringsdrivende kan ha lignende spareatferd som landbruks-husholdningene.

1.2 Mål og problemstillinger

Formålet med denne studien er å beskrive og forklare utviklingen i sparing og konsum for landbrukshusholdningene i Norge, mens den viktigste problemstillingen er å belyse i hvilken grad målbare økonomiske og demografiske kjennetegn ved landbrukshusholdningene kan forklare utviklingen i sparing og konsum for disse husholdningene.

I praksis vil analysene i stor grad dreie seg om konsumutviklingen i landbruks-husholdningene. Sparing er det som blir igjen når husholdningen har fastlagt sitt konsum for en gitt inntekt. Sparing vil derfor variere mer over tid enn konsum. Det er derfor vanlig å analysere utviklingen i konsum i stedet for sparing.

¹ Sparingen utgjør en større andel av disponibel inntekt enn hos andre husholdninger og den marginale konsumtilbøyelighet (MPC) i landbrukshusholdningene synes nær null og betydelig lavere enn i andre husholdninger (Mullen et al. 1988). Dette støttes av Langemeier & Patrick (1990) og Carriker et al. (1993) som begge fant en MPC i landbrukshusholdninger på under 0,05.

1.3 Rapportens innhold

I kapittel 2 beskrives ulike teoretiske forklaringer på hvorfor husholdninger sparer og det presenteres en teoretisk modell for konsum og sparing i landbrukshusholdninger. Deretter går det nærmere inn på utviklingen i sparing for norske husholdninger generelt og landbrukshusholdninger spesielt. Relevansen av de ulike forklaringene diskuteres i forhold til sentrale utviklingstrekk for landbrukshusholdningene i perioden 1976–1998.

I kapittel 3 går vi nærmere inn på hvordan teoretiske modeller for husholdningers konsum kan danne basis for empiriske konsumrelasjoner som kan estimeres med henblikk på å teste ulike forklaringer på spareatferden. Datasettet som brukes for å estimere disse atferdsrelasjonene, presenteres også i kapittel 3. Dette datasettet er et såkalt balansert paneldatasett (et datasett hvor et gitt antall husholdninger er observert like mange ganger over tid) fra NILFs driftsgranskinger for norske landbrukshusholdninger i perioden 1976–1998.

I kapittel 4 presenteres estimeringsresultater for ulike modeller av konsumtilpasningen i norske landbrukshusholdninger.

I kapittel 5 blir resultatene drøftet i forhold til ulike teoretiske forklaringer på husholdningers spareatferd.

De viktigste konklusjonene presenteres i kapittel 6.

2 Teori og empiri om husholdningers sparing og konsum

I dette kapitlet beskrives først ulike teoretiske forklaringer på hvorfor husholdninger sparer, og det presenteres en teoretisk modell for konsum og sparing i landbrukshusholdninger. Deretter går det nærmere inn på utviklingen i sparing for norske husholdninger generelt og landbrukshusholdninger spesielt. Relevansen av de ulike forklaringene diskuteres i forhold til sentrale utviklingstrekk for landbrukshusholdningene i perioden 1976–1998.

2.1 Keynes teori om husholdningers sparing

Keynes (1936: 107) beskrev de viktigste motiver for sparing i husholdningene som (i parentes står Keynes benevninger samt hans forklaringer i hermetegn):

- **framsyns-/livssykelmotive**t (foresight, “to provide for an anticipated future relationship between the income and the needs of the individual or his family different from that exist in the present”)
- **intertemporal tilpasningsmotive**t (calculation, “to enjoy interest and appreciation”)
- **forbedringsmotive**t (improvement, “to enjoy a gradually increasing expenditure”)
- **forsiktighetsmotive**t (precaution, “to build up a reserve against unforeseen contingencies”)
- **forretningsmotive**t (enterprise, “to secure a masse de manoeuvre to carry out speculative or business projects”).

- **uavhengighetsmotivet** (independence, “to enjoy a sense of independence and the power to do things, though without a clear idea or definite intention of specific action”)
- **grådighetsmotivet** (avarice, “to satisfy pure miserliness”)
- **arvmotivet** (pride, “to bequeath a fortune”).²

De fem første motivene er økonomiske mens de tre siste er av mer psykologisk art (Browning & Lusardi 1996). Keynes (1936: 110) mente imidlertid at siden endringer i subjektive sparemotiver skjer svært sakte, vil løpende konsum og sparing først og fremst bestemmes av løpende disponibel realinntekt, jf. den Keynesianske konsumfunksjonen i makroøkonomisk litteratur.³ Keynes konsumfunksjon har vist seg å være for enkel, noe som en lav kortsiktig, marginal konsumtilbøyelighet (MPC) i landbrukshusholdningene viser, se Mullen et al. (1988). Nyere konsumentteori er mer generelt utformet og er egnet til å fange opp de fleste av de subjektive sparemotivene som Keynes utledet. Hovedfokus i nyere teori har imidlertid vært på framsyns/livssyklusmotivet og det at behovene varierer over livsløpet for ulike medlemmer av husholdningen samtidig som løpende inntekter sjelden er i samsvar med behovet for løpende konsum.

2.2 Moderne konsumentteori

Landbrukshusholdningene må i hver periode bestemme familiens landbruksproduksjon (herunder arbeidstilbud på gården, andre variable innsatsfaktorer og investeringer i realkapital), arbeidstilbud utenfor gården, konsum og investeringer i finanskapital. Dette er opplagt beslutninger som bør studeres som beslutninger over tid. Så godt som alle økonomiske hypoteser om husholdningers beslutninger over tid tar utgangspunkt i grunnleggende mikroøkonomisk etterspørselsteori. Husholdningen velger optimal fordeling av varer og tjenester over tid på grunnlag av en behovsstruktur (preferanseordning), initial formue, forventninger om lønns- og næringsinntekter, skatter og pensjonsytelser over livsløpet. Nåverdien av de forventede netto inntektsutbetalingene representerer husholdningens menneskelige kapital. Teorien bygger på at husholdningene kan frikoble konsum fra løpende kontantstrøm ved hjelp av sparing. Teorien sier altså at husholdningene prøver å være framsynte når de tar beslutninger om konsum og sparing.

De to mest kjente hypotesene om sparing, Friedmans permanentinntekts-hypotese (PIH) og Ando-Modiglianis livssykelhypotese (LCH) bygger begge på denne teorien. Begge hypotesene fokuserer på at konsumenten ønsker en relativ

² Browning & Lusardi (1996) har, for å komplettere Keynes, lansert ytterligere et motiv: **nedbetalingsmotivet**; husholdet vil betale ned gjeld fra kjøp av varige (og ikke-varige) konsumgoder.

³ Steigum (1990: 132) oppsummerer litteraturen som belyser størrelsen på MPC: «den marginale konsumtilbøyelighet beregnes som regel å ligge i intervallet 0,7–0,95.» Til sammenligning kan det nevnes at Brodin & Nymoene (1992), i en analyse av den norske konsumfunksjonen 1966–1989, estimerte MPC til å være i overkant av 0,5.

jevn fordeling av konsumet over livsløpet for gitte inntekter, og at sparing er virkemidlet for å utjevne konsumet over livsløpet. Forskjellen mellom dem gjelder i første rekke horisonten for planleggingen. PIH sier at permanentinntekten, dvs. summen av avkastning fra finans- og realkapital i inneværende periode samt forventet nåverdi av framtidige inntekter, bestemmer individets konsum (se Friedman 1957). En transitorisk inntekt (tilfeldig inntekt eller engangsbeløp) vil derfor først og fremst slå ut i økt sparing, ikke konsum.

LCH vektlegger at sparingen har som formål å finansiere privat konsum etter at den yrkesaktive perioden av livet tar slutt (se Ando & Modigliani 1963). Alder og demografisk sammensetning av husholdet blir her viktig for sparingen, og det antas at det planlegges å ikke etterlate seg arv. Usikkerhet om livslengden gjør at de fleste vil etterlate seg noe arv likevel.

Alternative og supplerende forklaringer på husholdningers intertemporale konsum- og sparebeslutninger finner vi for eksempel i Barro (1974) som mener «altruisme» mellom familiemedlemmer i oppad- eller nedadstigende linje kan innebære at den reelle planleggingshorisonten for konsum- og sparebeslutninger blir uendelig lang, slik som PIH sier. Ricardiansk ekvivalens er det klassiske eksemplet her: nåverdien av økte skatter til offentlig gjeldsbetjening må være lik den kortsiktige skattelettelsen. Hvis husholdningene er så framsynte som Barro hevder de kan være, så vil MPC ligge nær null. Dette er i strid med empiriske målinger av MPC for husholdninger generelt, se Steigum (1990).

Hall (1978) utvidet PIH med usikkerhet og rasjonelle forventninger: det rene konsum av varer og tjenester (utenom kjøp av varige konsumgoder) påvirkes ikke av variable som var kjent for konsumentene i tidligere perioder. En rekke forskere har testet Halls hypotese, og de fleste finner å kunne forkaste den (se Browning & Lusardi 1996). Det er gjennomført få tester av Halls hypotese på norske mikrodata. Unntaket er Mork & Smith (1989) som finner svak støtte for Halls hypotese i data for perioden 1975–1977. Flere analyser er blitt gjennomført på makronivå, bl.a. Magnussen (1997) som ved estimering av norske makrodata for perioden 1984–1994 finner klare indikasjoner på at livsløpshypotesen med rasjonelle forventninger kan forkastes. Det må legges til at det eksisterer visse svakheter ved bruk av makrodata til å teste en slik hypotese (om individuell atferd) som gjør at forkastningshyppigheten er høyere ved bruk av makrodata enn ved bruk av mikrodata (se Browning & Lusardi 1996). En viktig årsak til dette er at demografiske kjennetegn ved husholdningene varierer en god del mer på mikro- enn på makronivå.

Abel (1988) mener PIH og stor inntektsrisiko fører til at løpende inntekt blir viktig for det løpende konsumet dersom den stokastiske prosessen som genererer inntektsutviklingen er autoregressiv (høy inntekt i en periode øker sjansen for at inntekten blir høy i neste periode). Da vil en inntektsoppgang gi grunnlag for en oppjustering av forventet permanent inntekt.

2.3 Modellering av landbrukshusholdningenes spareatferd

Det teoretiske rammeverk som brukes i denne studien, er en livssykelmodell hvor konsum og sparebeslutninger sees på som en del en dynamisk optimeringsprosess, i

tråd med for eksempel Attanasio (1997). En dynamisk-/intertemporal tilnærming til beslutningstaking forutsetter at agentene er framoverskuende: de tar sine avgjørelser om sparing i dag på basis av deres forventninger om (usikre) framtidige inntekts- og prisforhold. Målet med agentens handlinger er å maksimere forventet (nåverdi av) nytte i dynamiske og usikre omgivelser.

Livsløpshypotesen er opprinnelig formulert på individnivå. Norske gårdsbruk er hovedsakelig organisert som familieforetak. En bør derfor bruke husholdningsmodeller når en skal modellere økonomisk atferd i landbruket. I tråd med moderne teori om konsumentatferd vil vi derfor fokusere på husholdsnivå, ikke individnivå, da en, i tråd med Keynes (1936), må se husholdets inntekt og konsumbehov i ulike faser av livet i sammenheng.

Siden husholdningene er forskjellige med hensyn til en rekke objektive kjennetegn (som antall medlemmer, alderssammensetning, formue og usikkerhet med hensyn på framtidig inntekt), og det eksisterer en rekke subjektive sparemotiver, vil det være stor variasjon i spareatferd på mikronivå. En tilfredsstillende teori for husholdningers sparing må selvfølgelig fange opp alle disse årsakene til forskjeller i spareatferd, mens en i mer anvendte studier må forenkle. De mest vanlige forenklinger er, ifølge Browning & Lusardi (1996) som gir en god oppsummering av tidligere teori og empiri om husholdningers sparing, å holde bestemmelsen av arbeidstilbud og realinvesteringer utenfor analysen, forutsette at agentene har intertemporale additive nyttefunksjoner med konstante diskonteringsfaktorer og at de står overfor perfekte kapitalmarkeder samt har rasjonelle forventninger.

I likhet med Phimister (1995a) foretar vi den forenkling at innen-periode-nyttens forutsettes å være separabel i konsum og fritid: vi tar ikke hensyn til virkninger av at husholdningen kan endre arbeidstilbudet i hver periode.⁴ Dette kan begrunnes med at det eksisterer et perfekt marked for arbeid og/eller at fritid er eksogent gitt i hver periode. I tillegg antar vi at preferanser og produktfunksjon er stabile over tid og at arvspørsmålet kun spiller rolle for nivået på konsumet slik at det kan utelates fra modellen. Phimister (1995a) og Benjamin & Phimister (1997) finner, både i konsumrelasjoner og i investeringsrelasjoner, at det synes som kredittmarkedet ikke er

⁴ Husholdet kan være i en hjørneløsning, på grunn av delvis manglende marked eller institusjonelle forhold (f.eks. mini- og maksimumskrav til arbeidstid ved jobb utenfor bruket), for en vare som den både produserer og konsumerer. Hvis en slik hjørneløsning eksisterer vil det oppstå endogene skyggepriser (som er en funksjon av både preferanser og teknologi), slik at husholdets beslutninger ikke blir separable. Arbeid er en typisk heterogen vare som husholdet kan selge og konsumere og som trolig ikke er perfekt substitutt med innleid arbeid i tillegg til at arbeid på og utenfor gården gi ulik nytte (Lopez 1986). Skyggeprisen på arbeid på gården vil da være endogent bestemt innen husholdet, selv om husholdsmedlemmene arbeider utenfor gården. Betydningen av dette vil være liten hvis husholdets nytte avhenger av totalt arbeidstilbud og ikke allokeringen mellom arbeid på og utenfor bruket, gitt at husholdet arbeider utenfor bruket og at tid til pendling er neglisjerbar (nå vil den endogene skyggeprisen settes lik prisen på arbeid utenfor gården); eller at husholdets arbeid og innleid arbeid er perfekte substitutter i produksjonen, gitt at noe innleid arbeid brukes (nå vil den endogene skyggeprisen settes lik prisen på innleid arbeid). Begge disse forutsetningene er tvilsomme av opplagte grunner. Det er da også slik at i Canadiske data finner Lopez (1986) støtte for at produksjons- og konsumbeslutninger er avhengige fordi husholdets arbeidstilbud og konsum påvirker hverandre.

perfekt, siden finansielle variable synes å ha signifikant betydning i de estimerte atferdsrelasjonene. Vi vil derfor ta hensyn til at husholdningene kan oppleve at kredittmarkedet ikke fungerer perfekt.

Vi følger vanlig praksis ved at vi modellerer konsum i stedet for sparing som den viktigste beslutningsvariabelen i husholdningen fordi konsum fluktuerer vanligvis lite over tid, for gitt demografisk sammensetning, og er mindre preget av målefeil (Browning & Lusardi 1996). En slik tilnærming medfører at sparingen blir en residual som vil variere med husholdets løpende inntekter. Vi vil anta følgende generelle modell som kan fange opp spareatferd på grunn av plassering i livssyklusen, intertemporal tilpasning og forsiktighet:⁵

$$(1) \quad PV_t = \text{Max } E_t \left\{ \sum_{s=0}^{T-t} \beta^s U(C_{t+s}, Z_{t+s}) \right.$$

$$(2) \quad d_{t+s+1} = (1+r_{t+s})d_{t+s} - OI_{t+s} - P_{t+s}Y_{t+s} + q_{t+s}I_{t+s} + C_{t+s}, \quad s = 0, \dots, T-t$$

$$(3) \quad Y_{t+s} = f(K_{t+s}, \Pi_{t+s}), \quad s = 0, \dots, T-t$$

$$(4) \quad K_{t+s+1} = (1-\delta)K_{t+s} + I_{t+s}, \quad s = 0, \dots, T-t$$

$$(5) \quad \alpha d_{t+s} \leq q_{t+s}K_{t+s}, \quad s = 0, \dots, T-t$$

$$(6) \quad d_{t+1} \leq 0, \quad s = 0, \dots, T-t$$

$$(7) \quad d_t, K_t \text{ er gitt}$$

Landbrukshusholdningen planlegger på tidspunkt t over en endelig tidshorisont (T) hvor fotskrift s angir avstand i tid mellom planleggingstidspunktet (t) og det antall år husholdningen ser fram i tid (T). Husholdningen antas å maksimere en kontinuerlig nyttefunksjon (PV_t) med strengt konkave sub-nyttefunksjoner (U) som er additive over tid i tillegg til å ligge fast over tid.⁶ Preferanser og rammebetingelser er selvsagt individspesifikke, men vi vil av forenkling årsaker foreløpig utelate fotskrift (i) for hver landbrukshusholdning i notasjonen.

⁵ Hvis en løser på forutsetningen om additiv nyttefunksjon over tid, kan en også fange opp forbedringsmotivet (Browning & Lusardi 1996). Grådighets- og uavhengighetsmotivene er på sin side psykologiske forklaringer som vanskelig kan rasjonaliseres i tradisjonelle økonomiske modeller, mens forretningsmotivet ikke er konsistent med forutsetningen om et perfekt kredittmarked. Sistnevnte forutsetning, som innebærer at alle kan spare/låne så mye de vil i hver periode til en gitt rentesats, er kanskje den mest urealistiske i ovenstående modell da inn- og utlånsrenter er forskjellige og mange konsumenter, som ønsker å bruke mer av framtidige inntekter nå, opplever en rasjonering av kreditt som gjør at de vil sette sparingen lik null.

⁶ Preferansene antas å være komplette, refleksive, transitive, kontinuerlige og strengt monotone. Dette gir en deriverbar og kontinuerlig nyttefunksjon som representerer disse preferansene.

E_t er en forventningsoperator, $\beta=1/(1+\rho)$, ρ er landbrukshusholdets subjektive diskonteringsrate som normalt antas positiv eller null. Landbrukshusholdningen står overfor en intertemporal budsjettbetingelse, og det antas at den kan låne/spare til en (real-) rentesats r_t . C_t er privat konsum, Z_t er en vektor av husholdnings-spesifikke variabler, d_t er finanskapital og er forutsatt å være negativ i (6), dvs landbrukshusholdningene forutsettes å være netto låntakere. P_t er pris på landbruksproduktene hvor produktfunksjonen (Y_t) er en strengt konkav funksjon av realkapital, K_t . Π_t er en variabel som fanger opp tilfeldige svingninger i produksjonen. OI_t er inntekt utenom landbruket. I_t er brutto realinvesteringer, q_t er pris på realkapitalen.

Variable med tidsnotasjon t antas å være kjent på planleggingstidspunkt t . Variable med tidsnotasjon $t+1$ antas å være ukjent på planleggingstidspunkt t . I ligning (4) har vi som en forenkling antatt at realkapitalen i periode t (K_t) er avhengig av kapitalen i periode $t-1$, kapitalslitfaktoren δ , og investeringene i periode t (I_t). Dette betyr at usikkerhet om framtidig kapitalavkastning har liten betydning for resultatene i modellen, fordi husholdningen forutsettes å kunne justere nivået på kapitalen fritt i hver periode.

Vi har innført ligning (5) for å kontrollere for at ulike husholdninger kan tenkes å stå overfor ulike betingelser i kapitalmarkedet. Tankegangen er at den effektive realrenten husholdningen står overfor er avhengig av husholdets størrelse på sin finansielle formue, finansinstitusjonenes rentemargin, sikkerhet og transaksjonskostnader. I forenklet form betyr dette at låntakere som ikke har tilstrekkelig sikkerhet i eiendom, vil stå overfor den høyeste realrenten. Ulike rentesatser kan derfor tas hensyn til i (5) ved å anta at realrenten er avhengig av laveste mulige realrente og et ledd som fanger opp husholdets finansielle stilling, representert her ved netto gjeldsandel: gjeld/realkapital. Generelle kredittrestriksjoner kan også inkorporeres i (5) slik at den effektive realrenten går mot uendelig hvis husholdningen ønsker å låne utover de absolutte grensene for kreditt. Parameteren α antas å fange opp i hvilken grad forholdet mellom gjeld og verdi av eiendom har følger for betingelsene i kredittmarkedet. Siden det ikke bare er gjeld og eiendomsverdier som bestemmer disse betingelsene, vil α varierer mellom husholdningene.

Modellen kan generelt ikke løses, men under nærmere betingelser, beskrevet i bl.a. Stokey & Lucas (1989) og Phimister (1995a), kan en utlede betingelser for optimal atferd ved bruk av dynamisk programmering. Optimalitetsbetingelsene for konsumbeslutninger i husholdninger kan ved bruk av omhyllingsteoremet, skrives som (jf. utledningen i vedlegg 3).

$$(8) \quad \frac{1}{1+\alpha\lambda_t'} E_t \left[\frac{1+\rho}{1+r_{t+1}} \frac{U'(C_t)}{U'(C_{t+1})} \right] = 1, \text{ hvor } \lambda_t' = \frac{(1+\rho)}{E_t((1+r_{t+1})U'(C_{t+1}))}$$

(8) er Euler-ligningen for optimal allokering av konsumet mellom periode t og $t+1$, hvor $U'(C_t)$ er den deriverte av $U(C_t, Z_t)$ med hensyn på C_t . Ligning (8) sier at den marginale substitusjonsrate mellom konsum i tilgrensende perioder skal være satt lik de intertemporale relative prisene, og at i den optimale konsumplan er forholdet

mellom forventet nytte av den siste krone anvendt til konsum i periode t og forventet nytte av den siste krone investert med henblikk på konsum i periode $t+1$ lik $1+$ den effektive realrenten, dvs. transformasjonsraten mellom konsum i periode t og $t+1$ ved investering i finanskapital.

Denne type Euler-ligning har vært i fokus i det meste av empirisk forskning av konsum- og sparebeslutninger siden Hall (1978). Grunnen til dette er at estimering av (8) kun krever observasjoner av konsumet i to ulike perioder samt rentesatser og demografi; vi trenger ikke å observere formues- og inntektsvariable eller å modellere husholdets forventningsmekanisme (Browning & Lusardi 1996). I en verden med perfekte markeder for alle goder som husholdningen har veldefinerte preferanser over og ingen usikkerhet, kan det vises at denne tilnærmingen vil fange opp de viktigste aspekter ved husholdningenes økonomiske sparemotiver.

I en verden med perfekte markeder for alle goder som husholdningen har veldefinerte preferanser over og ingen usikkerhet, er trolig de viktigste økonomiske motiv for sparing det Keynes (1936) beskrev som livssykelmotivet, intertemporal tilpasningsmotivet, og forbedringsmotivet, fordi produksjonsbeslutningene tas uavhengige av hvordan husholdningen ønsker å omfordele konsumet over tid.⁷ Hvis det er usikkerhet om framtidige priser og produksjon, og/eller det eksisterer imperfeksjoner i sentrale markeder vil, som påpekt av bl.a. Singh et al. (1986), Delforce (1994), Phimister (1993, 1995a, 1995b) og Hoveid (1998), beslutningene om produksjon og konsum være simultant avhengige av hverandre og det vil eksistere flere viktige grunner til å spare: bl.a. forsiktighets- og forretningsmotivet.

Ved siden av usikkerhet om framtidige priser og produksjon har imperfeksjoner i arbeidsmarkedet lenge vært brukt som et argument for at det eksisterer samhandling mellom de ulike beslutningene som foretas i landbrukshusholdninger.⁸ Vel så viktig, når en fokuserer på sparing, er potensielle imperfeksjoner i kredittmarkedet. Slike imperfeksjoner kan komme av asymmetrisk informasjon med hensyn på den sikkerhet kredittinstitusjonene vil ha for sine utlån: historiske og nåtidige forhold (verdien av husholdets eiendommer, husholdets tidligere inntekter og betalingspraksis etc.) legges til grunn for kredittinstitusjonenes tilbud om lånebeløp og tilhørende rente- og nedbetalingsbetingelser, de krever ulike gebyrer for spesielle trinn i utlånsprosessen, og det er heller ikke kostnadsfritt for låntaker å frambringe alle disse opplysningene som kreves. Dette medfører at kredittmarkedet er preget av at det er både potensielle restriksjoner på kreditt (se Phimister 1995a) og eksplisitte transaksjonskostnader ved låneopptak (se Benjamin & Phimister 1997).

⁷ Husholdningers beslutninger kan antas å være rekursive betinget på at husholdningen maksimerer nytte gitt sine inntekter og at restriksjonene i produksjonsfunksjonen og prisene er gitt (Strauss 1986). Husholdningen vil da oppføre seg som om det maksimerer profitt/inntekt, gitt en produksjonsfunksjon, og deretter maksimere nytte gitt sine inntekter.

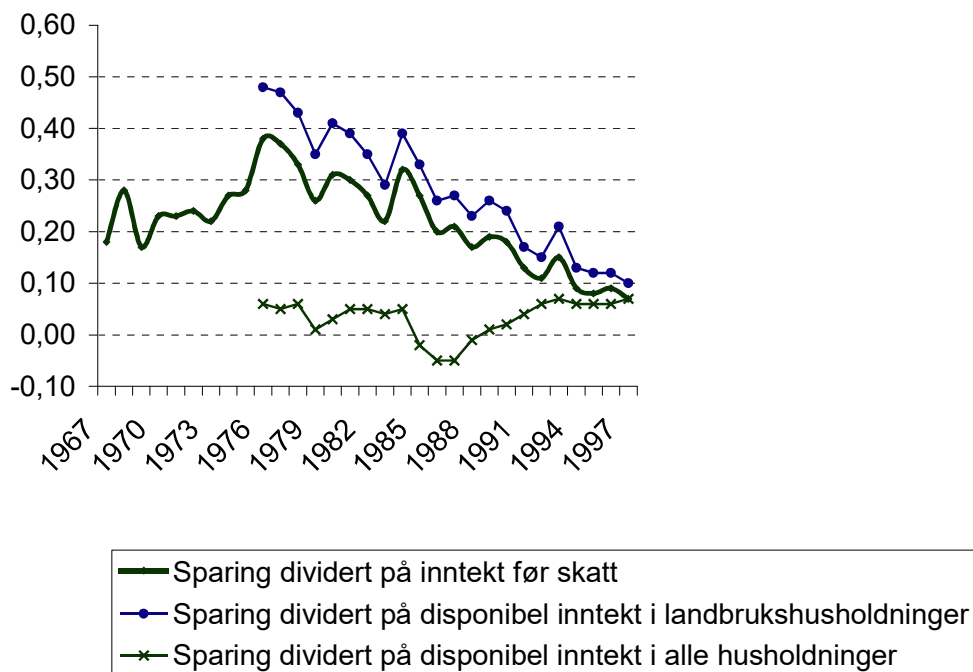
⁸ Dette går tilbake til Chyanovs studier på 1920-tallet, se Chyanov (1966), som forklarte avveiningen mellom fritid og arbeid i russiske landbrukshusholdninger med at de ikke maksimerte profitt, men hadde en subjektiv likevekt hvor marginalnyttens av konsum var satt lik marginalnyttens av fritid; implikasjon: det eksisterte ikke et marked for arbeid i tråd med at disse husholdningene aldri benyttet seg av muligheten til å leie inn arbeidskraft (Strauss 1986).

2.4 Forskjeller mellom landbruks- og andre husholdninger

I de siste årene synes det som om forskjellen i spareatferd mellom landbruks-husholdninger og andre husholdninger er blitt redusert både internasjonalt (Mullen et al. 1988) og nasjonalt.

2.4.1 Sparing i norske husholdninger

For norske forhold beskriver Figur 2.1 utviklingen i sparingens andel av disponibel inntekt etter skatt i landbrukshusholdninger, med aggregerte tall fra alle bruk som var med i driftsgranskingene i perioden 1976–1997 (se NILF 1999), og alle norske husholdninger, i perioden 1976–1996. I tillegg vises driftsgranskingenes tall for sparing og inntekt før skatt i perioden 1967–1975 (se Hegrenes 1993).



Figur 2.1 Husholdningenes sparerate (Netto sparing dividert på disponibel inntekt)⁹

Landbrukshusholdningene sparte ca. 30–35 % av disponibel inntekt i perioden 1967–1975 (Hegrenes 1993), mens vi ser at landbrukshusholdningene sparte over 47 % av disponibel inntekt i 1976–1977. Spareandelen har siden falt til et nivå på rundt 12 % av disponibel inntekt de siste tre årene. Total sparing i alle norske husholdninger har, med unntak av perioden 1984–1990, vært ganske stabil rundt 5 % av disponibel inntekt. Det sterke fallet i sparerate er med andre ord særegent for

⁹ Kilde er data fra driftsgranskingene (NILF 1999) og nasjonalregnskapstall fra SSB (1986, 1997 og 1998).

landbrukshusholdningene, men landbrukshusholdninger sparer fremdeles en relativt stor del av inntekten i forhold til vanlige lønsmottakerhushold.

Et kjennetegn ved landbrukshusholdninger er at de stort sett har spart i realkapital.¹⁰ Det kan vises at fallet i total sparing for landbrukshusholdningene samsvarer med fall i realsparingen. Realsparingen utgjorde over 50 % av disponibel inntekt i perioden 1977–1981. Den ekstremt høye realspareraten på slutten av 70-tallet må sees i sammenheng med det såkalte inntektopptrappingsvedtaket og særdeles gunstige skattemessige forhold ved å investere i realkapital i denne perioden. Den store realsparingen (realinvesteringene) ble stort sett finansiert med løpende inntekter, jf. at de negative finansinvesteringene kun utgjorde 10–15 % av disponibel inntekt i denne perioden. I perioden 1982–1992 falt realsparingen jevnt ned mot null (sågar negativ i 1992), mens i perioden 1993–1996 har realsparingen steget til å utgjøre ca. 10 % av disponibel inntekt i 1996. Lavere realsparing har i noen grad blitt kompensert ved økte finansinvesteringer i perioden 1988–1996.

2.5 Årsaker til endringer i sparing i landbrukshusholdningene

Ulike forklaringer på nedgangen i sparing i landbrukshusholdningene de senere år er økonomiske: nedgang i lønnsomheten i forhold til andre næringer, bedre fungerende kredittmarked og/eller redusert usikkerhet om framtidig lønnsomhet i landbruket. Andre aktuelle forklaringer er redusert vekt på å etterlate seg arv, demografiske endringer for eksempel fordi kohorter født før 2. verdenskrig har en annen holdning til sparing enn senere fødte kohorter, sosiologiske forhold ved at landbrukshusholdninger ønsker samme konsumutvikling som andre husholdninger. Disse forklaringene blir det gjort nærmere rede for nedenfor.

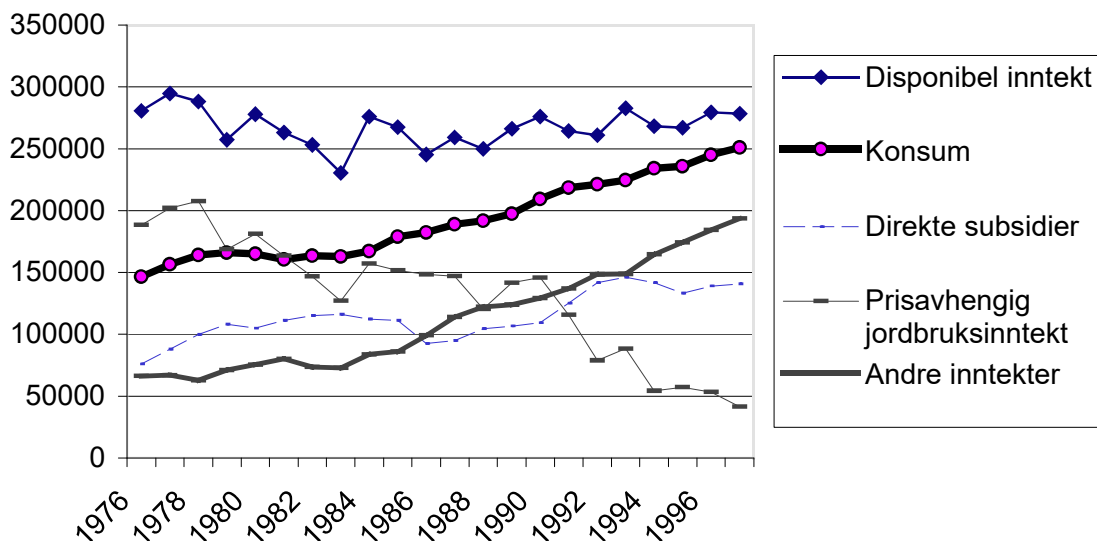
2.5.1 Relativ inntekt og forbedringsmotiv

En kan først merke seg at den reelle totale disponible inntekt i landbrukshusholdningene ikke har økt nevneverdig, mens det har vært en jevn økning i konsumet i de siste 20 årene, jf. Figur 2.2. Et bidrag til den fallende spareraten kan derfor ligge i at landbrukshusholdningene er opptatt av å ha samme konsum som andre husholdninger og/eller at det er meget vanskelig for en husholdning å redusere sitt nivå på konsumet, jf. en av Duesenberrys hypoteser om relativ inntekt (Branson 1989: 270–272) og Keynes forbedringsmotiv. Hypotesen om relativ inntekt sier at husholdningene er ikke så opptatt av deres absolutte nivå på konsumet som de er opptatt av deres konsum i forhold til andre husholdninger. Forbedringsmotiv sier at husholdninger planlegger å ha et økende konsum over tid. Hvis det er slik at landbrukshusholdninger ønsker samme konsumutvikling som andre husholdninger, og de har hatt lavere vekst i inntektene i den senere tid, vil de derfor spare mindre og bruke av tidligere oppspart kapital for å holde tritt med konsumutviklingen ellers i samfunnet.

¹⁰ Dette er i likhet med huseiere for øvrig (Browning & Lusardi 1996).

2.5.2 Sammensetning av disponible inntekter og forsiktighetsmotivert sparing

Den manglende veksten i disponibel inntekt i forhold til det andre husholdninger har hatt, reflekterer en fallende lønnsomhet i landbruksvirksomhet. Ikke overraskende er landbruksinntekt og annen inntekt sterkt negativt korrelert fordi landbrukshusholdningene synes å være omstillingsdyktige ved at de kompenserer for fallet i inntektsmuligheter i landbruket ved å hente inn inntekter fra andre sektorer. Sammensetningen av disponible inntekter for norske landbrukshusholdninger var ifølge driftsgranskingene stabil i perioden 1976–1985: inntekter fra landbruket utgjorde ca. 75 %, andre nærings- og lønnsinntekter utgjorde ca. 10 % (barnetrygd, mottatt arv/gaver utgjorde resterende prosenter) (Figur 2.2). Midt på 1980-tallet begynte dette å endre seg sterkt. Siden 1986 har landbruksinntektenes andel falt jevnt til under 50 %, mens nærings- og lønnsinntekter utenom landbruket har steget til å utgjøre nesten 40 % av disponibel inntekt i 1996. En slik tilpasning kan begrunnes med (forventninger om) lavere lønnsomhet i landbruksproduksjonen og/eller økende usikkerhet om lønnsomheten kombinert med risikoaversjon (Mishra & Goodwin 1997). Noe av endringen kan også skyldes en endring i utvalget i driftsgranskingene da det fra midt på 1980-tallet er tatt med noen flere deltidsbruk enn før.



Kilde: Driftsgranskingene (NILF 1999)

Figur 2.2 Sammensetning av disponibel inntekt og konsum i landbrukshusholdninger. Fast pengeverdi med 1997 = 100¹¹

¹¹ I driftsgranskingene er disponibel inntekt definert som summen av direkte subsidier, produksjonsavhengig inntekt, andre inntekter og diverse overføringer minus netto rente- og kårkostnader samt betalt skatt. Se kapittel 4 for videre definisjoner.

Landbruksinntektenes sammensetning kan ha relevans for sparingen i landbruks-husholdningene, siden en stadig større del av landbruksinntektene er mer produksjonsnøytrale tilskudd (direkte subsidier). Samlet tyder dette på at landbruks-husholdningene har endret sammensetning av sine inntekter til å bestå av en stadig større del inntekter fra andre – potensielt mer sikre – kilder enn landbruksproduksjonen. Både nærings- og lønnsinntekt utenfor gårdsbruket og direkte tilskudd vil trolig variere mindre over tid enn pris- og produksjonsavhengige landbruksinntekt. Disse inntektene kan derfor oppleves som mindre usikre (Chen et al. 1999).

Sammen med framveksten av ulike kompenseringsordninger ved «uår» og en generell velferdsutbygging (se Kotlikoff 1989), vil mer inntekt utenfor bruket og mer produksjonsnøytral landbruksstøtte bidra til at landbrukshusholdningene får flere inntektskilder å basere seg på, og dette vil trolig redusere usikkerheten om framtidige inntekter. I motsatt retning trekker en mulig usikkerhet om inntektene fra landbruket på grunn av ønske om reduksjon av statlige overføringer til næringen i ulike politiske partier. Den politiske viljen til å opprettholde landbruksproduksjon i ulike deler av Norge synes imidlertid stor, slik at jeg antar at denne sistnevnte effekten er relativt liten.

Redusert usikkerhet om framtidige inntekter vil i seg selv redusere behovet for forsiktighetsmotivert sparing. Hvis det er slik at MPC er avhengig av variasjonen i inntekt og usikkerheten om framtidig inntekt, i tråd med Friedman (1957), kan derfor landbrukshusholdningenes endring i sammensetning av disponible inntekter slå ut i lavere sparing.

Det kan også være slik at landbrukshusholdninger, som selvstendig næringsdrivende, tradisjonelt har måttet spare for å finansiere sin pensjon: pensjonsytelsene utbetales gjennom kår, vederlag for gård og ulike finansielle aktiva. Det kan tenkes at utbyggingen av et offentlig trygde- og velferdssystem kan ha endret landbruks-husholdningenes atferd til å spare mer i offentlige pensjonsordninger (innbetaling av trygdeavgift til folketrygden) framfor private ordninger eller ved at de har redusert sparingen fordi de tror det offentlige vil forsørge dem når de blir pensjonister, se f.eks. Kotlikoff (1989), Hubbard et al. (1995) eller Hatzinikolaou (1997).

2.5.3 Redusert lønnsomhet og et bedre fungerende kredittmarked

Fra moderne konsumentteori kan en utlede at landbrukshusholdenes beslutninger om konsum og produksjon generelt ikke er separable på grunn av imperfekte markeder og høy risiko med henhold til framtidig lønnsomhet. Dette har betydning bl.a. fordi intern sparing som kilde til finansiering av realinvesteringer blir svært viktig i en situasjon med imperfekt kredittmarked (Mullen et al. 1988).

Videre er 1970-åras kvantitative restriksjoner på kreditt, som generelt medfører at husholdningenes diskonteringsrate blir endogent bestemt slik at husholdningen må direkte avveie investeringer mot konsum (se for eksempel Phimister 1995b), i stor grad fjernet.¹² Dette har trolig redusert behovet for intern finansiering av inve-

¹² Slike imperfeksjoner medfører at en kan observere «pervers» investeringsatferd i landbrukssektoren, bl.a. kan det vises matematisk at kredittbeskrankede hushold vil øke investeringene ved en eksogen transitorisk inntektsøkning (se Phimister 1995b), fordi økte inntekter i periode 1 vil redusere husholdets diskonteringsrate; prisen på nåtidig konsum vil bli

steringer og gitt mulighet for økt konsum (reduisert sparing) i alle husholdninger som initialt var bundet av disse restriksjonene (se Mullen et al. 1988: 181). En kan si at utviklingen i finansmarkedet har medført at intern sparing er blitt mindre viktig for landbrukshusholdningene som en finansieringskilde for realinvesteringer. Konsum og realinvesteringer kan derfor, i større grad enn før, frikobles fra de løpende inntektsstrømmer.¹³ Vi vil derfor forvente at landbrukshusholdninger og vanlige lønsmottakerhusholdninger, har fått mer lik spareatferd.

Til tross for et bedre fungerende kredittmarked har nivået på landbrukshusholdningenes realinvesteringer gått ned. Dette tyder på at forventet avkastning/nytte av å investere i realkapital i landbruket har falt. Dette impliserer at behovet for sparing reduseres, og husholdningen kan lettere øke konsumet uten at det går utover aktuelle realinvesteringer. For landbrukshusholdninger som initialt var bundet av kredittrestriksjoner, vil derfor både et bedre fungerende kredittmarked og lavere forventet avkastning av investeringer i realkapital medføre at den endogene prisen på nåtidig konsum vil falle ned mot den eksogene prisen bestemt av markedsrenten, og behovet for egen finansierte investeringer (sparing) reduseres.¹⁴

Når det gjelder økt usikkerhet om lønnsomheten av å investere i landbruket, vil trolig dette redusere nivået på realinvesteringene. Dette øker usikkerheten om framtidige inntekter og vil derfor øke behovet for forsiktighetsmotivert sparing. En annen strategi, for å redusere usikkerheten om framtidig inntekt, er å satse på inntektskilder med lavere usikkerhet. Dette har vi sett ved at landbrukshusholdningene nå henter inn stadig mer av sin disponible inntekt fra andre kilder enn landbruket.

Videre synes det å ha vært en strategi for mange landbrukshusholdninger å betale ned på gjeld på 1990-tallet. Til grunn for dette ligger trolig det at avkastningen av realinvesteringer er blitt lavere enn realrentene. Det kan derfor være rasjonelt å betale ned på gjelden med hensyn på kortsiktig lønnsomhet så vel som langsiktig lønnsomhet ved at en demper usikkerheten om fremtiden ved å minimalisere gjeldsbelastningen.

2.5.4 Arv og altruisme

Moderne konsumentteori fanger opp begrepet arvmotivert sparing. Ifølge den opprinnelige livssykelhypotesen vil ikke individer etterlate seg arv. Dette forutsetter perfekt informasjon om inntekter, priser og livslengde. Innenfor denne forståelsesrammen er usikkerhet om livslengde den beste forklaringen på at folk etterlater seg arv. Dette motivet for sparing kan bidra til å forklare høyere sparing i landbrukshusholdningene enn i andre husholdninger med at det er større grad av «altruisme» mellom medlemmer i landbrukshusholdninger enn i andre husholdninger, f.eks. fordi det er av stor betydning å overlate en drivverdig gård til sine etterkommere.

nærmere markedsrenten (hvis økningen er permanent blir virkningen på investeringene usikker på grunn av økt konsum i periode 2), mens det heller ikke kan avvises rent matematisk at husholdet vil øke investeringene ved en sikker framtidig prisnedgang for produserte varer.

¹³ Dette impliserer også at hypotesen om at MPC er null svekkes (Mullen et al. 1988).

¹⁴ Dette kan også ha medført en endring i hvorvidt konsum- og produksjonsbeslutninger er separable. Dette kan testes ved å estimere en vanlig livssykelmodell.

Dette kan innebære at den reelle planleggingshorisonten for konsum- og sparebeslutninger blir lengre, noe som partielt sett kan redusere MPC (tilbøyeligheten til å konsumere av løpende inntekt). Hvis graden av «altruisme» mellom generasjoner (se Barro 1974) er blitt redusert i landbrukshusholdningene, kan dette ha gjort seg utslag i mindre sparing/investering i gården for kommende generasjoner eventuelt at selve overtakelsen av brukene er blitt mer kostbar enn før, som antydnet i Andersen (1999).

2.5.5 Demografiske forklaringer

En annen mulig forklaring er av demografisk art: en kohorteffekt kan ha gjort seg gjeldende fordi eldre generasjoner har en annerledes spareatferd enn senere generasjoner. De erfaringer mellomkrigstiden ga når det gjelder påliteligheten til banker og ustabile rammevilkår ellers i samfunnet, kan ha medført at det er relativt stor skepsis til låneopptak blant gårdbrukere som er født før andre verdenskrig. I andre studier har det vist seg at individer født før 1939 ser ut til å ha høyere sparerate enn senere fødte individer (se Browning & Lusardi 1996 og Magnussen 1997). Hvis denne effekten slår spesielt sterkt ut for landbrukshusholdninger, kan det være fordi det har vært en spesielt høy hyppighet av generasjonsskifter i landbruket de siste 10–15 årene. En supplerende forklaring er at tilgang på finanskapital til å finansiere realinvesteringer er viktigere for denne gruppen enn for andre husholdninger, slik at kohorteffekten kan bli sterkere for landbrukshusholdninger enn andre husholdninger for eksempel fordi forekomsten av forretningsmotivert sparing, i den hensikt å få en levedyktig gård, har vært høy i landbrukshusholdningene.¹⁵

¹⁵ En alternativ forklaring er utviklingen i moralske forhold. Økt umoral vil ifølge regjeringen Bondevik, høsten 1998, medføre at sparingen faller, jf. uttalelser om at det er moralsk å spare. Om også denne forklaringen gjelder spesielt for landbrukshusholdningene, gjenstår å se. Folk utenfor landbruksnæringen bør være forsiktig med å bruke dette argumentet mot bønder fordi landbrukshusholdningene fremdeles sparer mer enn andre husholdninger. Økt «umoral» kan kobles mot en demografisk effekt: en sterk økning i skilsmisser, antall «lausunger» m.m., som kan medføre et større utgiftsbehov enn ellers og dermed en reduksjon i sparingen.

3 Empirisk modellering og data

Den teoretiske modellen med tilhørende relasjon (8) fra forrige kapittel, lar seg generelt ikke løse ut til empirisk testbare relasjoner. En av grunnene er at usikkerhet om framtidige priser og inntekter påvirker både konsumbeslutningen og investeringsbeslutningen. Videre kan kredittmarkedets funksjonsmåte bety at opplåning og sparing i husholdningen ikke blir ekvivalente kilder til finansiering av investeringer. Dette betyr at husholdningens preferanser og konsum påvirker produksjonsbeslutningen. Det er derfor ikke mulig å utlede landbrukshusholdningens atferd fra modellen ovenfor uten å vite enten husholdningens direkte eller indirekte nyttefunksjon (Phimister 1995a).

Konsummodellen testes vanligvis ut på to måter. Ved den ene tilnærmingen er det vanlig å estimere en dynamisk modell på nivåform, mens det ved den andre tilnærmingen er vanlig å estimere konsummodellen på logaritmisk endringsform. I dette prosjektet har begge tilnærmingene vært brukt, og de beskrives nærmere nedenfor.

3.1 Konsummodeller på nivåform

En tilnærming for empirisk spesifisering av en konsummodell tar gjerne utgangspunkt i følgende ligning:

$$(9) \quad C_{it}^* = \alpha_i + \alpha_1 ID_{it} + \alpha_2 Z_{it} + \alpha_3 NW_{it}$$

C_{it}^* er her et mål på optimalt konsum i periode t for husholdning i . Dette konsumet antas å bli tilpasset i forhold til disponibel inntekt (ID_{it}), reell netto formue (NW_{it}), og husholdningsspesifikke variable av demografisk art (Z_{it}), mens de ulike estimer-

bare α -ene angir effekten på konsumet av en marginal endring i høyresidevariablene.

Den lineære modellen i (9) kan være en god tilnærming når ulike diskonteringsfaktorer, renteføtter og tidshorisonter er konstante over tid (Miles 1997). C_{it}^* er derfor ofte tolket som konsumet i langsiktig likevekt. Den kortsiktige tilpasningen er trolig ulik den langsiktige tilpasningen på grunn av treghet og preferanser for stabilitet i konsumet. Dette betyr i praksis at den kortsiktige konsumtilbøyeligheten (MPC) er tilbøyelig til å være lavere enn den langsiktige konsumtilbøyeligheten.

På grunnlag av (9) er det derfor utledet en rekke empiriske modeller som delvis justering (10), relativ inntekt (11), permanentinntekt (12) og livssykelmodellen (13):¹⁶

$$(10) \quad C_{it} = a_i + a_1 IBD_{it} + a_2 C_{it-1} + a_3 Z_{it} + e_{it}$$

$$(11) \quad C_{it} = b_i + b_1 IBD_{i0} + b_2 (IBD_{it} - IBD_{i0}) + b_3 Z_{it} + e_{it}$$

$$(12) \quad C_{it} = c_i + c_1 PI_{it} + c_2 C_{it-1} + c_3 Z_{it} + e_{it}$$

$$(13) \quad C_{it} = d_0 + d_1 IBD_{it} + d_2 C_{it-1} + d_3 NW_{it} + d_4 Z_{it} + e_{it}$$

C_{it} er nå reelt konsum, mens e_{it} er standard restledd. IBD_{it} er real disponibel inntekt inkludert avskrivninger på kapital. IBD_{i0} er et mål på tidligere maksimale real disponible inntekt pluss avskrivninger, og PI_{it} er permanentinntekt. Langemeier & Patrick (1990) estimerte alle modellene i (10)–(13) med data fra amerikanske gårdsbruk, men så bort fra demografiske variable i sin empiriske analyse og satte $PI_{it} = 1/2 IBD_{it} + 1/3 IBD_{it-1} + 1/6 IBD_{it-2}$. De fant en lav kortsiktig konsumtilbøyelighet i landbrukshusholdninger på mellom 0,007 og 0,04 og at det er livssykelhypotesen som best forklarer spareatferden. Carriker et al. (1993) tar utgangspunkt i resultatene fra Langemeier & Patrick (1990) og undersøker hvordan ulike typer inntekt – med ulik variasjon/usikkerhet – påvirker konsumet. I samsvar med Friedmans påstand om at den marginale konsumtilbøyelighet er relatert til inntektsvariasjonen, finner Carriker et al. (1993) at landbrukshusholdningenes kortsiktige konsumtilbøyelighet for inntekter utenom gården og offentlige tilskudd ligger på ca. 0,05, dvs. ca. det dobbelte av konsumtilbøyeligheten for inntekten fra gården. Estimering av konsumrelasjoner bør derfor fange opp at statlige overføringer (direkte tilskudd til landbruksdrift), pris- og produksjonsavhengig landbruksinntekt og inntekt utenfor landbruket kan ha ulik effekt på konsumet i landbrukshusholdningene.

¹⁶ En alternativ tolkning av ligning (12) er en permanentinntektsmodell med adaptive forventninger. Ta utgangspunkt i $C_{it} = c_i + c_1 PI_{it} + c_2 Z_{it} + v_{it}$, og anta at $PI_{it} - PI_{it-1} = \eta (IBD_{it} - PI_{it-1})$. Vi får da at $C_{it} = \eta c_i + \eta c_1 IBD_{it} + \eta c_2 Z_{it} + (1-\eta) C_{it-1} + v_{it} - (1-\eta) v_{it-1}$.

3.2 Konsummodeller på endringsform

Moderne konsumentteori kan benyttes til å forklare svært mange økonomisk fenomen. En slik generell teori gjør det vanskelig å utlede teoretisk konsistente estimerbare relasjoner og teste hypoteser om konsum og sparing. Hall (1978) viste at det er mulig å utlede slike relasjoner med sin forklaring på husholdningers spareatferd: usikker permanentinntekt og rasjonelle forventninger gjør at det rene konsum av varer og tjenester (utenom kjøp av varige konsumgoder) ikke påvirkes av variabler som er kjent for konsumentene i tidligere perioder. Konsumet vil derfor ikke påvirkes av løpende inntekt.

Etter Hall (1978) er det blitt mer vanlig å ta utgangspunkt i førsteordensbetingelsen, gitt ved (8), og estimere direkte under forutsetning om en eksplisitt preferanseform. Ligning (8) kan skrives som:

$$(14) \quad \frac{1}{1 + \alpha_t \lambda'_{it}} E_t \left[\frac{1 + \rho_t}{1 + r_{it+1}} \frac{U'(C_{it})}{U'(C_{i,t+1})} \right] = \exp(e_{i,t+1}),$$

med samme notasjon som beskrevet foran. Tidspreferanseraten antas her å ikke endre seg over tid for hver husholdning, mens alle andre størrelser antas å endre seg over tid i tillegg til å kunne variere mellom husholdninger. En kan teste om en permanentinntektsmodell er valid ved å estimere (14). Dette kan begrunnes med at hvis kredittrestriksjoner er bindende, skal relasjon (8) holde ex-ante, og vi kan etablere en ex-post relasjon gitt ved (14) mellom marginalnyttene i periode t og $t+1$. Leddet på høyresiden i (14) fanger opp uventede endringer fordi framtiden er usikker. Ex-ante relasjonen innebærer at all tilgjengelig informasjon i periode t er ukorrelert med feilleddet $e_{i,t+1}$. Hvis $\lambda'_t = 0$, betyr innføring av rasjonelle forventninger at ingen informasjon om finansielle variabler tilgjengelig i periode t skal ha forklaringskraft for venstresidevariabelen i (14). Betydningen av finansielle variable i modellen vil derfor, ifølge bl.a. Zeldes (1989) og Phimister (1995a), teste om en ren permanentinntektsmodell eller en alternativ modell hvor husholdningene optimerer gitt et imperfekt kredittmarked best forklarer husholdningenes atferd.

Ligning (14) kan modelleres på ulike vis slik at en kan utlede teoretisk konsistente empiriske konsumrelasjoner. Nedenfor går vi kort i gjennom tre ulike nyttefunksjoner som kan brukes.

3.2.1 Tilnærming 1 for operasjonalisering av (14)

Langemeier & Patrick (1993) operasjonaliserer (14) ved å velge en standard kvadratisk nyttefunksjon: $U_{it} = (\beta - C_{it})^2$, se bort fra demografiske variable, holde realrenten konstant og anta konsumenter som kan tilpasse seg fritt i tråd med livssykelmodellen (representert ved $C_{1,it}$):

$$(15) \quad C_{1,it} = q_0 + q_1 C_{1,it-1} + e_{it}$$

$$q_0 = \{1 - [(1 + \rho_i)/(1 + r_{it})]\} \beta, \quad q_1 = (1 + \rho_i)/(1 + r_{it}).$$

Dette indikerer at med rasjonelle forventninger vil forventningsfeilene, representert ved e_{it} , være ukorrelert med all tilgjengelig informasjon på det tidspunkt konsumbeslutningen fattes. Denne modellens motsetning er en Keynesiansk modell hvor konsumet fastsettes på basis av tilgjengelige ressurser på handlingstidspunktet (pga. «myopia», imperfeksjoner i kredittmarkedet etc.): $C_{2,it} = IBD_{2,it} = v IBD_{it}$ hvor IBD er husholdning i 's disponible inntekt i periode t (Langemeier & Patrick 1993), og v er en parameter som fanger opp hvor mye av konsumet som fastsettes ut fra tilgjengelige ressurser. Dette leder til følgende estimerbare relasjon som inneholder fire parametere (q_0 , q_1 , q_2 og v):

$$(16) \quad C_{it} = q_0 + q_1 C_{i,t-1} + v IBD_{it} - q_2 v IBD_{i,t-1} + e_{it}$$

Langemeier & Patrick (1993) estimerer ulike modeller og finner at likviditetsbeskrankninger ikke hindrer landbrukshusholdningene fra å tilpasse forbruket i tråd med en generell livssykelhypotese. Ifølge Langemeier & Patrick bør en derfor ta utgangspunkt i denne hypotesen når en skal modellere og analysere landbrukshusholdningenes spareatferd.

3.2.2 Tilnærming 2 for operasjonalisering av (14)

Ved siden av en kvadratisk form er den mest vanlige parametriseringen av husholdets nyttefunksjon en isoelastisk nyttefunksjon (Browning & Lusardi 1996):

$$(17) \quad U(C_{it}, Z_{it}) = \frac{1}{(1-\eta)} \left[\frac{C_{it}}{wZ_{it}} \right]^{1-\eta}$$

η er den positive (på grunn av konkavitet) koeffisienten for relativ risikoaversjon; per definisjon uavhengig av livstidsinntekt men ikke nødvendigvis av demografi (Z_{it}). (17) innebærer at η er uavhengig av Z_{it} , konstant relativ risikoaversjon og at preferansene anses for homotetiske (Browning & Lusardi 1996). w er en parameter slik at $w(Z_{it})$ kan kalles et mål for antall personer i husholdningen som forbruker like mye som en voksen person; normalt kreves at marginalnyttan av konsum øker med antall personer i husholdningen (Browning & Lusardi 1996). Anta at Z_{it} er en skalar og at vi kan parametrisere $w(Z_{it}) = \exp(wZ_{it})$. Anta videre, i tråd med Zeldes (1989), at feilleddet ε_{it+1} , som forutsettes å ha forventning lik null, kan dekomponeres:¹⁷

¹⁷ Et problem som oppstår ved estimering av en relasjon med realrente-, inntekts- og formuesvariable inkludert på høyresiden, er simultanitetsskjevheter ved bruk av OLS fordi endringer i løpende ressurser ikke nødvendigvis er perfekt forutsett (Holtz-Eakin et al. 1994). Under usikkerhet vil derfor økt (uventet) inntekt i dag gi grunnlag for en viss oppjustering av ens forventninger om framtidige inntekter. Permanentinntekten blir derfor oppdatert, slik at restleddet og f.eks. $\ln \Delta r_{it+1}$ blir korrelert og OLS estimatene forventningsskjeve. Dette kan unngås hvis feilleddet kan dekomponeres i et sjokk felles for alle i (alle landbrukshushold opplever samme uventede endring i inntekten) og et ledd med ønskede egenskaper mht. forventning lik null (Phimister 1995).

$$(18) \quad (1 + \varepsilon_{it+1}) = (1 + e_{t+1}) + (1 + v_{it+1})$$

e_{t+1} er et felles aggregert sjokk og v_{it+1} er et individspesifikt ledd. Anta at disse to leddene har forventning lik null og er uavhengige av hverandre. Anta at vi skal foreta en vanlig logaritmisk tilnærming til denne. Et problem er at hvis ε_{it+1} har forventning null, så vil ikke $\ln(1 + \varepsilon_{it+1})$ ha forventning null. Løsningen på dette, ifølge Zeldes (1989), er å foreta en andreordens Taylor ekspansjon av $\ln(1 + \varepsilon_{it+1})$: betinget på informasjonssettet i periode t impliserer dette at $E[-\ln(1 + \varepsilon_{it+1})] \approx \varepsilon_{it+1} - 0,5\varepsilon_{it+1}^2$.¹⁸ Forventningen til feilleddet i Euler-ligningen vil derfor være relatert til variansen ($\sigma_{i,t+1}^2$).

Med en vanlig logaritmisk tilnærming og antagelser om at realrenten kan skrives som $r_{it} = r_i + r_t$ fordi vi ikke kan måle marginals kattene og den enkelte husholdnings rentebetingelser, og at den subjektive diskonteringsraten kan skrives som $\rho + \rho_p$ kan den lineariserte Euler-ligningen skrives ut som en atferdsrelasjon for konsumet på første differens:

$$(19) \quad \ln \left[\frac{C_{it+1}}{C_{it}} \right] = (\theta + \theta_i + \theta_t) + z \ln \left[w \frac{Z_{it+1}}{Z_{it}} \right] + c \ln(1 + \alpha_i \lambda_{it}^*) + \left(\frac{1}{2\eta} \right) \sigma_{i,t+1}^2 + v_{i,t+1}$$

$$\theta = -\frac{1}{\eta} \ln(1 + \rho), \theta_i = \frac{1}{\eta} [\ln(1 + r_i) - \ln(1 + \rho_i)],$$

$$\theta_t = \frac{1}{\eta} (\ln(1 + r_t) + e_{t+1}), c = \frac{1}{\eta}, z = \frac{(\eta - 1)}{\eta}$$

$$v_{i,t+1} = -(1/\eta)(\varepsilon_{i,t+1} - 0,5(\varepsilon_{i,t+1}^2 - \sigma_{i,t+1}^2)), E_{it}(v_{i,t+1}) = 0, E_{it}(\varepsilon_{i,t+1}^2) = \sigma_{i,t+1}^2$$

Første ledd fanger opp betydningen av subjektiv diskontering.¹⁹ Andre ledd fanger opp betydningen av endringer i demografi. Tredje ledd fanger opp at økt pris på sparing vil, for netto låntakere med gitte inntekter, resultere i høyere sparing. $-(1/\eta)$ er kjent som den intertemporale substitusjonselastisiteten. Det fjerde leddet fanger opp betydningen av forsiktighetsmotivert sparing; sparingen vil øke hvis variansen/usikkerheten for framtidig konsum øker. Denne variansen er avhengig av forventning og varians til husholdets framtidige inntekter samt dagens formues- og inntektssituasjon (Browning & Lusardi 1996) slik at høy formue, for eksempel, bidrar til lav usikkerhet om framtidig konsum.²⁰

¹⁸ Denne tilnærmingen holder eksakt hvis ε_{it+1} er lognormalt fordelt (Browning & Lusardi 1996).

¹⁹ Betydningen av ulike inn- og utlånsrenter kan f.eks. fanges opp ved å bruke en dummyvariabel ganget med hhv. $(1+r_i)$ og $(1+r_t)$ som er lik null for låntakere med mindre gjeld enn en viss prosent av realkapitalen og positiv for de med høyere gjeld.

²⁰ Koeffisienten for tredje ledd er det dobbelte av koeffisienten for $\sigma_{i,t+1}^2$ pga. forutsetningen om konstant relativ risikoaversjon.

Konsumveksten mellom periode t og $t+1$ antas å være høyere for husholdninger som er likviditetsbeskranket i periode t enn for andre. En husholdning som er likviditetsbeskranket i en eller flere perioder, vil oppføre seg som om de ønsker å sette konsumet lik disponibel inntekt og/eller som om de ønsker en høy forsiktighetsmotivert sparing (Browning & Lusardi 1996). Disse tilfellene er vanskelig å skille mellom, og det er derfor problematisk å teste betydningen av forsiktighetsmotivert sparing (variansen til framtidig konsum). Problemet grunner særlig i det å finne observerbare og eksogene kilder til risiko som varierer signifikant på tvers av populasjonen. En mulighet er å bruke inntektsvariens utledet fra observerte inntektsprosesser eller å bruke dummyer for yrke (valg av yrke kan være korrelert med inntektsrisiko).²¹ Videre kan inntektsrisiko og andre aspekter ved inntekt være korrelert, for eksempel inntektsprofilen (dette bidrar til en sammenblanding med tradisjonell livssyklus sparing), og avkastningen av egen innsats i egne firma (det er større variasjon i inntekter blant selvstendige, men det er godt mulig at avkastningen er større enn gjennomsnittlig, slik at risikoen er negativt korrelert med avkastningen); dette bidrar til en sammenblanding med det intertemporale tilpassningsmotivet for sparing. En test kan være simpelthen å teste forklaringskraften i en modell med og uten et ledd som fanger opp forsiktighetsmotivert sparing (Browning & Lusardi 1996).

3.2.3 Tilnærming 3 for operasjonalisering av (14)

Phimister (1995a) tar utgangspunkt i følgende nyttefunksjon:

$$(20) \quad U(C_t, S_t) = S_t \frac{1}{(1-\eta)} \left[\frac{C_t}{S_t} \right]^{1-\eta}$$

S er den demografiske vekten for husholdning i for tidsperiode t , og η er substitusjonselastisiteten. Her antas $S_t = N_t^b$, slik at $\ln S_t = b \ln N_t$ hvor N er antall medlemmer i husholdet, og Phimister antar at variansen til restleddet er konstant:

$$(21) \quad \ln \frac{C_{i,t+1}}{C_{it}} = \frac{1}{\eta} [\ln(1+r_{i,t+1}) - \ln(1+\rho_i)] + b \ln \left[\frac{N_{i,t+1}}{N_{it}} \right] + \frac{1}{\eta} \ln(1+\alpha_i \lambda_{it}^*) + \frac{1}{\eta} e_{i,t+1}$$

For å få en estimerbar funksjon må ytterligere forutsetninger tas. Selv ved rasjonelle forventninger kan feilleddet være korrelert med forklaringsvariable (Phimister 1995a). Restleddet $e_{i,t+1}$ kan dekomponeres ved følgende tilnærming:

$$(22) \quad e_{i,t+1} = e_{i,t+1}^{**} + e_{i,t+1}^* + v_{i,t+1}$$

der $e_{i,t+1}^{**}$ er et husholdningsspesifikt sjokk, $e_{i,t+1}^*$ er et felles aggregert sjokk og $v_{i,t+1}$ er det individspesifikke leddet. Anta at disse tre leddene har forventning lik null og er

²¹ I driftsgranskingene kan det brukes dummy for melkeproduksjonsbruk, kornbruk etc., og eller bruk med hovedvekt av inntekter fra andre kilder.

uavhengige av hverandre, samt at variansen til feilledet ikke varierer over tid eller mellom husholdninger.²² Nå kan vi skrive (21) som:

$$(23) \quad \ln \left[\frac{C_{it+1}}{C_{it}} \right] = a + b \ln \left[\frac{N_{it+1}}{N_{it}} \right] + \frac{1}{\eta} \ln(1 + \alpha_i \lambda_{it}^*) + v_{it+1}$$

$$a = \frac{1}{\eta} \left[\ln(1+r) - n(1+\rho) + e_{t+1}^* + e_{t+1}^{**} \right]$$

Hvis landbrukshusholdningen ikke har restriksjoner på lånemarkedet, er alle verdier av λ_{it} lik null. λ_{it} er ikke observerbar, men en kan forvente at dette leddet er korrelert med faktorer som inntekt og formue, som bankene bruker til å bestemme hvordan de skal stille seg til å gi kreditt til husholdningen. En kan derfor teste om inntekts- og/eller formuesvariable kjent på tidspunkt t har forklaringskraft i modellen.

Phimister (1995a) undersøkte om landbrukshusholdningenes konsumatferd er bundet av restriksjoner i lånemarkedet ved å estimere ligning (23). Phimister fant, i data for tyske landbrukshusholdninger, at konsumrelasjonen kunne estimeres med ordinær minste kvadraters metode (OLS) da forklaringsvariabelen N_{it+1}/N_{it} synes å være eksogen, og OLS-estimatene indikerte at inntekts- og formuesstørrelser har, samlet sett, betydning for landbrukshusholdningenes vekst i konsumet. Konklusjonen, i tråd med de fleste studier av husholdningers konsum- og spareatferd (se Browning & Lusardi 1996),²³ er derfor at en livssykelmodell uten lånerestriksjoner, som Langemeier og Patrick (1993) anbefaler, må forkastes.

3.3 Data fra driftsgranskingene ved NILF

Data i denne studien er hentet fra driftsgranskingene, dokumentert i NILF (1999).²⁴ Siden 1950 har omkring tusen gårdsbruk vært inkludert årlig i denne undersøkelsen. Ved utvelgelsen av gårdsbrukene har det blitt tatt hensyn til det å sikre et representativt utvalg av gårdsbruk hvor gårdbrukernes alder er under 67 år og en stor andel av familiens inntekt kommer fra jord- og skogbruksvirksomheten på gården. Fem til ti prosent av gårdsbrukene skiftes ut hvert år hovedsakelig fordi de ikke ønsker å være med lenger eller fordi de ikke kan være med lenger pga. kravene til gårdbrukerens alder og familiens inntektssammensetning.

²² Når det gjelder realrenten, vil problemer med å måle marginals kattene gjøre at det må forutsettes at alle hushold står overfor samme realrente, dvs. det antas at realrenten kan skrives som $r_{it} = r_i + r_r$.

²³ Zeldes (1989) f.eks. tester kredittrestriksjoner ved å splitte et utvalg husholdninger i de med høy og lav formue i begynnelsen av utvalgsperiode og inkluderer lagget inntektsnivå i Eulerligningene for hver av gruppene. Zeldes finner at dette inntektsmålet kun har signifikant effekt i lavformue gruppen.

²⁴ I Sand (1999a) presenteres hvordan en skal behandle driftsgranskingsdata slik at en kan foreta studier som er sammenlignbar med de som er foretatt innenfor rammen av dette prosjektet.

Datasettet vi bruker, inneholder observasjoner for 246 landbrukshusholdninger over 23 år. Slike paneldatasett kan inkludere problemer med selvseleksjon (gårdbrukerne velger selv om de vil være med) og/eller ingen respons (gårdbrukere velger å ikke svare eller delta i undersøkelsen), se Hsiao (1986). Vi tester ikke eksplisitt for dette i denne studien. Det har derimot Løyland og Ringstad (1999) gjort, og de finner at driftsgranskningene synes å representere den aktuelle populasjonen godt.

Utviklingen i verdiene på de økonomiske variablene for disse husholdningene følger stort sett samme utvikling som det vi finner i hele driftsgranskingsmaterialet (observasjoner for ca. 1000 husholdninger i året). Den viktigste forskjellen er at gjennomsnittsinntektene er noe lavere og gjennomsnittsalderen for gårdbrukerne noe høyere i vårt paneldatasett enn i hele driftsgranskingsmaterialet. Høyere gjennomsnittsalder får vi nettopp fordi vi følger de samme gårdsbrukene over tid, mens lavere gjennomsnittsinntekt trolig følger av at gårdbrukere med høy alder arbeider mindre og har lavere inntekter enn yngre gårdbrukere.

Et spesielt kjennetegn ved data fra driftsgranskningene er behandlingen av realkapital og avskrivninger. I driftsgranskningene bygger verdien av realkapitalen på avskrivninger av historisk kostnad. Det gjøres ikke noe forsøk på å korrigere bokført verdi av realkapitalen i tråd med gjenanskaffelsesprinsippet som benyttes i Nasjonalregnskapet.²⁵ Avskrivninger er videre betraktet som lineære og er definert som den planlagte fordelingen av redusert verdi av kapitalen gjennom kapitalens levetid. I skattemessig sammenheng er saldoavskrivninger hovedregelen slik at driftsgranskningene også avviker fra dette.

I Tabell 3.1 ser vi utviklingen i konsum/privatforbruk, disponibel inntekt (uten avskrivninger), avskrivninger, real- og finanskapital samt samlet sparing. Det såkalte inntektopptrappingsvedtaket i 1975 medførte at jordbruksinntektene ble svært høye for landbrukshusholdningene fra 1976 til og med 1980. Etter 1980 ser vi at de disponible inntektene i landbrukshusholdningene har stagnert på et lavere nivå enn i de gode årene etter opptrappingsvedtaket. Konsumet har imidlertid økt jevnt i hele perioden. Den eneste betydelige tilbakegang i konsum var fra 1981 til 1982. Dette kan ha vært en reaksjon på fallet i inntekt på den tiden.

På 1990-tallet ser vi at avskrivningene har vært stabile selv om realkapitalen har økt. Dette kan forklares med at 1990-tallets sparing ikke har vært kapital i jordbruket som grovt sett utgjør avskrivningsgrunnlaget for landbrukshusholdningene. Av Tabell 3.1 ser vi at det har vært en betydelig reduksjon i landbrukshusholdningenes nettogjeld (negativ finanskapital) på 90-tallet.

²⁵ Nasjonalregnskapets operasjonelle begreper for inntekt, sparing og formue er av praktiske grunner snevret i forhold til tilsvarende begreper i økonomisk teori. Det er kun real- og finanskapital som registreres som formue i nasjonalregnskapet. Dessuten er tallene for realkapitalen temmelig usikre. Verdien bygger på gjenanskaffelsesprinsippet (bokført verdi av realkapitalen korrigeres i tråd med endringer i pengeverdi etter at kjøpet ble gjort), noe som gjør at nasjonalregnskapet kan overvurdere verdien på realkapitalen fordi beregningene av kapitalslit ikke tar nok hensyn til rask økonomisk depresiering av lite vellykkede investeringsprosjekter.

Tabell 3.1 Konsum, inntekt, kapital og sparing i landbrukshusholdningene

År	Konsum	Disponibel			Finanskapital	Sparing
		inntekt	Avskrivninger	Realkapital		
1976	159,4	315,1	53,6	1041,9	-334,8	155,7
1977	160,2	319,5	57,9	1125,4	-320,4	159,3
1978	171,9	320,2	60,7	1251,6	-349,5	148,3
1979	176,2	288,6	66,5	1369,9	-365,9	112,4
1980	175,3	306,5	66,4	1384,2	-376,2	131,2
1981	175,8	280,3	66,5	1368,6	-368,1	104,5
1982	169,3	266,1	65,4	1402,9	-413,6	96,8
1983	169,6	250,1	66,3	1407,3	-410,9	80,5
1984	168,0	282,8	67,8	1446,1	-421,7	114,8
1985	183,9	283,0	70,8	1507,7	-415,4	99,1
1986	186,9	259,7	72,2	1526,2	-404,2	72,8
1987	195,5	279,6	72,0	1495,3	-391,7	84,1
1988	198,0	273,9	72,6	1522,0	-408,6	75,9
1989	206,7	293,6	73,3	1536,5	-397,7	86,9
1990	210,8	291,9	74,9	1565,7	-391,3	81,1
1991	217,4	287,8	76,7	1606,8	-369,1	70,4
1992	232,1	293,2	77,6	1672,8	-401,7	61,1
1993	236,6	285,8	77,6	1671,9	-364,2	49,2
1994	237,4	277,5	79,1	1679,3	-335,6	40,1
1995	242,1	277,1	78,5	1659,4	-324,5	35,0
1996	245,1	290,5	79,5	1672,0	-324,4	45,4
1997	253,9	272,2	78,1	1701,5	-320,3	18,3
1998	259,3	301,4	76,3	1713,1	-345,6	42,1

Kilde: Forfatterens beregninger og driftsgranskingene ved NILF (1999). Alle økonomiske tall er i hele 1000 og deflatert til 1998 priser.

Disponibel inntekt er lik landbruksinntekt (inntekt fra jord- og skogbruket) pluss annen nærings-, pensjons- og lønnsinntekt pluss netto verdiregulering (overføringer som barnetrygd, gaver, arv, etc.) minus netto rentekostnader, kårutgifter og betalt skatt. I Tabell 3.2 beskrives utviklingen i disse størrelsene. Vi har delt opp landbruksinntekten i pris- og produksjonsavhengig inntekt og offentlig støtte (tilskudd som ikke utbetales via prisene på landbruksproduktene), mens vi har slått sammen netto rentekostnader, kårutgifter og betalt skatt i en variabel.

Av spesielle forhold gjengitt i Tabell 3.2, kan vi merke oss at direkte tilskudd har økt jevnt, mens produksjonsavhengige inntekter har falt fra over kr 200 000 per bruk i 1976 til litt over kr 50 000 per bruk i 1997 og 1998. Denne reduksjonen i produksjonsavhengige inntekter på kr 150 000 har blitt kompensert i noen grad ved at direkte tilskudd har økt med ca. kr 80 000 i perioden. Likevel har dette gitt en sterk nedgang i total landbruksinntekt for landbrukshusholdningene. Andre inntekter har økt fra kr 30 000 i 1976 til over kr 160 000 i 1998. Netto verdiregulering har vært stabil i perioden. Samlet betyr dette at landbrukshusholdningenes inntekter før rente-, kår og skatt har økt noe i perioden. Dette motsvares av at

skatteandelen (av disponibel inntekt) er høyere på 1990-tallet enn i perioden 1976–1989.

Tabell 3.2 Disponibel inntekt i landbrukshusholdningene

År	Prod.avh.					
	Disponibel inntekt	landbruksinntekt	Direkte tilskudd	Annen lønns- og næringsinntekt	Netto verdi-regulering	Netto renteutgifter, kår betalt skatt
1976	315,1	241,7	88,8	30,6	53,6	99,7
1977	319,5	242,7	103,5	31,6	49,4	107,6
1978	320,2	249,4	117,6	34,5	47,0	128,4
1979	288,6	209,8	127,0	39,0	49,9	137,1
1980	306,5	229,1	121,6	40,1	50,8	135,2
1981	280,3	208,0	130,5	44,9	32,6	135,8
1982	266,1	177,1	135,2	40,2	38,9	125,4
1983	250,1	151,9	135,3	46,7	41,5	125,3
1984	282,8	181,1	130,2	54,4	41,1	124,1
1985	283,0	185,9	127,9	53,5	31,7	115,9
1986	259,7	189,7	103,8	60,7	35,1	129,7
1987	279,6	190,3	106,0	77,0	40,2	133,9
1988	273,9	169,6	117,0	80,4	47,6	140,7
1989	293,6	183,6	119,8	87,8	47,1	144,7
1990	291,9	178,3	120,9	94,9	45,3	147,5
1991	287,8	148,8	139,4	103,9	51,7	156,1
1992	293,2	130,8	161,8	112,6	47,0	159,0
1993	285,8	107,1	164,1	124,3	36,0	145,7
1994	277,5	81,7	163,0	129,0	42,3	138,5
1995	277,1	83,4	153,0	134,3	46,4	140,0
1996	290,5	68,1	157,2	142,9	62,5	140,3
1997	272,2	50,5	158,9	153,3	41,1	131,6
1998	301,4	52,3	170,4	164,3	44,8	130,3

Kilde: Forfatterens beregninger og driftsgranskingene ved NILF (1999). Alle økonomiske tall er i hele 1000 og deflatert til 1998 priser.

Det kan vises at av inntekt før skatt og rentekostnader økte netto rentekostnader fra 7 % i slutten 1970-årene til opp i mot 14 % i 1980-årene, mens andelen har falt til 7 % igjen på slutten av 1990-tallet. Betalt skatt varierer mellom 19 og 31 % av inntekt før skatt og rentekostnader med verdier nær 20 % i begynnelsen av perioden og verdier nær 30 % i slutten av perioden. Dette betyr at skattetrykket har økt noe for landbrukshusholdningene. Dette kan bl.a. forklares med reduserte landbruksinntekter, redusert investeringer, reduserte muligheter for skattemessige fondsavsetninger og redusert avskrivingsgrunnlag i skatteregnskapet.²⁶

²⁶ Årene 1976–1977 utmerker seg med meget lave rentekostnader og skatt. Selv om investeringene og låneopptaket var høyt i landbruket i denne perioden, ble utgiftene med dette lave for disse årene pga. lavrentepolitikken og gunstige skattemessige ordninger ved

Alder på brukerne har gått litt opp (Tabell 3.3). Dette kan forklare noe av inntektsnedgangen for husholdningene i vårt datasett da familieinntekten synes å nå toppen når gårdbrukeren blir mellom 44 og 50 år. Antall brukere født før 1940 har gått kraftig ned i perioden 1976–1998 siden det har vært brukerskifte på omtrent halvparten av de 246 brukene vi følger over tid.

Tabell 3.3 Demografiske forhold i landbrukshusholdningene

År	Alder	Andel født før 1940	Andel med ektefelle	Andel med annen familie	Andel med flere barn
1976	45,8	0,78	0,92	0,24	0,00
1977	46,2	0,76	0,91	0,24	0,00
1978	46,2	0,74	0,90	0,26	0,00
1979	46,7	0,73	0,89	0,27	0,00
1980	47,3	0,72	0,91	0,28	0,00
1981	47,6	0,70	0,91	0,31	0,00
1982	47,7	0,67	0,91	0,33	0,00
1983	47,9	0,65	0,91	0,30	0,01
1984	47,8	0,61	0,93	0,35	0,03
1985	47,9	0,59	0,91	0,37	0,04
1986	47,8	0,55	0,91	0,37	0,07
1987	48,0	0,53	0,91	0,40	0,09
1988	48,0	0,50	0,90	0,41	0,12
1989	48,0	0,47	0,90	0,44	0,15
1990	47,8	0,43	0,90	0,44	0,16
1991	47,2	0,39	0,89	0,46	0,19
1992	46,2	0,33	0,89	0,47	0,22
1993	46,6	0,30	0,90	0,48	0,24
1994	47,2	0,29	0,90	0,47	0,25
1995	47,3	0,26	0,89	0,48	0,28
1996	48,1	0,26	0,89	0,50	0,29
1997	48,8	0,25	0,89	0,51	0,30
1998	48,7	0,22	0,88	0,53	0,33

Kilde: Forfatterens beregninger og driftsgranskingene ved NILF (1999).

Andelen med ektefelle synes å være ganske stabil over tid. Når det gjelder andelen med annen familie, er dette en konstruert variabel for årene 1976–1997. Denne variabelen kom først inn i driftsgranskingene i 1998 med opplysninger om barns (under 16 år) og partners alder. Tidligere var det kun opplysninger om hvordan hver enkelt familiemedlem bidro med arbeidsinnsats på gården. I denne studien er disse opplysningene brukt til å lage variabler for annen familie og antall barn bakover i tid. En husholdning blir for eksempel registrert som ett-barns-familie i peri-

investeringer i landbruket på 1970-tallet. Da driftsgranskingene registrerer betalt skatt, vil ikke beløpet for skatt alltid samsvare med inntekt pga. restskatt eller for mye innbetalt skatt.

oden 1991–1998 hvis familien har ett barn på sju år i 1998. Denne tilnærmingen forutsetter at det er stabilitet i familiesituasjonen over tid i form av liten forekomst av partnerskifte og endring i barnesituasjonen for gårdbrukeren. Hvis det er fullstendig stabilitet (samme partner og for eksempel et barn mellom 0 og 16 år i hele perioden), vil vi kunne ta hensyn til det ved valg av estimeringsmetode.²⁷ I og med at vi følger husholdninger over 23 år vil de fleste husholdninger ha noe endring i sammensetningen av husholdet. Vi får blant annet ikke med oss opplysninger om barn som i 1998 var eldre enn 16 år og som dermed ikke ble registrert som familie i driftsgranskingene.

Siden det i perioden 1977–1998 også har vært generasjonsskifte i omtrent halvparten av landbrukshusholdningene vi følger over tid, får variabelen for antall barn dårligere egenskaper jo lengre tilbake vi kommer i tid. Dette ser vi av den siste kolonnen for eksempel hvor vi ikke har registreringer på noen landbrukshusholdninger med to eller flere barn før 1983.

3.4 Estimering

I denne studien har vi estimert to ulike modeller for landbrukshusholdningenes tilpasning. Disse er basert på (22) og (13) og estimeres ved hjelp av paneldata. Nedenfor blir det gjort rede for hvilke estimeringsmetode som trolig er hensiktsmessig ved estimering av denne type modeller.

3.4.1 Paneldata og tids- og tverrsnittsuavhengige data

Når det gjelder tverrsnittsdimensjonen, bør en, ideelt sett, ved bruk av paneldata, sammenligne regresjoner for hver tverrsnittsenhet med regresjonene fra OLS og fixed eller random effects (Maddala 1987). For at de sistnevnte regresjonene kan betraktes som gyldige forenklinger, må det være et systematisk mønster i helningsparametre og konstantledd for hver tverrsnittsenhet. Det er altfor arbeidskrevende å estimere regresjoner for hver tverrsnittsenhet. Det er derfor mest vanlig å pålegge en restriksjon om identiske regresjonskoeffisienter for alle tverrsnittsenhetene ved estimeringen.

Det neste problemet ved paneldataestimering er håndtering av tidsuavhengige og tidsspesifikke effekter. Tidsspesifikke effekter kan for eksempel skyldes endringer i statlige rammebetingelser, kredittmarkedets funksjonsmåte (realrente og kredittilgang) og konjunkturer. Tidsuavhengige effekter kalles også tverrsnittsspesifikke effekter, og de kan for eksempel skyldes at ulike tverrsnittsenheter har ulik ideologi og/eller ulike vaner. Estimeringsmetodene OLS, fixed effects eller random effects håndterer slike effekter på ulikt vis.²⁸

Ved bruk av OLS forutsettes det at alle tverrsnittsenheter har like konstantledd og like regresjonskoeffisienter: metoden utnytter all tverr- og tidsserievariasjon i data, men ser bort fra eventuelle tidsuavhengige forskjeller mellom tverrsnitts-

²⁷ Dette fanges opp av en fixed effects tilnærming, se neste delkapittel.

²⁸ For diskusjon av panelmetoder, se f.eks. Hsiao (1986), Maddala (1987), Baltagi (1995) og/eller Greene (1997).

enhetene. Ved estimering på paneldata er det mer vanlig, og trolig bedre, å basere seg på fixed (FE) og/eller random (RE) effects som begge tar hensyn til tverrsnittsspesifikke effekter ved å inkludere et konstantledd for hver tverrsnittsenhet i modellen.

Ved bruk av FE inkluderes et konstantledd for hver tverrsnittsenhet. FE-modellen bruker ingen tverrsnittsvariasjon i data ved estimeringen, bare tidsserievariasjon for hver enhet. Hvis FE er riktig spesifisering, er OLS-estimatene forventningsskjeve.

Ved bruk av RE betraktes de tverrsnittsspesifikke effektene som stokastiske og inkluderes i et eget restledd. Dette bygger på forutsetninger om at hver tverrsnittsenhet sitt konstantledd er restledd dratt ut av en felles fordeling, og at disse restleddene er ukorrelert med de eksogene variablene i modellen. Riktig estimeringsmetode er nå GLS siden restleddene fra den samme enheten vil være korrelert over tid. Denne metoden utnytter all tidsserie- og noe tverrsnittsvariasjon i data og kan i så måte tolkes som et kompromiss mellom OLS og FE. Hvis RE er riktig spesifisering, er OLS-estimatene ineffektive men konsistente: Ved estimering på tilfeldig utvalg har det vist seg at RE-metodene kan være særdeles relevante.

Når det gjelder tidsspesifikke effekter, er det ved estimering av panelmodeller med et relativt lavt antall observasjoner i tidseriedimensjonen vanlig å inkludere tidsdummyer for å kontrollere for virkningen av utelatte aggregerte variable (Johansen 1996a). Disse variablene ivaretar årsforskjeller som ikke er spesifisert i modellen, men som påvirker nivået på venstresidevariabelen for alle tverrsnittsenhetene på samme måte. Samtidig vil tidsdummyene kunne fange opp en eventuell trend i venstresidevariabelen.

3.4.2 Egenskaper ved ulike estimatorer

For modellene (13) og (23) som vi estimerer i denne studien, gjelder at følgende forutsetninger må være oppfylt for at vanlig OLS-estimering av skal gi BLUE (Best Linear Unbiased Estimates) slik at vi kan teste hypoteser om modellens parametre:²⁹

- (i) $E(U_{it}) = 0$ $i = 1, 2, \dots, N$ og $t = 1, 2, \dots, T$
- (ii) $COV(X_{it}, U_{it}) = 0$ X_{it} : en vektor av forklaringsvariablene i modellen
- (iii) $COV(U_{it}, U_{is}) = \sigma^2$ $i = j$ og $t = s$
 $= 0$ $i = j$ og $t \neq s$
 $= 0$ $i \neq j$ og $t = s$
 $= 0$ $i \neq j$ og $t \neq s$
- (iv) Ingen eksakt multikollinearitet
- (v) $U \sim N(0, \sigma^2 I_N)$

Ved estimering av modellen, er det vanlig å transformere modellen til enten ortogonale avvik, ved å trekke fra variablenes individuelle gjennomsnitt på begge sider av

²⁹ Standard lærebøker i økonometri gir en grei innføring av hva BLUE og de ulike forutsetningene betyr.

likhetstegnet, eller til differensiert form, ved å trekke fra variablenes første lag på begge sider. Ovenstående forutsetninger om restleddet må derfor gjelde for de transformerte restleddene: henholdsvis $U_{it} - (U_{i1} + U_{i2} + \dots + U_{iT})/T$ og $\Delta U_{it} (U_{it} - U_{it-1})$,³⁰ og spørsmålet nå er om forutsetningene (i-v) er oppfylt slik at vi kan benytte OLS på de transformerte modellene.

Forutsetning (ii) holder ikke for vår FE dynamiske modell med lagga endogen variabel på høyresiden ved bruk av vanlig OLS på transformert modell. OLS på modellens ortogonale avviksform er likestilt med å benytte en vanlig within-/FE-estimator og kan medføre alvorlig forventningsskjevne estimater, ifølge Nickell (1981).³¹ Skjevhetene innebærer overestimering av tverrsnittsenhetens tilpasning mot langsiktig likevekt mens parameterestimaterne til forklaringsvariable som er positivt (negativt) korrelert (i regresjonsmessig forstand) med lagga endogen, også blir overestimert (underestimert). Ved within-estimering av modellen blir overestimeringen større jo kortere tidsserien er, og den blir større jo tregere tilpasningen mot langsiktig likevekt skjer. Vi har en forholdsvis lang tidsserie på 23 år. Det er derfor grunn til å anta at overestimeringen ved within-estimatoren er liten i vårt tilfelle. Ved estimering på differensiert form kan det vises at feilestimeringen blir større enn ved estimering på ortogonal avviksform og går heller ikke ned når antall perioder øker. Ved kort tidsperiode og estimering på differensiert form kan en oppnå konsistente estimater ved å bruke instrument for lagga endogen variabel.

Arrelano & Bond (1988 og 1991) har utviklet et program for dynamiske panelmodeller, DPD, innenfor rammeverket av the Generalized Method of Moments (GMM).³² DPD er en instrumentvariabelmetode spesielt for dynamiske panelmodeller med effektforsinket endogen variabel og et restledd som vanligvis vil være seriekorrelert (ΔU_{it}) ved estimering av modellen på differensiert form. DPD er programmert i GAUSS og inkluderer alle de nedenfor beskrevne estimater/tester (se Arrelano & Bond 1988, 1991 og 1998). DPD presenteres i noen grad i de følgende avsnitt.

Når en estimerer på differensiert form, er restleddet og lagga endogen variabel klart korrelert. Arrelano & Bond (1991) argumenterer for at den differensierte modellen bør estimeres med GMM hvor en bruker et passende sett av laggede verdier av endogen variabel som instrument. Det kan lett vises at under fravær av andre ordens seriekorrelasjon i de differensierte restleddene vil GMM, hvor et av instrumentene for lagga endogen variabel er den samme variabelen tilbakedatert to perioder, gi konsistente estimater.³³

³⁰ I denne analysen vil vi gjennomgående anta at forutsetning (i) holder.

³¹ Nickell (1981) viser bl.a. at i en enkel modell ($\Delta Y_{it} = \beta + \beta Y_{it-1} + U_{it}$) hvor sann effekt av lagga endogen er lik -0,7 blir denne estimert til -0,86 og -0,78 ved henholdsvis 10 og 20 tidsperioder.

³² Kiviet (1997) har utviklet en alternativ estimator som korrigerer forventningsskjevheten direkte.

³³ GMM tar utgangspunkt i at det eksisterer ett sett av nullrestriksjoner på kovariansene mellom de differensierte restleddene og den endogene variabelen tilbakedatert minst to perioder. Dette gir i alt $(T-2)(T-1)/2$ momentrestriksjoner som utnyttes for å danne optimale instrumentmatriser for hver periode, basert på alle tilgjengelige instrument, men noe begrenset av tekniske årsaker (Arrelano & Bond 1988, Johansen 1996a).

Nullhypotesene om første- og andreordens seriekorrelasjon ($H_0: E[\Delta U_{it}\Delta U_{it-s}] = 0$ for $s=1,2$) kan testes med Arrelano & Bonds (1988) asymptotisk normalfordelte testobservator. En mer generell test av validiteten til de instrument som benyttes, er Sarganstesten for overidentifiserte restriksjoner, hvor en tester den simultane hypotesen om at alle inkluderte instrument er uavhengige av det differensierte restleddet (se Arrelano & Bond 1991). En grunn til forkastning er derfor ugyldig betingning på de øvrige forklaringsvariablene ved at vi har inkludert variable som er korrelert med restleddet.

Forutsetning **(iii)** betyr at restleddene må ha lik varians og ikke være seriekorrelert for at OLS skal gi BLUE. Ulik varians mellom tverrsnittsenhetene (heteroskedastisitet) medfører at OLS kan gi konsistente estimater men ugyldige t-verdier. I slike tilfeller kan en oppnå gyldige t-verdier ved å justere variansene i tråd med White (1980) sin heteroskedastisk konsistent kovariansmatrise, som gir variansminimale estimatorene, eller ved å bruke GLS.

Seriekorrelasjon kan også være et problem på grunn av feilspesifisert modell, for eksempel fordi ikke gyldig tverrsnittspooling medfører at en relativt stor del av variasjonen i data blir uforklart; noe som normalt øker en eventuell forekomst av seriekorrelasjon (Johansen 1996b). Seriekorrelasjon kan også skyldes generelle tregheter i økonomiske tidsserier, eller at vi estimerer modellen på transformert form. Det kan lett vises at seriekorrelasjon i modellen kan medføre større feil-estimering enn ellers ved bruk av within-estimatoren.

Gitt at det ikke transformerte restleddet oppfyller forutsetning (i–iii), kan det vises at det ikke vil være første- eller andreordens seriekorrelasjon ved vanlig within-estimering av vår modell, mens det vil være negativ første- og ingen andreordens seriekorrelasjon ved GMM-estimering av modellen på differensiert form. Arrelano & Bond (1988) har derfor med sin enstegs robust testobservator utviklet en metode for å justere variansene for både førsteordens seriekorrelasjon og til en viss grad for andreordens seriekorrelasjon og heteroskedastisitet som måtte eksistere.

Forutsetning **(iv)** sier at for å kunne estimere alle parametrene i modellen må det være tilstrekkelig variasjon i alle forklaringsvariabler og ikke lineær avhengighet mellom to eller flere forklaringsvariabler. Vanligst er problemer med høy multikollinearitet, noe som ofte resulterer i parameterustabilitet og lave t-verdier. Vi har trolig ikke problemer med multikollinearitet i og med at vi bruker paneldata som vanligvis gir større variasjon i data enn rene tidsserie- eller tverrsnittsdata. I motsatt retning trekker at en FE modell benytter kun tidsserievariasjon for hver enhet.

Til slutt har vi forutsetning **(v)** som antas oppfylt. Restleddet må være normalfordelt for at vi kan teste hypoteser om enkeltparametere, for eksempel med en t-test som har observator med sannsynlighetsfordeling $t_{\alpha,k}$, hvor α er signifikansnivå og k er antall frihetsgrader ($N \times T$ minus antall forklaringsvariabler i modellen), og om flere parametere samtidig, f.eks. med en F-test som har en observator med fordeling $f_{\alpha,n,m}$, hvor α er signifikansnivå, mens n og m er antall frihetsgrader (Maddala 1992).

Det har vist seg at ved estimering av dynamisk paneldatamodeller er det mest effektivt å estimere modellen på differensiert form og bruke GMM som instru-

mentvariabelmetode, se Baltagi (1995), men bruke laggede verdier av avhengig variabel på endringsform så vel som på nivåform som instrument (Blundell & Bond 1998). En slik GMM system estimator har totalt sett bedre egenskaper enn den varianten som kun bruker laggede verdier på nivåform som instrument. I denne studien vil vi estimere dynamiske modeller med GMM system estimatoren, dokumentert i Arrelano & Bond (1998). Denne estimatoren produserer både enstegs og en tostegs estimator med robuste kovariansmatriser, i tråd med White (1980). Vi vil her fokusere på enstegs estimatoren fordi tostegs estimatoren kan gi misledende standardavvik, se Arrelano & Bond (1991), Johansen (1996a), Arrelano & Bond (1998), Blundell & Bond 1998).

4 Resultater

Tabell 4.1 presenterer resultater fra estimering hvor avhengig variabel C_{it} er privat konsum utenom betalte skatter i år t for husholdning i . I modellen er husholdningenes disponible inntekt delt opp i fire inntektstyper: FS_{it} (direkte tilskudd til landbruksdriften), PF_{it} (prisavhengig og produksjonsavhengig inntekt fra landbruket), OI_{it} (pensjon og lønns/næringsinntekt fra andre kilder enn landbruket), og NVR_{it} (netto verdiregulering som består av barnetrygd, arv andre overføringer). Inntekten er delt opp i ulike typer fordi det er grunn til å tro at den marginale konsumtilbøyelighet er avhengig av usikkerheten ved disse inntektene. Produksjonsavhengig inntekt (PF) er typisk usikker inntekt som varierer sterkt over tid. Vi vil derfor anta at denne inntektstypen har lavere effekt på konsumet enn direkte subsidier (FS) og inntekter fra andre kilder enn jordbruket (OI). I praksis kan husholdningene ha mulighet til å disponere avskrivninger til rene konsumformål. I modellene er ikke avskrivninger tatt med verken som privat konsum eller som inntekt. Årsaken til dette er at slike modeller har lavere forklaringskraft og totalt sett svakere egenskaper enn de modeller som presenteres her. I så måte skiller studien seg fra Langemeier og Patrick (1990) og Carriker et al. (1993).

Legg merke til at variabelen TR_{it} (betalt skatt, utgifter til kår og netto rentekostnader) ikke er fratrukket de ulike inntektsvariablene, som for eksempel i Carriker et al. (1993) Denne tilnærmingen er gjort fordi det er særdeles komplisert å trekke fra de ulike andelene på hver variabel da mange bruk har verdier nær null eller negative verdier på noen av variablene i enkelte år.

NVR_{it} er en samlev variabel for ulike typer overføringer som kanskje ikke har like sterk binding til husholdningsbudsjettet. Den viktigste grunnen til det er at variabelen er preget av høye overføringer i enkeltår for mange bruk. Disse høye overføringene kommer gjerne i forbindelse med generasjonsskifte på bruket (arv fra foreldre og betaling til søsken ved overtakelse av fast eiendom fra foreldrene). Vi vil derfor anta at tilbøyeligheten til konsum er lavere for NVR enn for de andre

inntektsvariablene. Konsumtilbøyeligheten av NVR bør likevel ikke være like lav som for landbrukshusholdningenes formuesvariable, hvor vi har skilt mellom NRC_{it} (netto realkapital i begynnelsen av periode t for husholdning i) og NFC_{it} (netto finanskapital i begynnelsen av periode t for husholdning i), siden f.eks. barnetrygd er med i NVR .

Videre har vi tatt med 6 variabler, AGE , F , CH , $MAKE$, $AFAM$ og $FBARN$ som beskriver brukerens plassering i livssyklusen og dennes familiesituasjon. Brukerens alder og familiesituasjon antas med andre ord og kunne påvirke konsumet. Ideelt skulle vi hatt data for antall og alder på medlemmene i hver husholdning. AGE_{it} er alder: driftsår minus fødselsår for brukeren i år t for husholdning i , mens $AGE2_{it}$ er alder opphøyd i andre. $AGE2$ er tatt med for å fange opp at konsumet kan øke med brukerens alder fram til en viss alder for deretter å avta.

Variabelen F er en dummyvariabel som tar verdien 1 hvis variablene for familiens arbeidsinnsats tar positive verdier i år t for husholdning i , 0 ellers. AGE og F inneholder all registrert informasjon om familieforhold før 1998 i driftsgranskningene og er en grov tilnærming til hvordan brukerens familiesituasjon påvirker konsumet. Variabelen CH er en dummyvariabel som tar verdien 1 i år t for husholdning i hvis brukeren er født før 1940, 0 ellers. CH antas å fange opp om en kohorteffekt har gjort seg gjeldende fordi individer født før 1939 har høyere spare-rate enn senere fødte individer. En slik sammenheng er påvist i tidligere studier av spare- og konsumatferd (se Magnussen 1997, Browning & Lusardi 1996: 1819).

Variablene $MAKE$, $AFAM$ og $FBARN$ er nyanseringer av F som antas å kunne fange opp hvordan husholdningenes demografiske sammensetning påvirker konsumet på en bedre måte. $MAKE_{it}$ er en dummyvariabel som tar verdien 1 hvis variabelen for ektefellens arbeidsinnsats er positiv og/eller hvis variabelen for registrert ektefelle/partner er positiv i 1998 med tilhørende registrering bakover i tid, 0 ellers. $AFAM_{it}$ er en dummyvariabel som tar verdien 1 hvis variablene for annen familie enn ektefellens/partnerens arbeidsinnsats tar positive verdier i år t for husholdning i eller variablene for registrerte barn er positiv i 1998 med tilhørende registrering bakover i tid, 0 ellers. $FBARN_{it}$ er en dummyvariabel som tar verdien 1 hvis variablene for antall barn angir at dette er en flerbarnsfamilie i 1998 med tilhørende registrering bakover i tid, 0 ellers. I vedlegg 2 finnes resultater fra en modell hvor vi bruker variabel F i stedet for variablene $MAKE$, $AFAM$ og $FBARN$.

Ved estimering av konsumrelasjonen på nivåform har vi antatt, som vanlig er, en lineær funksjonsform.³⁴ På grunn av bruk av laggede variable er tidsperioden forkortet fra maksimum 23 til 22 år. Her har vi antatt at det både er tverrsnittspesifikke effekter (hver husholdning har et eget konstantledd) og tidsspesifikke effekter (hver tidsperiode har et eget konstantledd) i modellen. Videre begrunnelser for valg av estimeringsmetode og modell finnes i Sand (2000).

Hovedresultatene fra Sand (2000) er gjengitt i Tabell A1 i vedlegg. Her begrunnes bl.a. at et forventningsrett estimat for lagget endogen variabel ligger

³⁴ Den gir samme effekt på konsumet av en prosentvis endring i f.eks. inntekter uansett initialt nivå på inntektene. En alternativ tilnærming er å benytte en loglineær funksjonsform som gir konstante konsum-elasticiteter, dvs. at en antatt positiv sammenheng mellom konsum og inntekt vil avta med økende inntektsnivå.

mellom OLS og within-estimatene i dynamiske panelmodeller. Videre viser Sand (2000) at de beste estimeringsresultatene for denne type modeller fås ved å benytte en GMM system estimator som bruker laggede verdier av avhengig variabel på endringsform så vel som på nivåform som instrument (Blundell & Bond 1998). Dette bringer oss til modell (c) i Tabell A1. Sand (2000) viser da et det er noe ustabile estimater over tid og at noen variabler kan forenkles fra modellen, slik at modell (d) i Tabell A1 viser seg å være en gyldig forenkling av den mest generelle modellen som estimeres i Sand (2000). De viktigste forskjellene i den empiriske metoden mellom Sand (2000) og denne studien, er at vi nå benytter ny informasjon om demografiske forhold og at vi har en ett år lengre tidsserie.

I alle modellene synes det å være andre ordens seriekorrelasjon. Andre lagget av endogen variabel er derfor ikke gyldig som instrument for lagget endogen variabel (C_{it-1}). Ved estimering av modellen er laggede variable for alder og det 3–21 lagget av endogen variabel, brukt som instrument for lagget endogen variabel. Bruk av denne instrumentmatrisen skal gi konsistente men trolig ikke effisiente estimater av modellens parametere.

I Tabell 4.1 kolonne (a) presenteres resultater ved bruk av data for hele tidsperioden vi har tilgjengelig (1977–1998), mens vi i kolonne (b) og (c) presenterer de resultater vi får ved bruk av data fra 1989–1998. I kolonne (d) brukes også data fra 1989–1998, men vi har her utelatt tidsdummyer for å teste for betydningen av makrovariable som realrente etc.

De viktigste grunnene til at vi velger å presentere resultater for to såpass ulike tidsperioder, er testing av stabilitet over tid. Landbruksinntektenes økning på slutten av 1970-tallet og norsk økonomisk ustabilitet på 1980-tallet, kan ha bidratt til ustabilitet som ikke fanges opp i modell (a). Vi har estimert modellen med en rekke andre tidsperioder og har funnet at estimatene er veldig stabile over tid. Når en sammenligner med resultatene i Sand (2000), som gjengitt i appendiks, synes denne stabiliteten å skyldes inkludering av variablene *MAKE* og *FBARN* som ikke har vært tilgjengelig i tidligere studier. Stabiliteten er spesielt stor for inntektsvariablene, mens det er noen små endringer over tid for de demografiske variablene. Dette er som forventet siden informasjonen om demografiske forhold (partner og antall barn) er mer usikker for perioder lengre tilbake i tid.

Verken betalt skatt, netto rentekostnader (*TR*) eller finans- (*NFC*) og realkapital (*NRC*) har signifikant effekt på konsumet. Når det gjelder de demografiske variablene, ser vi at *CH* ikke har signifikant effekt på konsumet. En Wald-test for simultan signifikans for variablene *TR*, *NRC*, *NFC* og *CH* viser at disse variablene kan forenkles fra modellen ($W=1,91$ med fire frihetsgrader gir $p=0,753$). Vi presenterer derfor også resultater fra estimering av en modell (c) hvor disse fire variablene er utelatt. Estimaten på de gjenværende variablene endrer seg lite ved å gjøre en slik forenkling. Det kan vises at den samme forenklingen er gyldig og at resultatene for øvrige variabler ikke endres nevneverdig av å gjøre en slik forenkling når vi estimerer for perioden 1977–1998.

Tabell 4.1 En dynamisk konsummodell¹⁾

	(a) 1977–1998	(b) 1989–1998	(c) 1989–1998	(d) 1989–1998 ²⁾
$C_{i,t-1}$	0,292 (3,54)	0,282 (2,36)	0,284 (2,54)	0,305 (2,89)
FS_{it}	0,198 (6,30)	0,208 (5,04)	0,205 (4,95)	0,211 (5,37)
PF_{it}	0,132 (9,74)	0,137 (6,52)	0,134 (5,94)	0,128 (6,08)
OI_{it}	0,235 (11,03)	0,237 (8,79)	0,230 (7,68)	0,228 (7,97)
TR_{it}	0,013 (0,44)	-0,035 (0,74)		
NVR_{it}	0,025 (1,54)	0,038 (1,83)	0,040 (1,87)	0,038 (1,79)
NRC_{it}	0,002 (0,81)	0,000 (0,03)		
NFC_{it}	0,0002 (0,07)	-0,0002 (0,67)		
AGE_{it}	4725,5 (4,42)	7367,2 (4,47)	7627,7 (4,34)	7470,4 (4,37)
$AGE2_{it}$	-48,1 (4,41)	-74,3 (4,22)	-79,9 (4,22)	-78,3 (4,31)
CH_{it}	-9909,2 (1,83)	-7497,1 (0,99)		
$MAKE_{it}$	26809,7 (4,97)	36421,9 (4,16)	35581,2 (3,95)	34769,9 (3,91)
$AFAM_{it}$	13726,8 (4,63)	14752,4 (2,86)	15116,5 (2,98)	14336,7 (2,91)
$FBARN_{it}$	9200,1 (4,63)	14575,9 (2,52)	14253,0 (2,57)	14639,0 (2,68)
IND_{it}				1446,4 (3,59)
m_2 ³⁾	0,01	0,03	0,03	0,02
S ³⁾	0,36	0,49	0,50	0,55

1) Absolutte t-verdier i parentes under parameterestimaterne

2) I denne modellen har vi utelatt tidsdummyer og innført en lineær trend, trendvariabelen opphøyd i andre, samt gjennomsnittlig realrente og industrilønn.

3) S er Sarganstesten for overidentifiserte restriksjoner (se kap. 3.3), og m_2 er Arrelano & Bonds test for andre ordens seriekorrelasjon. For disse testene rapporteres kun p-verdier.

Kilde: Forfatterens beregninger og driftsgranskingene ved NILF (1999).

I Tabell 4.1 kolonne (a)–(c) ser vi at ikke-jordbruksrelatert inntekt (OI) og direkte tilskudd (FS) synes å ha høyere effekt på konsumet enn produksjonsavhengig

jordbruksinntekt (PF).³⁵ Den endring vi har sett i sammensetning av disponibel inntekt, vil derfor medføre at modellen predikerer at konsumet vil øke og sparingen falle. NVR (overføringer) har meget lav effekt på konsumet i tråd med våre forventninger. Dette tyder trolig på at verdiene på NVR -variabelen kan være preget av uteliggerproblemer fordi enkelte bruk får store overføringer i enkeltår og disse midlene kommer ikke automatisk inn i husholdsbudsjettet. Vi har prøvd å korrigere for uteligger-problemet, men det synes som om estimatene for NVR blir omtrent de samme som i modellene over likevel. Effekten av alder er signifikant positiv i både lineær og kvadratisk form. Effekten av alder indikerer partielt sett at husholdningene øker sitt konsum fram til brukeren er nesten 50 år, mens konsumet reduseres deretter. Estimater for $MAKE$, $AFAM$ og $BARN$ tyder på at forbruket er større for flerpersonhusholdninger enn for enpersonhusholdninger.

Verken estimater for tverrsnittspesifikke eller tidsspesifikke effekter er rapportert, men det kan vises at disse er samlet sett sterkt signifikante. Det kan vises at tidsdummyene i modell (a) har økende betydning for konsumet over tid med stort sett ikke-signifikante verdier i intervallet 2500–11500 i perioden 1978–1984 og gradvis økende effekt og signifikans fra 1985 (13900) til 1997–1998 (rundt kr 40000). Vi har forsøkt å modellere dette med å utelate tidsdummyer og innføre en lineær trend, trendvariabelen opphøyd i andre, samt gjennomsnittlig realrente og industrilønn i modell (d). Forklaringskraften i modellen blir svekket ved en slik tilnærming, slik at det må understrekes at dette ikke innebærer en gyldig forenkling av modell (a). Det er heller snakk en annen type modell. En Wald-test viser at en kan forenkle bort TR , NRC , NFC og CH samt makrovariabelen og en lineær trendvariabel (p -verdi=0,37) fra en mer generell utgave av modell (d). Dette betyr at verken realrente eller en lineær trend fanger opp noe vesentlig av endringen i konsum i perioden. Utviklingen i industrilønn har derimot sterk signifikant forklaringskraft. Vi ser at parameterestimater for øvrige variable blir noe annerledes i modell (d) enn i (c). Det kan vises at dette skyldes inkludering av industrilønn i modellen og ikke utelatelse av tidsdummyene. Årsaken til denne virkningen av industrilønn er trolig at industrilønn i en periode er korrelert med spesielt inntekter utenfor landbruket. Denne korrelasjonen er trolig mindre hvis vi i stedet bruker førstelagget av industrilønn. Det kan vises at ved bruk av en slik tilnærming blir øvrige parameterestimater omtrent helt like med de vi får i modell (c), mens effekten av industrilønn styrkes noe (parameterestimat 1871,9 og t -verdi 3,90). På denne bakgrunn kan en si at landbrukshusholdningene synes å øke konsumet når husholdninger flest får økt lønn og økt mulighet til konsum.

De rapporterte resultatene i Tabell 4.1 kan være misledende fordi landbrukshusholdningenes beslutninger om konsum og investering foretas simultant (Phimister 1995a). I vedlegg (Tabell A1) vises resultater fra estimering av en modell hvor nettopp dette testes. Resultatene tyder på at disponibel inntekt i periode t har betydning for konsumveksten mellom periode t og $t+1$, slik at hypotesen om at landbrukshusholdningene fastsetter konsum ut fra rasjonelle forventninger om framtidig inntekt og har tilgang på et perfekt kredittmarked, må forkastes.

³⁵ Dette kan underbygges med statistiske tester.

5 Diskusjon og konklusjon

Sparingen i landbrukshusholdningene har falt sterkt i de siste 20 årene. Vi har lansert og i noen grad utdypet en rekke forklaringer på denne endringen. Dette gjelder først og fremst hypotesene om forsiktighetsmotivert sparing (reduisert usikkerhet og variasjon i inntektene fører til en nedgang i sparing), relativ inntekt (landbrukshusholdninger vektlegger å ha samme konsumutvikling som andre husholdninger), forbedringsmotiv (landbrukshusholdninger vektlegger å ha et økende konsum over tid), redusert altruisme (reduisert vilje til overføring av kapital til neste generasjon), større tilgang på lån i kredittmarkedet og fallende lønnsomhet av realinvesteringer i landbruket. De to siste forklaringene gjør at konsumet kan fastsettes mer uavhengig av realinvesteringer slik at f.eks. nødvendige påkostninger og vedlikehold ikke fortrenger privat forbruk.

I denne studien har vi lagt vekt på hvordan vi kan teste relevansen til noen av disse forklaringene ved å estimere en dynamisk konsummodell.³⁶ Estimering av en slik dynamisk konsummodell stiller strenge krav til de metodiske verktøy som brukes. Resultatene tyder på at Arrelano og Bonds (1998) GMM system estimator bør brukes ved estimering av dynamiske panelmodeller av den type vi har diskutert i denne studien. Forventningsskjevhet og undervurdering av usikkerhet er alt for utpreget ved bruk av vanlige estimeringsmetoder som vanlig lineær regresjon (ordinary least square) og within-/FE-estimatoren.

Et utgangspunkt for studien var at landbrukshusholdningene har høyere sparing og lavere konsumtilbøyelighet enn andre husholdninger. Våre resultater tyder på at

³⁶ Det er vanlig å estimere modeller for konsum i stedet for sparing siden sparing varierer mer over tid enn konsum, fordi husholdningenes preferanser over jevn og eventuelt stigende konsum betyr at sparing blir en residual som blir igjen når husholdningen har fastlagt sitt konsum for en gitt inntekt.

dette er riktig også i Norge når vi sammenligner landbrukshusholdninger med alle andre husholdninger, men at forskjellene er minsket de siste 20 årene. En forklaring på denne endring i spareatferd er sammensetning av disponible inntekter og mindre usikkerhet om framtidige inntekter. Landbrukshusholdningene har endret sammensetning av sine inntekter til å bestå av en stadig større del inntekter fra andre – potensielt mer sikre – kilder enn landbruksproduksjonen. Pris- og produksjonsavhengig landbruksinntekt varierer mer og har betydelig lavere MPC enn andre typer nærings- og lønnsinntekt og direkte tilskudd til landbruksdriften. Videre har det vært sterk konsumvekst i landbrukshusholdningene som har falt sammen med en sterk nedgang i pris- og produksjonsavhengig landbruksinntekt sin andel av disponibel inntekt.

Disse resultatene indikerer at den gjennomsnittlige MPC har økt i landbrukshusholdningene. En kan tolke dette som at landbrukshusholdningene øker sitt konsum fordi inntektene har blitt mindre usikre, jf. Friedman (1957) og Carriker et al. (1993). Denne økningen i konsumet kan vi tolke som et resultat av redusert behov for forsiktighetsmotivert sparing siden landbrukshusholdningene får en inntekt som varierer mindre over tid.

Et annet bidrag til redusert forsiktighetsmotivert sparing kan være utbyggingen av et offentlig trygde- og velferdssystem. Denne forklaringen er ikke blitt testet eksplisitt i denne studien, men det er grunn til å tro at en slik generell velferdsutbygging vil påvirke konsumtilbøyeligheten til alle inntektstyper for landbrukshusholdningene. Vi finner imidlertid at de ulike konsumtilbøyelighetene er stabile over tid.

En annen forklaring vi testet ved å estimere konsummodellen, var hypotesen om relativ inntekt. Den sterke betydningen av industrilønn mens lineær trend kan forenkles bort fra modellen, tyder på at landbrukshusholdninger vektlegger å ha samme konsumutvikling som andre husholdninger. Den svake inntektsutviklingen i den aktuelle perioden vil derfor bety mindre sparing og mer konsum som andel av disponibel inntekt. Dette kan oppfattes som en støtte til hypotesen om relativ inntekt.

En forklaring som kan oppfattes som supplerende eller som et alternativ til hypotesen om relativ inntekt, er forbedringsmotivet. Hvis landbrukshusholdningene ønsker et jevnt stigende konsum som andre husholdninger, er det fornuftig å spare i år med høy inntekt og bruke av dette i år med lavere inntekt. Resultatene viser at landbrukshusholdningene i stor grad benyttet en god del av inntektsøkningen på slutten av 1970-tallet til å investere i realkapital som kunne øke produktiviteten og levedyktigheten til landbruksvirksomheten på gården. Dette har gitt muligheter til å opprettholde og øke konsumet i senere år, selv om inntektene ikke har økt slik som i de fleste andre typer husholdninger. Landbrukshusholdningenes sparing i perioder med høye inntekter og senere jevne økning i konsum kan derfor også oppfattes som en støtte til hypotesen om forbedringsmotiv.

En forklaring på redusert sparing var redusert lønnsomhet i landbruket og et bedre fungerende kredittmarked. Dette har betydning bl.a. fordi intern sparing som kilde til finansiering av realinvesteringer kan ha blitt mindre viktig over tid. Vi har testet konsummodellene på ulike vis for ustabilitet over tid uten å kunne finne

signifikante effekter av dette. Vi fant imidlertid at vi kunne forkaste en hypotese om at landbrukshusholdningene fastsetter konsum ut fra rasjonelle forventninger med tilgang på et perfekt kredittmarked.

Samlet betyr dette at kredittmarkedets funksjonsmåte ikke har endret seg vesentlig over tid for landbrukshusholdningene beslutninger om privat konsum, men det betyr også at vi ikke kan avvise at beslutninger om realinvesteringer og konsum påvirker hverandre simultant. Siden realinvesteringer varierer sterkt over tid og parameterestimaterne er veldig stabile over tid i vår modell, er det imidlertid tvilsomt om en slik effekt har vesentlig betydning for estimering av en dynamisk konsummodell. Samlet tyder dette på at endringene i kredittmarkedet har hatt liten betydning for landbrukshusholdningenes konsum- og spareatferd. Den empiriske testen av dette er imidlertid svak siden endringen i kredittmarkedet faller sammen med sterkt fallende lønnsomhet av å investere i landbruket med påfølgende reduksjon i det forretningsmessige lånebehovet. Disse effektene er generelt vanskelig å holde fra hverandre.

De øvrige faktorene som den empiriske modellen kan fange opp, ser ikke ut til å forklare endringer i sparing i landbrukshusholdningene. Dette gjelder både finans- og realkapital samt demografiske variable/faktorer.

Finans- og realkapital synes også å kunne forenkles bort fra konsummodellen. Dette er kanskje noe overraskende. Med henblikk på å utjevne konsum, kan det være mest fornuftig å spare i finanskapital. Et ønske om høyere produktivitet og et progressivt skattesystem sammen med at landbruksinntekter kan variere sterkt med variasjon i priser og avling, trekker imidlertid i retning av at det er mer gunstig å spare i realkapital. Investering i realkapital og innkjøp som kan utgiftsføres direkte, vil derfor øke i år med høy inntekt for husholdningen. I år med lavere inntekter må derfor husholdningene redusere slike innkjøp for å holde konsumet noenlunde jevnt. Dette betyr at investeringer varierer sterkt over tid for hver husholdning og at kapital som kontinuerlig variabel kan ha liten effekt på konsumet i vår modell. En annen forklaring på at vi ikke finner signifikant effekt av kapitalvariablene, er at landbrukshusholdningene sjelden bruker formue til privat konsum. De løpende inntektene har foreløpig vært store nok til at de i gjennomsnitt har unngått å tære på formuen for å opprettholde konsumveksten.

De fleste av de demografiske variablene har signifikant effekt på konsumet, men vi kan ikke konkludere med at disse faktorene har medført endringer i nivået på sparing og konsum over tid. Resultatene viser at en eventuell kohorteffekt, ved at brukere født før 1939 ser ut til å ha høyere sparerate enn senere fødte individer, er meget svak og ikke signifikant. Legg merke til den forskjell det i resultater mellom within-estimatoren (se Tabell A2 i vedlegg) og GMM-estimatoren.

Resultatene for aldersvariablene indikerer at brukerne øker konsumet med alder fram til de i gjennomsnitt er 47,7 år, deretter avtar konsumet med alder. Det kan f.eks. vises at konsumet øker med kr 2800 fra brukeren er 30 til denne er 31 år, mens økningen halveres når brukeren er 40 år. Effektene av å ha ektefelle/partner (*MAKE*), et barn eller annen familie (*AFAM*) og/eller flere barn (*FBARN*) indikerer, sammen med effektene av alder, at konsumet varierer sterkt etter hvilken fase i livet brukeren er.

Med unntak av brukerens alder, er de øvrige demografiske variablene såpass usikre over tid at vi ikke kan konkludere om det har vært spesielle endringer over tid her. I datamaterialet er brukernes gjennomsnittsalder gått opp med nesten tre år fra 1976 (45,8 år) til 1998 (48,7 år). Det kan vises at gårdbrukere når inntektstoppen i omtrent samme periode som de når konsumtoppen (47,7 år). Siden alle disse tallene ikke ligger langt fra hverandre, kan vi ikke tolke det slik at alder har noe påviselig effekt på endringer i konsumet i landbrukshusholdningene.

Samlet kan vi konkludere med at vi ikke fant støtte for at lavere sparing i landbrukshusholdningene skyldes endringer i demografiske forhold, endringer i lønnsomheten i landbruket eller endringer i kredittmarkedet. Testene av disse forholdene er imidlertid svake. Det vi fant, var støtte for at redusert sparing kan ha sin grunner i redusert behov for forsiktighetsmotivert sparing, det at landbrukshusholdninger vektlegger å ha samme konsumutvikling som andre husholdninger (relativ inntekt hypotesen), og/eller at landbrukshusholdningenes foretrekker å ha en jevn økning i konsumet.

Et forhold som gjenstår å teste, er om redusert arv/altruisme, ved at det har blitt av mindre betydning å overlate en drivverdig gård til sine etterkommere, har hatt spesiell betydning for landbrukshusholdningenes sparing. En eventuell slik effekt kan f.eks. ha oppstått fordi brukere trolig vil investere lite i en gård som de betrakter som å ha svært liten sannsynlighet for å overleve som et selvstendig og økonomiske bærekraftig gårdsbruk i framtiden.

Referanser

- Abel, A.B. 1990. Consumption and Investment. I: *Handbook of Monetary Economics*. ed. by Friedman, M.B. & F.H. Hahn. Elsevier Science Publishers.
- Andersen, F.G. 1999. *Juridiske forhold vedrørende generasjonskifte i landbruket*. Notat 1999:14. Norsk institutt for landbruksøkonomisk forskning.
- Ando A. og F. Modigliani. 1963. The Life-Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests. *American Economic Review*, March 1963.
- Arrelano, M. & S. Bond. 1988. *Dynamic panel data estimation using DPD – a guide for users*. Working paper 88/15, Institute for Fiscal Studies, London.
- Arrelano, M. & S. Bond. 1991. Some test of specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an application to Employment Equations. In *Review of Economic Studies* 58:277–97.
- Arrelano, M. & S. Bond. 1998. *D.P.D.* Working paper, February 1998.
- Attanasio, O. 1997. Consumption and Saving Behavior: modelling recent trends. *Fiscal Studies*. 18 (1, February):23–48.
- Baltagi, B.H. 1995. *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons.
- Benjamin, C. & E. Phimister. 1997. Transaction costs, farm finance and investment. *European Review of Agricultural Economics* 24:453.466.
- Blundell, R. & S. Bond. 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics* 87:115–143.
- Branson, W.H. 1989. *Macroeconomic theory and policy*. Third edition. Harper & Row Publishers, New York.
- Brodin, P.A. & R. Nymoen. 1992. Wealth Effects and Exogeneity: the Norwegian consumption function 1966(1)–1989(4). *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54 (3):421–454.
- Browning, M. & A. Lusardi. 1996. Household Saving: Micro Theories and Micro Facts. *Journal of Economic Literature*. XXXIV (December):1797–1855.
- Carriker, G.L, M.R. Langemeier, T.C. Schroeder & A.M. Featherstone. 1993. Propensity to Consume Farm Family Disposable Income from Separate Sources. *American Journal of Agricultural Economics*. 75 (August):739–744.
- Chayanov, A. V. 1966. *The theory of peasant economy* / edited by Daniel Thorner, Basile Kerblay, R. E. F. Smith. Homewood, Ill. Published for The American Economic Association by Richard D. Irwin, 1966.
- Chen, K.Z., K.D. Meilke & C. Turvey. 1999. Income risk and farm consumption behaviour. *Agricultural Economics* 20:173–183.
- Delforce J.C. 1994. Separability in farm-household economics: an experiment with linear programming. *Agricultural Economics* 10 (2):165–177.
- Friedman, M. 1957. *A theory of the Consumption function*. Princeton University Press.
- Gustavsen G.W. & R. Sand 1999. *The marginal propensity to consume: an application to Norwegian farm households*. Notat 1999:17. Norsk institutt for landbruksøkonomisk forskning.

- Hall, R.E. 1978. Stochastic Implications of the Life-Cycle-Permanent Income of Hypothesis: theory and evidence. *Journal of Political Economy* 86 (6)
- Hatzinikolaou, D. 1997. Does government growth reduce precautionary saving?. *Applied Economics*. 29:419–423.
- Hegrenes, A. 1993. Sparing i norske landbrukshushald. *Landbruksøkonomisk forum*. (2):67–77.
- Holtz-Eakin, D., H.S. Rosen & S. Tilly. 1994. Intertemporal Analysis of State and Local Government Spending: Theory and Tests. *Journal of Urban Economics*. 35:159–174.
- Hsiao, C. 1991. *Analysis of panel data*. Cambridge University Press.
- Hubbard, R.G., J. Skinner & S.P. Zeldes. 1995. Precautionary Saving and Social Insurance. *Journal of Political Economy*. 103 (2):361–399.
- Johansen, K. 1996a. *Insider forces, asymmetries, and outsider ineffectiveness: Empirical evidence for Norwegian Industries 1966–1987*. Reprint series no. 57, at Institutt for sosialøkonomi, Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet.
- Johansen, K. 1996b. *Relevansen av nyere tidsserieøkonometri for analyse av paneldata*. Notat ved Institutt for sosialøkonomi, Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet.
- Kiviet, J.F. 1995. On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics* 68 (1):53–78.
- Keynes, J.M. 1936. *The general theory of employment, interest and money*. MacMillan. London.
- Kotlikoff, L.J. 1989. *What determines Savings?* The MIT Press.
- Langemeier M.R. & G.F. Patrick. 1990. Farmers' Marginal Propensity to Consume: An Application to Illinois Grain Farms. *American Journal of Agricultural Economics*. 72 (May):309–316.
- Langemeier M.R. & G.F. Patrick. 1993. Farm Consumption and Liquidity Constraints. *American Journal of Agricultural Economics*. 75 (May):479–484.
- Lopez, R.E. 1986. Structural Models of the Farm Household That Allow for Interdependent Utility and Profit-Maximisation Decisions. I: Singh, I., L. Squire & J. Strauss (eds.): *Agricultural Household Models: Extensions, Applications, and Policy*. The World Bank. The Johns Hopkins University Press.
- Løyland, K. & V. Ringstad. 1999. *The gains and structural effects of exploiting scale-economies in specialized grain production in Norway*. Working paper, Telemark research institute, Norway.
- Maddala, G.S. 1987. *Econometrics*. McGraw-Hill Book Company.
- Maddala, G.S. 1992. *Introduction to Econometrics*, 2. ed., MacMillan, New York.
- Magnussen, K.A. 1997. Konsumatferd, Kredittrasjonering og Forsiktighetsmotivert Sparing: En analyse på norske makrodata 1984–1994. *Norsk Økonomisk Tidsskrift*. 111 (1):1–33.
- Miles, D. 1997. A Household Level Study of the Determinants of Incomes and Consumption. *The Economic Journal*. 107 (January):1–25.
- Mishra, A.K. & B.K. Goodwin. 1997. Farm Income Variability and the Supply of Off-Farm Labor. *American Journal of Agricultural Economics*. 79 August : 880–887.

- Mullen, J.D., L.P. O'Mara, R.A. Powell & B.F. Reece. 1988. The Consumption Behaviour of Farmers: a review of the evidence. *Review of Marketing and Agricultural Economics*. 56 (2, August):179–193.
- Nickell, S. 1981. Biases in Dynamic Models with fixed effects. *Econometrica* 49: 1417–26.
- NILF. 1999. *Driftsgranskinger i jord- og skogbruk 1998*. Norsk institutt for landbruksøkonomisk forskning (NILF). Årlig publikasjon.
- Phimister, E. 1993. *Savings and Investment in Farm Households: Analysis Using Life Cycle*. Aldershot: Avebury.
- Phimister, E. 1995a. Farm Household Production in the Presence of Restrictions on Debt: Theory and Policy Implications. *Journal of Agricultural Economics*. 46 (3):371–380.
- Phimister, E. 1995b. Farm Consumption Behaviour in the Presence of Uncertainty and Restrictions on Credit. *American Journal of Agricultural Economics*. 77 (November):952–959.
- Sand, R. 1999a. *Programpakken SAS, panelmetoder og driftsgranskingsdata: Analyser i SAS av paneldata fra driftsgranskningene med en dynamisk modell for konsumtilpasning som eksempel*. Notat 1999:2. Norsk institutt for landbruksøkonomisk forskning.
- Sand, R. 1999b. *The marginal propensities to consume and implications for saving: an application to Norwegian farm households*. Notat 1999:12. Norsk institutt for landbruksøkonomisk forskning.
- Sand, R. 1999c. «Propensity to consume household income from separate sources and implications for saving: an application to Norwegian farm households.» Paper presentert ved «the 48th International Atlantic Economic Conference» i Montreal, Canada, 07–10.10.99.
- Sand, R. 2000. *The propensity to consume income from different sources and implications for saving: an application to Norwegian farm households*. Artikkel sendt inn til: *Journal of Agricultural Economics*.
- Singh, I., L. Squire & J. Strauss (eds.). 1986. *Agricultural Household Models: Extensions, Applications and Policy*. The World Bank. The Johns Hopkins University Press.
- Steigum, E. 1990. Privat sparing i samfunnsøkonomisk belysning. I: *Spareutredningen*. Sparebankforeningen.
- SSB (Statistisk sentralbyrå). 1986. *Nasjonalregnskap 1975–1985*. Statistisk sentralbyrå Oslo–Kongsvinger.
- SSB (Statistisk sentralbyrå). 1997. *Nasjonalregnskapstall 1978–1996. Økonomiske Analyser*. 16 (4): 26–30.
- SSB (Statistisk sentralbyrå). 1998. *Statistisk årbok*.
- Stokey N.L. & R.L. Lucas, Jr. 1989. *Recursive Methods in Economic Dynamics*. Harvard University Press. Cambridge, Massachusetts, and London, England.
- Strauss, J. 1986. The Theory and Comparative Statics of Agricultural Household Models: A General Approach. I: Singh, I., L. Squire & J. Strauss (eds.): *Agricultural Household Models: Extensions, Applications and Policy*. The World Bank. The John Hopkins University Press.
- Westeren K.I. 1988. *Syssettingsmessige effekter av landbruksproduksjonen i Namdalen*. NTF-rapport 1988:8, Nord-Trøndelagsforskning, Steinkjer.

- White, H. 1980. A heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix estimator and a Direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48:817–838.
- Zeldes, S.P. 1989. Consumption and Liquidity Constraints. *Journal of Political Economy*. 97 (2):304–346.

Vedlegg

Vedlegg 1

Empiriske variabeldefinisjoner er:

- LC_{it} er logaritmen til privat konsum utenom betalte skatter i år t for husholdning i .
- EXP_{it} er brukerens erfaring som gårdbruker i antall år siden overtakelsen i år t for husholdning i .
- $LNHS_{it}$ er logaritmen til en variabel som fanger opp størrelse og sammensetning av husholdningen i år t for husholdning i . Denne variabelen har verdien 1 hvis det kun er brukeren i familien, verdien 2 hvis det kun er bruker og partner eller bruker og ett barn, verdien 2,5 hvis det er kun bruker, partner og ett barn, verdien 2,75 hvis det kun er bruker, partner og to barn, og verdien 3 hvis bruker, partner og tre eller flere barn. Hvis bruker ikke har partner men har barn reduseres de ovenstående med 1. Tilnærmingen er lagt tett opp til nyere forbruksforskning som sier at den største forskjellen er mellom familier med og uten barn. Vi lar derfor hver voksen telle som en forbruksenhet mens første barn teller en halv forbruksenhet mens ytterligere flere barn teller en kvart forbruksenhet hver.
- $NDI_{i,t-1}$ er netto disponibel inntekt i år $t-1$ for husholdning i .
- $NVR_{i,t-1}$ er netto verdiregulering i år $t-1$ for husholdning i .
- $NW_{i,t-1}$ er netto formue i begynnelsen av år $t-1$ for husholdning i .
- $LD_{i,t-1}$ er langsiktig gjeld i begynnelsen av år $t-1$ for husholdning i .
- $SDI_{i,t-1}$ er kortsiktig gjeld i begynnelsen av år $t-1$ for husholdning i .
- $FC_{i,t-1}$ er finanskapital i begynnelsen av år $t-1$ for husholdning i .
- $GP_{i,t-1}$ er total gjeld delt på total realkapital i begynnelsen av år $t-1$ for husholdning i .
- $OLT_{i,t-1}$ er eid dyrket mark delt på det totale landarealet som gårdsbruket benytter i år $t-1$ for husholdning i .

I likhet med i Phimister (1995a) er det brukt en vanlig within-estimator ved estimeringen. I alt har vi estimert fire ulike modeller. I den første av disse har vi estimert modellen for et paneldatasett av 111 husholdninger hvor det ikke har vært generasjonsskifte i den 22 år lange perioden fra 1977–1998. I denne modellen har kun netto disponibel inntekt signifikant og forventet effekt på konsumveksten.³⁷ Demografiske forhold har ikke signifikant betydning i denne modellen. En sterkt

³⁷ Ulike inntektsvariable forventes å ha negativ effekt på konsumveksten fordi økt inntekt kan minske betydningen av kredittrestriksjoner for husholdningen. Noe av den økte inntekten i en periode vil brukes til å øke konsumet i denne perioden. Dette medfører at den forventede konsumveksten blir lavere framover i tid.

medvirkende årsak til dette kan være at data for denne variabelen ikke fins for gårdsbruk hvor det har vært et generasjonsskifte i perioden 1977–1998.

Tabell A1 Estimeringsresultater for ligning (23)¹⁾

	Estimeringsperiode 22 år (1977–1998)				Estimeringsperiode 11 år (1989–1998)			
	(a)		(b)		(c)		(d)	
	111 husholdninger		246 husholdninger		175 husholdninger		246 husholdninger	
Intercept	0,085834	(0,61)	-0,053	(0,45)	0,319295	(0,64)	0,255046	(0,56)
EXP _{it}	0,037818	(0,73)	0,094516	(2,51)	-0,017860	(0,46)	-0,008380	(0,24)
LNHS _{it}	0,136444	(1,46)	0,267721	(5,95)	0,499018	(4,64)	0,445794	(7,22)
NDI _{i,t-1}	-2,57E-07	(2,89)	-2,69E-07	(4,28)	-3,64E-07	(3,65)	-3,28E-07	(3,89)
NVR _{i,t-1}	8,216E-08	(0,78)	-2,2E-08	(0,35)	-1,08E-07	(0,99)	-1,69E-07	(2,27)
NW _{i,t-1}	-1,89E-08	(0,41)	-3,61E-09	(0,13)	-9,56E-09	(0,16)	-2,31E-08	(0,55)
LD _{i,t-1}	4,679E-08	(0,89)	3,254E-08	(0,98)	6,146E-09	(0,08)	2,585E-08	(0,47)
SD _{i,t-1}	4,507E-09	(0,07)	-1,31E-08	(0,33)	-3,56E-08	(0,38)	-2,76E-08	(0,49)
FC _{i,t-1}	-2,42E-08	(0,39)	-7,44E-09	(0,19)	-9,07E-10	(0,01)	1,482E-08	(0,26)
GP _{i,t-1}	-0,068190	(0,61)	0,004246	(0,06)	0,074374	(0,44)	-0,044440	(0,34)
OLT _{i,t-1}	0,037323	(0,47)	0,065830	(1,11)	0,100493	(1,00)	0,106799	(1,17)

1) Absolutte t-verdier i parentes ved siden av parameterestimaterne.

Kilde: forfatterens beregninger og driftsgranskingene ved NILF (1999).

I den andre modellen tar vi også med de husholdningene hvor det har vært generasjonsskifte i perioden. I tillegg til disponibel inntekt, har også gårdbrukerens erfaring og demografiske forhold signifikant betydning i denne modellen. Demografiske forhold er her signifikant og med omtrent samme effekt på konsumveksten som i Phimister (1995a).

I den tredje og fjerde modellen har vi kortet ned estimeringsperioden til 11 år. I den tredje modellen er det nå 175 husholdninger/gårdsbruk som ikke har opplevd generasjonsskifte i den aktuelle perioden. Gjennomgående finner vi meget like effekter i disse to modellene. Unntaket er netto verdiregulering som har signifikant betydning i modell fire. Dette kan forklares med at husholdninger som har opplevd generasjonsskifte, som jo er med i modell fire men ikke i modell tre, får arv og/eller har kostnader ved overdragelse av gården. Dette medfører store svingninger i netto verdiregulering for husholdninger som har opplevd generasjonsskifte. Dette tyder på at husholdninger som nylig har overtatt gårdsbruk ikke kan tilpasse sitt konsum så fritt over tid som andre landbrukshusholdninger kan.

Demografiske forhold er signifikant og har større effekt på konsumveksten i modell tre og fire enn i modell to. Dette kan forklares med at den aktuelle demografiske variabelen har bedre egenskaper for en nærliggende tidsperiode enn en fjerntliggende. Dette var hva vi kunne forvente ut fra at de demografiske data kun er registrert for det siste driftsåret og at disse opplysningene er blitt brukt til å lage demografiske variabler for år bakover i tid. I de tilfeller det har vært spesielle endringer i familiestørrelsen, for eksempel pga. skilsmisser, partnerbytte osv., vil derfor dette svekke denne variabelens egenskaper bakover i tid.

Vedlegg 2

Tabell A2 Resultater fra OLS, within og GMM system estimator¹⁾

	(a)	(b)	(c)	(d)
	OLS	Within	GMM-SYS	GMM-SYS
$C_{i,t-1}$	0,397 (18,28)	0,201 (10,79)	0,304 (3,63)	0,289 (3,41)
FS_{it}	0,208 (7,76)	0,194 (5,25)	0,199 (6,06)	0,198 (6,00)
PF_{it}	0,160 (14,02)	0,121 (9,23)	0,136 (9,88)	0,136 (9,84)
Ol_{it}	0,233 (13,70)	0,243 (11,05)	0,237 (10,37)	0,241 (9,62)
TR_{it}	0,006 (0,30)	-0,053 (-2,29)	0,014 (0,50)	
NVR_{it}	0,034 (1,98)	0,029 (1,82)	0,018 (1,10)	0,018 (1,12)
NW_{it}	-0,004 (1,78)	0,014 (4,15)	0,004 (1,88)	
NRC_{it}				0,007 (2,88)
NFC_{it}				0,011 (2,41)
AGE_{it}	3635,9 (4,61)	8012,2 (6,36)	4780,8 (4,27)	5150,8 (4,36)
$AGE2_{it}$	(42,1 (5,17)	-73,9 (6,54)	-53,9 (4,62)	-59,7 (4,73)
CH_{it}	-4984,6 (1,16)	-50330,5 (2,56)	-7702,3 (1,39)	
F_{it}	21933,6 (6,22)	16313,2 (3,63)	22951,9 (4,65)	24277,5 (4,84)
$D_1 * NRC_{it}$				-0,010 (3,72)
m_2 ²⁾	0,000	0,000	0,005	0,007
S (Sargan)			(0,446)	(0,457)

1) Absolutte t-verdier i parentes under parameterestimaterne.

2) S er Sarganstesten for overidentifiserte restriksjoner (se kap. 3.3), og m_2 er Arrelano & Bonds test for andre ordens seriekorrelasjon. For disse testene rapporteres kun p-verdier.

Kilde: Sand (2000).

Vedlegg 3

$$(V24) \quad PV_t = \text{Max } E_t \left\{ \sum_{s=0}^{T-t} \beta^s U(C_{t+s}, Z_{t+s}) \right\}$$

$$(V25) \quad d_{t+s+1} = (1+r_{t+s})d_{t+s} - OI_{t+s} - P_{t+s}Y_{t+s} + q_{t+s}I_{t+s} + C_{t+s}, \quad s=0, \dots, T-t$$

$$(V26) \quad Y_{t+s} = f(K_{t+s}, \Pi_{t+s}), \quad s=0, \dots, T-t$$

$$(V27) \quad K_{t+s+1} = (1-\delta)K_{t+s} + I_{t+s}, \quad s=0, \dots, T-t$$

$$(V28) \quad \alpha d_{t+s} \leq q_t^s K_{t+s}, \quad s=0, \dots, T-t$$

$$(V29) \quad d_{t+1} \leq 0, \quad s=0, \dots, T-t$$

$$(V30) \quad d_t, K_t \text{ er gitt}$$

$$(V31) \quad P_t = \rho P_{t-1} + \varepsilon_t,$$

$$(V32) \quad r_t = \phi r_{t-1} + \eta_t,$$

$$(V33) \quad Z_t = P_t Y_t - (1+r_t)d_t, \text{ eller } d_t = (P_t Y_t - Z_t) / (1+r_t),$$

hvor Z_t her ikke må forveksles med Z som en demografisk variabel i nyttefunksjonen.

$$\begin{aligned} (P_{t+1}Y_{t+1} - Z_{t+1}) / (1+r_{t+1}) &= (1+r_t)(P_t Y_t - Z_t) / (1+r_t) - OI_t - P_t Y_t + q_t I_t + C_t \\ (P_{t+1}Y_{t+1} - Z_{t+1}) &= (1+r_{t+1})(C_t - OI_t + q_t I_t - Z_t) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} (V34) \quad Z_{t+1} &= (1+r_{t+1})(Z_t + OI_t - q_t I_t - C_t) + P_{t+1}Y_{t+1} \\ \alpha(P_{t+1}Y_{t+1} - Z_{t+1}) / (1+r_{t+1}) &\leq q_{t+1}((1-\delta)K_t + I_t) \\ \alpha(1+r_{t+1})(C_t - OI_t + q_t I_t - Z_t) &\leq (1+r_{t+1})[q_{t+1}((1-\delta)K_t + I_t)] \\ \alpha(C_t - OI_t + q_t I_t - Z_t) &\leq [q_{t+1}((1-\delta)K_t + I_t)] \\ 0 &\leq [q_{t+1}((1-\delta)K_t + I_t)] - \alpha(C_t - OI_t + q_t I_t - Z_t) \\ [q_{t+1}((1-\delta)K_t + I_t)] - \alpha(C_t - OI_t + q_t I_t - Z_t) &\geq 0 \\ q_{t+1}(1-\delta)K_t + (q_{t+1} - \alpha q_t)I_t + \alpha Z_t + \alpha OI_t - \alpha C_t &\geq 0 \end{aligned}$$

$$(V35) \quad V_t(Z_t, K_t, P_t, r_t) = \text{Max } U(C_t) + \frac{1}{1+\rho} E_t V_{t+1}(Z_{t+1}, K_{t+1}, P_{t+1}, r_{t+1})$$

$$C_t \geq 0, \quad I_t \geq (1-\delta)K_t,$$

$$Z_{t+1} = (1+r_{t+1})(Z_t + OI_t - q_t I_t - C_t) + P_{t+1}Y_{t+1}$$

$$q_{t+1}(1-\delta)K_t + (q_{t+1} - \alpha q_t)I_t + \alpha Z_t + \alpha OI_t - \alpha C_t \geq 0$$

$$Y_t = f(K_t, \Pi_t), \quad K_{t+1} = (1-\delta)K_t + I_t$$

$$P_{t+1} = \rho P_t + \varepsilon_{t+1}, \quad r_{t+1} = \phi r_t + \eta_{t+1}$$

$$\begin{aligned}
V_T(Z_T, K_T, P_T, r_T) &= \text{Max} U(C_T) \\
C_T &\geq 0, \quad I_T \geq (1-\delta)K_T, \\
(Z_T + OI_T - q_T I_T - C_T) &\geq 0 \\
Y_T &= f(K_T, \Pi_T), \quad K_{T+1} = (1-\delta)K_T + I_T
\end{aligned}$$

Skriver nå $U(C_t, Z_t)$ som $U(C_t)$ slik at U' egentlig er lik $U'_{C_t}(C_t, Z_t)$

(V36)

$$\begin{aligned}
L = U(C_t) &+ \frac{1}{1+\rho} E_t V_{t+1} \left((1+r_{t+1})(Z_t + OI_t - q_t I_t - C_t) + P_{t+1} Y_{t+1}, (1-\delta)K_t + I_t, \gamma P_t + \varepsilon_{t+1}, \phi r_t + \eta_{t+1} \right) \\
&+ \lambda_t \left(q_{t+1}(1-\delta)K_t + (q_{t+1} - \alpha q_t) I_t + \alpha Z_t + \alpha OI_t - \alpha C_t \right)
\end{aligned}$$

$$(V37) \quad \frac{\partial U(C_t)}{\partial C_t} - E_t \left(\frac{1+r_{t+1}}{1+\rho} \frac{\partial V_{t+1}}{\partial Z_{t+1}} \right) - \alpha \lambda_t = 0$$

$$(V38) \quad \frac{1}{1+\rho} E_t \left(\frac{\partial V_{t+1}}{\partial K_{t+1}} \right) + \frac{1}{1+\rho} E_t \left(\frac{\partial V_{t+1}}{\partial Z_{t+1}} (P_{t+1} \frac{\partial f}{\partial K_{t+1}} - (1+r_{t+1})q_t) \right) + \lambda_t (q_{t+1} - \alpha q_t) = 0$$

$$(V39) \quad \lambda_t \left(q_{t+1}(1-\delta)K_t + (q_{t+1} - \alpha q_t) I_t + \alpha Z_t + \alpha OI_t - \alpha C_t \right) = 0$$

$$\lambda_t \geq 0, \quad \left(q_{t+1}(1-\delta)K_t + (q_{t+1} - \alpha q_t) I_t + \alpha Z_t + \alpha OI_t - \alpha C_t \right) \geq 0$$

$$\begin{aligned}
V_t(Z_t, K_t, P_t, r_t) &= U(C_t^*) + \\
&\frac{1}{1+\rho} E_t V_{t+1} \left((1+r_{t+1})(Z_t + OI_t - q_t I_t^* - C_t^*) + P_{t+1} Y_{t+1}, (1-\delta)K_t + I_t^*, \rho P_t + \varepsilon_{t+1}, \phi r_t + \eta_{t+1} \right) \\
&+ \lambda_t \left(q_{t+1}(1-\delta)K_t + (q_{t+1} - \alpha q_t) I_t^* + \alpha Z_t + \alpha OI_t - \alpha C_t^* \right) \\
\frac{\partial V_t}{\partial Z_t} &= \left\{ \frac{\partial U}{\partial C_t} - E_t \left(\frac{1+r_{t+1}}{1+\rho} \frac{\partial V_{t+1}}{\partial Z_{t+1}} \right) - \alpha \lambda_t \right\} \frac{\partial C_t}{\partial Z_t} \\
&+ \left\{ \frac{1}{1+\rho} E_t \left(\frac{\partial V_{t+1}}{\partial K_{t+1}} \right) + \frac{1}{1+\rho} E_t \left(\frac{\partial V_{t+1}}{\partial Z_{t+1}} \right) \left[P_{t+1} \frac{\partial f}{\partial K_{t+1}} - (1+r_{t+1})q_t + \lambda_t (q_{t+1} - \alpha q_t) \right] \right\} \frac{\partial I_t}{\partial Z_t} \\
&+ E_t \left(\frac{1+r_{t+1}}{1+\rho} \frac{\partial V_{t+1}}{\partial Z_{t+1}} \right) + \alpha \lambda_t
\end{aligned}$$

$$(V40) \quad \frac{\partial V_t}{\partial Z_t} = E_t \left(\frac{1+r_{t+1}}{1+\rho} \frac{\partial V_{t+1}}{\partial Z_{t+1}} \right) + \alpha \lambda_t = \frac{\partial U}{\partial C_t}$$

$$E_t \left((1+r_{t+1}) \frac{\partial V_{t+1}}{\partial Z_{t+1}} \right) = E_t \left((1+r_{t+1}) \frac{\partial U}{\partial C_{t+1}} \right)$$

$$(V41) \quad \frac{\partial U(C_t)}{\partial C_t} = \frac{1}{1+\rho} E_t \left((1+r_{t+1}) \frac{\partial U}{\partial C_{t+1}} \right) + \alpha \lambda_t$$

$$U'(C_t) = \frac{1}{1+\rho} E_t((1+r_{t+1})U'(C_{t+1})) + \alpha\lambda_t$$

$$\frac{(1+\rho)U'(C_t)}{E_t((1+r_{t+1})U'(C_{t+1}))} = 1 + \frac{(1+\rho)\alpha\lambda_t}{E_t((1+r_{t+1})U'(C_{t+1}))}$$

$$\frac{(1+\rho)U'(C_t)}{E_t((1+r_{t+1})U'(C_{t+1}))} - \frac{(1+\rho)\alpha\lambda_t}{E_t((1+r_{t+1})U'(C_{t+1}))} = 1$$

$$(V42) \quad \frac{(1+\rho)U'(C_t)}{E_t((1+r_{t+1})U'(C_{t+1}))} - \alpha\lambda_t' = 1, \quad \lambda_t' = \frac{(1+\rho)}{E_t((1+r_{t+1})U'(C_{t+1}))}$$

$$E_t \left[\frac{1+\rho}{1+r_{t+1}} \frac{U'(C_t)}{U'(C_{t+1})} \right] - \alpha\lambda_t' = 1, \quad E_t \left[\frac{1+\rho}{1+r_{t+1}} \frac{U'(C_t)}{U'(C_{t+1})} \right] = 1 + \alpha\lambda_t'$$

$$(V43) \quad \frac{1}{1+\alpha\lambda_t'} E_t \left[\frac{1+\rho}{1+r_{t+1}} \frac{U'(C_t)}{U'(C_{t+1})} \right] = 1$$

Ligning (V43) er lik ligning (8) i tabellteksten.