

MARTIN BLOMHOF HOLM¹

Stipendiat, Institutt for samfunnsøkonomi, Handelshøyskolen BI

Effekten av inntektsusikkerhet på husholdningenes sparing i Norge etter finanskrisen

Siden 2009 har spareraten i Norge steget og er i dag historisk høy til tross for at rentenivået har vært svært lavt. Dette er vanskelig å forklare med standard makromodeller, og sentrale institusjoner i Norge har i lengre tid forsøkt å forklare den høye spareraten. Pensjonsreform, arbeidsinnvandring, demografisk utvikling, inntektsusikkerhet og strammere kredittpraksis er faktorer som gjerne trekkes frem. I denne analysen bruker jeg en enkel heterogen-agent modell med ukomplette markeder til å kvantifisere effekten av endringer i inntektsfordelingen på spareraten. Jeg finner at økt inntektsusikkerhet og større skjevhet i fordelingen kan forklare i overkant av 2 prosentenheter av den totale økningen i husholdningenes aggregerte sparerate etter finanskrisen.

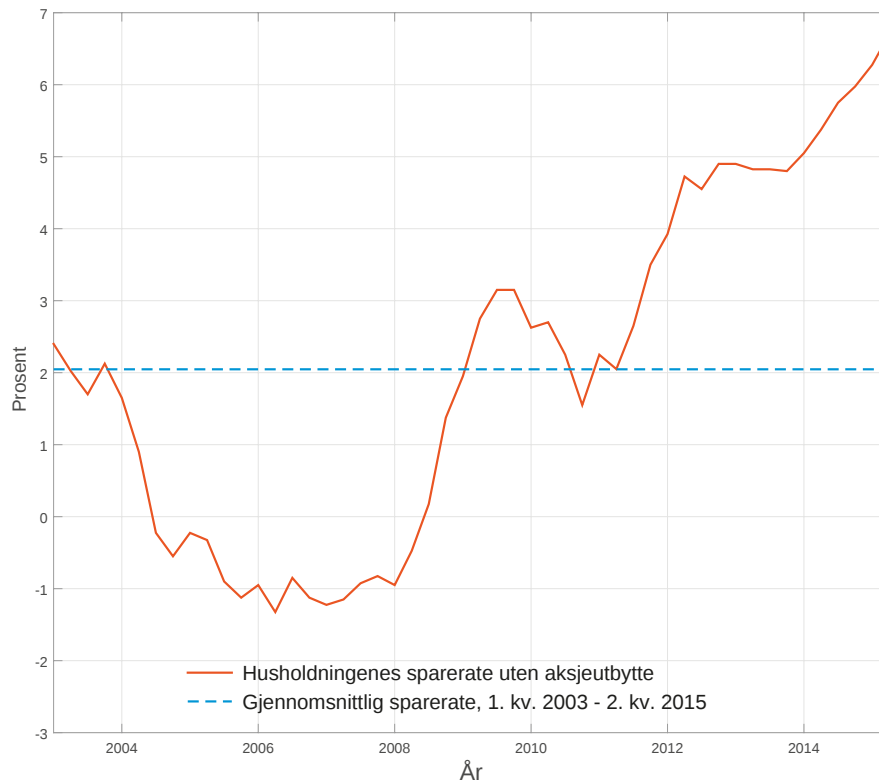
INNLEDNING

Norske husholdningers gjennomsnittlige sparerate steg markant i perioden etter finanskrisen fra om lag ett prosent til nærmere tre prosent. Dette har sammenheng med usikkerhet i forbindelse med finanskrisen, men kan også sees på som en normalisering til gjennomsnittlig sparerate, og mange forventet at spareraten skulle holde seg stabil på

disse nivåene. Istedet har spareraten fortsatt å stige og er i dag på i overkant av seks prosent, se figur 1.

De senere års utvikling i spareraten er uforenlig med standard makromodeller. Perioden etter finanskrisen har vært preget av lave renter, og siden renten er avkastningen på sparing skulle dette isolert sett tilsi at sparingen skulle falle. Den kraftige økningen i sparingen har derfor forundret mange, og flere sentrale institusjoner har søkt etter svar (se for eksempel Gudmundsson og Reiakvam (2013), Statistisk sentralbyrå (2014) og Norges Bank (2014)).

¹ E-post: martin.b.holm@bi.no. Takk til redaktøren og en anonym referee for gode tilbakemeldinger. Analysen er en del av prosjektet «Risk Management, Inequality and Welfare State Sustainability» i forskningsavdelingen, Statistisk sentralbyrå.



Figur 1: Husholdningenes sparerate uten aksjeutbytte. Firekvartalerssnitt. Prosent. 1. kv. 2003 – 2. kv. 2015.

Kilde: Statistisk sentralbyrå; kvartalsvis inntektsregnskap.

Pensjonsreformen i 2011, arbeidsinnvandring etter finanskrisen, demografisk utvikling, inntektsusikkerhet og strammere kredittpraksis er faktorer som gjerne trekkes frem. I Pengepolitisk Rapport 2/14 fant Norges Bank for eksempel at effekten av pensjonsreformen og arbeidsinnvandring på spareringen kunne være i størrelsesorden 1-2 prosentenheter, mens demografisk utvikling ser ut til å ha hatt svært liten effekt. Effekten av inntektsusikkerhet og strammere kredittpraksis i Norge har, etter hva jeg kjenner til, ikke vært forsøkt kvantifisert.

I denne analysen forsøker jeg å kvantifisere effekten av endringer i inntektsprosessen på husholdningenes samlede sparing. Jeg simulerer en enkel heterogen-agent modell ved hjelp av norske registerdata. Modellen er kalibrert slik at inntekts- og formuesfordelingene er nær fordelingene i Norge før finanskrisen. Deretter ser jeg på effekten av endringer i oppfattelsen av inntektsprosessen på den aggregerte spareringen. Jeg finner at økt inntektsusikkerhet og større skjevhet i fordelingen etter finanskrisen kan forklare

i overkant av 2 prosentenheter av økningen i husholdningenes sparerate.

Resten av artikkelen er organisert som følger. Neste avsnitt beskriver modellen. Deretter tar jeg for meg beskrivelsen av data og kalibreringen av modellen. I del 3 utforsker kvantitativt hvordan endringer i oppfattelsen av inntektsprosessen påvirker spareringen.

MODELLEN

Modellen bygger på en kontinuerlig tid versjon av Huggett (1993) med ukomplette markeder, som er beskrevet i detalj hos Achdou, mfl. (2014). Husholdningene mottar inntekt i form av en idiosynkratisk stokastisk inntektsprosess. Siden markedene ikke er komplette, så er husholdningene nødt til å forsikre seg mot usikkerheten i inntektsprosessen ved å spare i et risikofritt obligasjonsmarked. Husholdningenes sparing er dermed sensitiv til forståelsen av den underliggende inntektsprosessen.

Husholdninger

Det finnes et kontinuum av husholdninger, som er forskjellige i nivå på formue og inntekt. Husholdningene har preferanser over fremtidig konsum, diskontert til nåtid med raten $\rho \geq 0$:

$$E_0 \int_0^\infty e^{-\rho t} u(c_t) dt \quad (1)$$

hvor c_t er konsum. Nyttedefunksjonen, $u(c)$, er strengt økende og strengt konkav.² Husholdningene mottar inntekt, z_t , i form av konsumgoder og kan spare i et risikofritt obligasjonsmarked med rente r . Budsjetbetingelsen er gitt ved:

$$da_t = (z_t + ra_t - c_t)dt \quad (2)$$

hvor a_t er formue. Husholdningene har en lånebeskranking gitt ved:

$$a_t \geq \underline{a} \quad (3)$$

hvor $\underline{a} \in (\infty, 0]$ er antatt å være gitt. Husholdningenes inntekt, z_t , er stokastisk og følger en brownsk bevegelse:

$$dz_t = -\theta(z_t - \hat{z}_t)dt + v_t z_t dW(t) = \mu_t(z)dt + \sigma_t(z)dW(t) \quad (4)$$

hvor $\theta > 0$ er et parameter som sier noe om hvor fort inntekten returnerer til sitt gjennomsnitt, $\hat{z}_t$ er gjennomsnittet av inntektsprosessen og $v_t > 0$ er standardavviket til inntektsprosessen. Den brownske bevegelsen ovenfor er en Ornstein-Uhlenbeck prosess, det vil si en kontinuerlig tid tilnærming til en AR(1) prosess. I resten av artikkelen bruker jeg $\mu_t(z)$ og $\sigma_t(z)$ for å representere uttrykkene foran henholdsvis driften og diffusjonen i inntektsprosessen. Legg merke til at både $\hat{z}_t$ og v_t tillates å være tidsvarierende, det vil si at den underliggende inntektsprosessen kan forandre seg over tid. På den måten kan jeg modellere hvordan endringer i oppfattelsen av inntektsprosessen påvirker spareringen.

Jeg følger løsningsmetoden til Achou, mfl. (2014) hvor den stabile likevekten i modellen kan beskrives av tre ligninger:

$$\rho v(a, z) = \max_c u(c) + \frac{\partial v(a, z)}{\partial a} [z + ra - c] + \quad (5)$$

$$\mu_t(z) \frac{\partial v(a, z)}{\partial z} + \frac{\sigma_t^2(z)}{2} \frac{\partial^2 v(a, z)}{\partial z^2}$$

² I simuleringene av modellen er funksjonsformen $u(c_t) = \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}$ brukt.

$$s(a, z) = z + ra - c \quad (6)$$

$$0 = -\frac{\partial[s(a, z)g(a, z)]}{\partial a} - \frac{\partial[\mu_t(z)g(a, z)]}{\partial z} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2[\sigma_t^2(z)g(a, z)]}{\partial z^2} \quad (7)$$

hvor $v(a, z)$ er verdifunksjonen, $s(a, z)$ er husholdningens sparefunksjonen, $g(a, z)$ beskriver fordelingen over formue og inntekt, $\mu_t(z)$ er driften og $\sigma_t(z)$ er diffusjonen i den brownske prosessen i ligning (4). Ligning (5) er Hamilton-Jacobi-Bellman-ligningen og beskriver optimal adferd for en husholdning gitt formue og inntekt. Ligning (6) definerer sparing som inntekt minus konsum. Ligning (7) er Kolmogorov-ligningen og definerer likevekten for fordelingen av formue og inntekt i økonomien.

I analysen nedenfor er aggregert sparing et sentralt element og definert som:

$$S = \int_{\underline{z}}^{\bar{z}} \int_{\underline{a}}^{\bar{a}} s(a, z) g(a, z) da dz \quad (8)$$

hvor integralene løper over hele distribusjonen av formue og inntekt blant husholdningene. I simuleringen er rommet av mulig inntekt og formue diskretisert og begrenset. Dette er uttrykt ved at integralene løper fra laveste mulige inntekt, $\underline{z}$, til høyeste mulige inntekt, $\bar{z}$, og tilsvarende for formue fra $\underline{a}$ til $\bar{a}$.

Aggregert sparing er altså definert som et vektet snitt av all individuell sparing. Siden modellen ikke har vekst, vil det ikke være aggregert sparing i den stabile likevekten. Når økonomien derimot ikke er i likevekt vil spareringen kunne være både positiv og negativ, avhengig av hvordan fordelingen av husholdninger er i forhold til den stasjonære fordelingen. For eksempel vil en formuesfordeling som er konsentrert rundt et for lavt nivå føre til at de fleste husholdninger ønsker å spare og den aggregerte sparingen vil være positiv.

Husholdningenes sparing blir påvirket av to faktorer: renten (substitusjonseffekten) og inntektsprosessen (forsiktighetsmotivert sparing). Substitusjonseffekten er reflektert ved forskjellen mellom avkastningen til sparing og tidsdiskonteringen til husholdningene, i modellen definert som forskjellen mellom r og ρ . I den påfølgende analysen er renten antatt å være konstant slik at alle endringer i sparing er et resultat av forsiktighetsmotivert sparing.

Parameter	γ	ρ	r	θ	$\hat{z}$	ν
Verdi	2	0,0318	0,03	0,95	1	0,0108

Tabell 1: *Parameterverdier for den stabile likevekten.*

Den forsiktighetsmotiverte sparingen påvirkes av både variansen og gjennomsnittet til inntektsprosessen. Hvis usikkerheten øker ønsker husholdningene større grad av forsikring mot å bli kredittbeskranket og øker derfor sparingen. Det samme gjelder hvis gjennomsnittet til inntektsprosessen faller. Redusert inntekt øker sjansen for at husholdningen blir kredittbeskranket og fører til økt sparing i dag. Det er disse to effektene jeg estimerer nedenfor.

DATA OG KALIBRERING

Jeg bruker norske registerdata fra Statistisk Sentralbyrå til å kalibrere modellen. Registerdataene inneholder selvangivelsestall for årene 1993-2011. I forbindelse med kalibreringen av modellen bruker jeg gjennomsnittsfordelingen av inntekt og formue fra årene 1995 - 2005. Fordelingene er trimmet med 2,5 prosent i hver ende slik at fordelingene representerer normalhusholdninger. Inntekt er representert ved netto inntekt per husholdning.³ Formue er representert ved nettoformue.⁴ I nettoformuen inngår boligformuen. Ligningstallene inneholder kun ligningsverdien på boligen og boligformuen er derfor beregnet ved å multiplisere ligningsverdien med det gjennomsnittlige forholdstallet mellom ligningsverdi og markedsverdi.⁵ Både inntekt og formue er normalisert ved gjennomsnittsrealinntekten slik at formuesbegrepet og inntektsbegrepet er sammenlignbare med de samme størrelsene i modellen.

Kalibreringen av modellen er satt slik at modellens fordeling ligner fordelingene i data. Tre parametere styrer inntektsfordelingen: gjennomsnittlig inntekt, $\hat{z}_t$, standardavviket til inntektsprosessen, ν_t , og persistensparameteret, θ . $\hat{z}_t$ er satt slik at gjennomsnittet i fordelingen er lik data, mens θ og ν_t er kalibrert slik at formen på fordelingen er riktig. De tre andre parameterne styrer formuesfordelingen i modellen: risikoaversjonen, γ , realrenten, r , og tidsdiskonteringen, ρ . I modellen er parameteret for

risikoaversjon lik den inverse av den intertemporale substitusjonselastisiteten. Gjennomsnittet av estimert intertemporal substitusjonselastisitet blant alle land er 0,5 (se Havranek mfl. 2015, s. 101), så γ er satt til 2. Realrenten er satt til 3 prosent, lik gjennomsnittlig realrente for Norge mellom 1994 og 2006 (se Bernhardsen og Gerdrup, 2007, s. 57). Det siste parameteret, tidsdiskonteringsraten, er satt slik at formuesfordelingen ligner fordelingen i data.

Figur 2 viser fordelingen av inntekt og formue, både i data og generert av modellen. Modellen genererer inntekts- og formuesfordelinger som er like tilsvarende fordelingene i data. Inntektsfordelingen i data er nær normalfordelt, men med noe hale mot høye inntekter. Den kalibrerte inntektsprosessen genererer en inntektsfordeling som er svært lik inntektsfordelingen i data. Formuesfordelingen i data har lengre hale enn inntektsfordelingen og stor oppsamling av husholdninger med formue nær 0. Modellen klarer å reprodusere skjevheten i distribusjonen, men modellens fordeling er glatt og reproduserer derfor ikke oppsamlingen av husholdninger med formue nær 0.

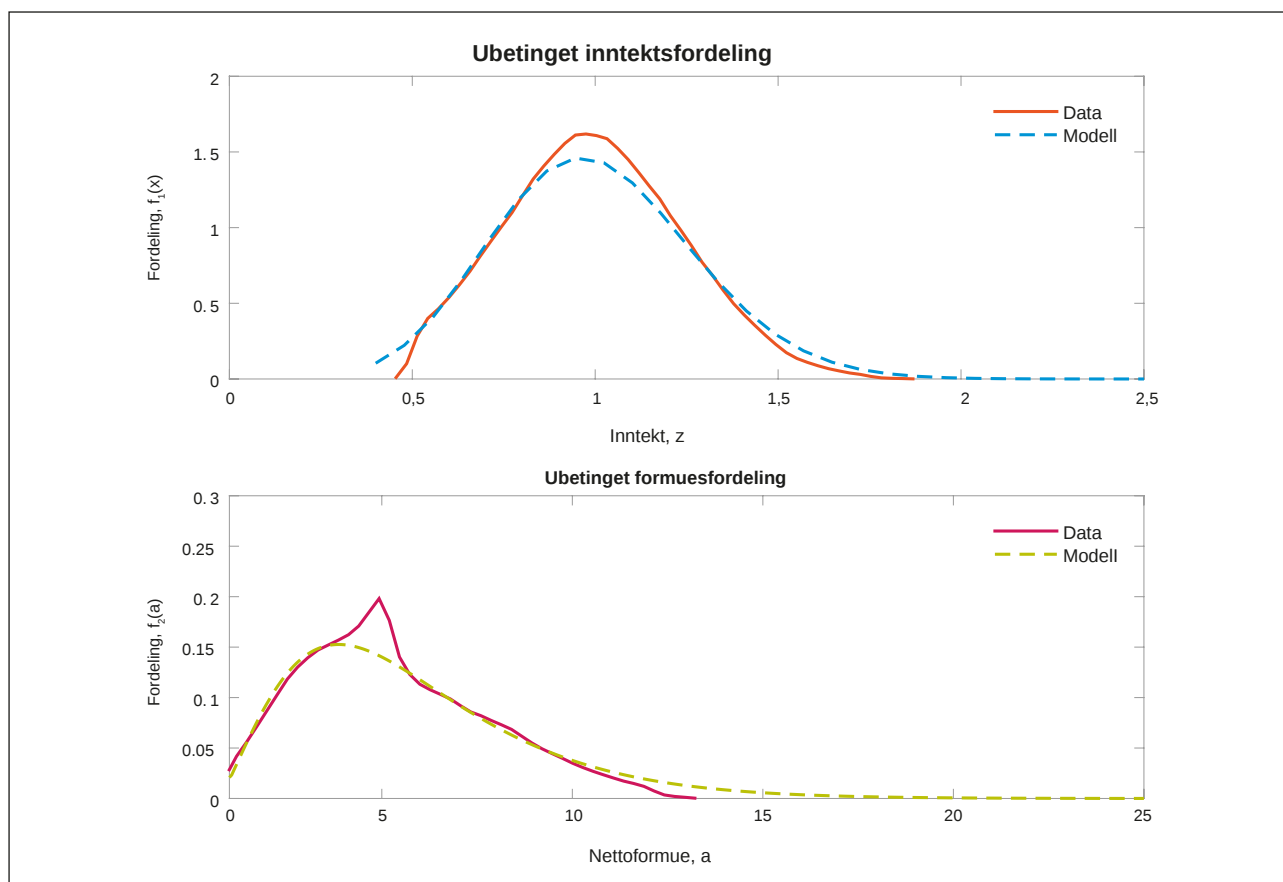
EFFEKTEN AV INNTEKTSUSIKKERHET PÅ SPARERATEN

I denne delen illustrer jeg effekten av endringer i oppfattelsen av inntektsprosessen på den aggregerte spareraten i økonomien. Jeg tar utgangspunkt i at økonomien er i sin stabile likevekt og ser på effekten av endringer i varians og gjennomsnitt til inntektsprosessen på husholdningenes aggregerte sparing. En økning i volatilitet eller fall i gjennomsnittet til inntektsprosessen vil øke sjansen for at husholdningene befinner seg i en situasjon hvor lånebeskrankningen binder. Husholdningene som ikke allerede er kredittbeskranket vil da spare mer for å hindre at dette skjer. Denne forsiktighetsmotiverte sparingen varierer med formuen og inntekten til husholdningen i dag, noe som fanges opp av modellen. En økning i volatiliteten eller et fall i gjennomsnittet til inntektsprosessen fører dermed til økt aggregert sparing.

³ Netto inntekt = lønnsinntekt + overføringer - skatt.

⁴ Nettoformue = bankinnskudd + aksjeformue + fondsformue + boligformue - gjeld.

⁵ Ligningsverdien var om lag 20 % av markedsprisen i perioden, se Thomassen og Melby (2009), s. 3.



Figur 2: Inntekts- og formuesfordelingene fra norske registerdata og modellen.

Husholdningene forutsetter den realiserte inntektsprosessen etter finanskrisen

I denne delen ser jeg på effekten på den aggregerte spare-raten av at husholdningene tar innover seg den realiserte inntektsprosessen etter finanskrisen. Etter finanskrisen økte variansen i inntektsfordelingen fra 0,0735 til 0,0835, i tillegg fikk fordelingen lengre hale mot høyere inntekter. Større skjevhet i fordelingen kan i utgangspunktet ikke plukkes opp i modellen, men jeg tilnærmer dette ved å flytte gjennomsnittet i prosessen slik at den nye inntektsfordelingen ligner den vi finner i data. Figur 3 viser fordelingen av inntekt før og etter finanskrisen, både fra data og fra den modellgenererte inntektsprosessen.

I kalibreringen er variansen satt lik den realiserte variansen på 0,0835 mens gjennomsnittet er redusert fra 1 til 0,98. Dette lille skiftet i variansen og gjennomsnittet fører til at den aggregerte spareringen i modellen øker med 2,06 prosentenheter.

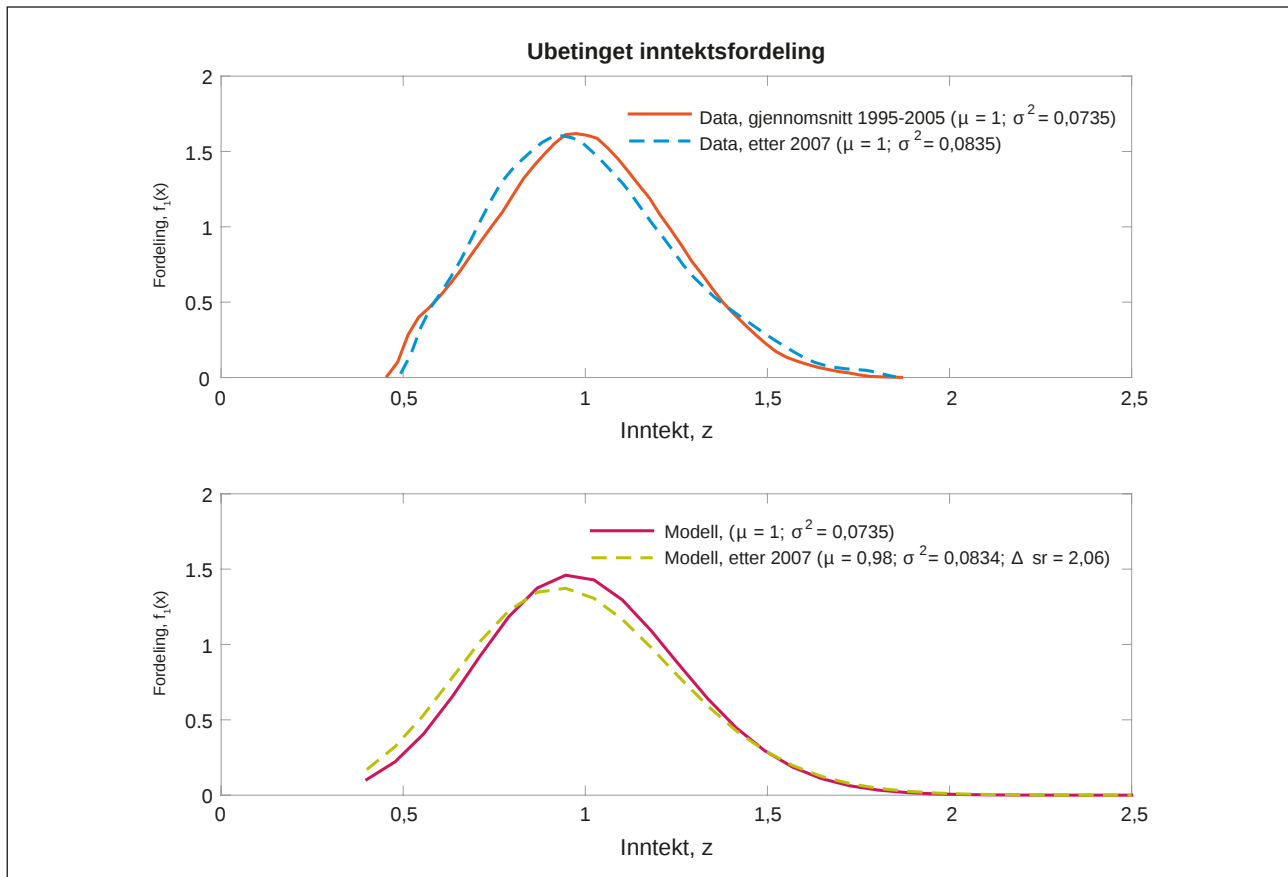
Nå er det ikke entydig hvordan man velger å tilnærme inntektsprosessen i data. For eksempel kan det tenkes at

inntektsprosessen heller kan tilnærmes med en Ornstein-Uhlenbeck prosess i logaritmer slik at fordelingen ligner mer en lognormal fordeling med skjevheter. Jeg har gjort tilsvarende øvelse med en slik inntektsprosess og effektene på spareringen er i samme størrelsesorden, altså rundt 2 prosentenheter.

Diskusjon

Den realiserte inntektsprosessen representerer et konservativt estimat av husholdningenes oppfattelse av inntektsprosessen. Det er sannsynlig at en del av husholdningene så for seg inntektsusikkerhet som var betydelig høyere. Frykten for en stor krise, særlig etter eurokrisen i 2011, gjør at husholdningene kunne forvente permitteringer og svakere utvikling i reallønnen, noe som øker inntektsusikkerheten og senker gjennomsnittlig lønnsvekst. Den realiserte inntektsprosessen, hvor arbeidsledigheten holdt seg lav, kan derfor sees på som et nedre estimat for effekten av inntektsusikkerhet på aggregert sparing.

Det er vanskelig å vite hva husholdningenes oppfattelse av inntektsprosessen faktisk var etter finanskrisen. Ekstreme



Figur 3: Inntektsfordelinger. Øverst er inntektsfordelingene fra data, gjennomsnittet fra 1995-2005 og fra 2008-2011. Nederst er inntektsfordelingene fra modellen.

forandringer er derimot usannsynlige fordi inntekten normalt er stabil. I modellen er effekten av endringer i inntektsprosessen nært lineære. Hvis oppfattelsen av inntektsprosessen skiftet dobbelt så mye som den realiserste inntektsprosessen vil modellen dermed generere en økning i spareren på om lag 4 prosentenheter. Selv om 4 prosentenheter sannsynligvis er i høyeste laget, er det sannsynlig at effekten er noe større enn 2 prosentenheter. Jeg konkluderer derfor med at forsiktighetssparing som følge av endringer i inntektsprosessen etter finanskrisen kan forklare i overkant av 2 prosentenheter av økningen i husholdningenes aggregerte sparerate.

REFERANSER

Achdou, Y., Lasry, J.-M., Lions, P.-L. og Moll, B. (2014). Heterogeneous agent models in continuous time. Unpublished manuscript, Princeton Univ.

Bernhardsen, T. og Gerdrup, K. (2007). The neutral real interest rate. Norges Bank. Economic Bulletin, 2/78, 52-64.

Gudmundsson, J., og Reiakvam, L. (2013). Husholdningenes sparing etter finanskrisen. Norges Bank. Aktuell Kommentar, 1/2013.

Havranek, T., Horvath, R., Irsova, Z. og Rusnak, M. (2015). Cross-country heterogeneity in intertemporal substitution. Journal of International Economics, 96(1), 100-118.

Huggett, M. (1993). The risk-free rate in heterogeneous-agent incomplete-insurance economies. Journal of Economic Dynamics and Control, 17(5), 953-969.

Norges Bank. (2014). Husholdningenes sparing. Pengepolitisk rapport med vurdering av finansiell stabilitet, 2/2014, 42-44.

Statistisk sentralbyrå. (2014). Husholdningene. Økonomiske Analyser, 2/2014, 74-84.

Thomassen, A. og Melby, I. (2009). Beregning av boligformue. Statistisk sentralbyrå. Notater, 2009/53.