SAMFUNNSØKONOMENE

SAMFUNNSØKONOMEN

NR. 5 • 2009 • 63. årgang

- Mogstad og Rege:
  SOSIAL MOBILITET
- Romstad:
  PREDIKSJON AV VALUTAKURSER
- Munkvold og Vale:
  LIKEVEKTSLEDIGHET OG PENGEPOLITIKK
- Jansen:
  DEN NORSKE MAKROKONSUMFUNKSJONEN

SAMFUNNSØKONOMEN NR. 5 • 2009 • 63. årgang

SAMFUNNSØKONOMEN

- ANSVARLIG NUMMERREDAKTØR
Ragnar Nymoen · ragnar.nymoen@econ.uio.no
- REDAKTØRER
Annegrete Bruvoll · annegrete.bruvoll@ssb.no
Ragnar Nymoen · ragnar.nymoen@econ.uio.no
Steinar Vagstad · steinar.vagstad@econ.uib.no
- RÅDGIVER
Jannicke Halvorsen
jannicke.halvorsen@samfunnsokonomene.no
- UTGIVER
Samfunnsøkonomenes Forening
Leder: Trond Tørstad
Generalsekretær: Ragnar Ihle Bøhn
- ADRESSE
Samfunnsøkonomenes Forening
Skippergt. 33
Postboks 8872, Youngstorget
0028 Oslo
Telefon: 22 31 79 90
Telefaks: 22 31 79 91
sekretariatet@samfunnsokonomene.no

www.samfunnsokonomene.no

Postgiro: 0813 5167887
Bankgiro: 8380 08 72130

PUBLISERINGSDATO	ANNONSEFRIST
Nr. 1: 17. februar.	30. januar
Nr. 2: 17. mars	27. februar
Nr. 3: 21. april	26. mars
Nr. 4: 15. mai	28. april
Nr. 5: 16. juni	28. mai
Nr. 6: 15. september	28. august
Nr. 7: 18. oktober	29. september
Nr. 8: 17. november	29. oktober
Nr. 9: 15. desember	27. november

- PRISER

Abonnement	kr.	1080.-
Studentabonnement	kr.	300.-
Enkeltnr. inkl. porto	kr.	160.-

- ANNONSEPRISER (ekskl. moms)

1/1 side	kr.	6690.-
3/4 side	kr.	6040.-
1/2 side	kr.	5390.-
Byråprovisjon	10%	

Opplag: 2500
Design: www.deville.no
Trykk: Grafisk formidling as, Bergen

Innhold

NR. 5 • 2009 • 63. ÅRG.

- LEDER 3

- ARTIKLER

Tidlig læring og sosial mobilitet: Norske barns muligheter til å lykkes i utdanningsløpet og arbeidslivet 4
av Magne Mogstad og Mari Rege

Ordrestrømmer og den svake kronen 23
av Maren Elise Romstad

Norges Banks pengepolitikk – En evaluering for perioden 2001-2006 30
av Ørjan Munkvold og Per Halvor Vale

Kan formueseffekter forklare utviklingen i privat konsum? 42
av Eilev S. Jansen

- AKTUELLE KOMMENTARER

Pensjonsreformen: Virkninger på arbeidstilbud, finansieringsbyrde og fordeling 61
av Dennis Fredriksen og Nils Martin Stølen

Er det virkelig slik at lave renter gir økt inflasjon? – Norges Bank bør holde fast på lavrentepolitikken 72
av Jens Hermundstad Østmoe

FORSIDEFOTO: BJARNE NYGÅRD / SAMFOTO

SAMFUNNSØKONOMEN / ISSN 1890-5250

Samfunnsøkonomien i krise?

I løpet av høsten 2008 og våren 2009 vokste *sub-prime* krisen i USA til en stor internasjonal finans- og kredittkrise, og videre til en realøkonomisk resesjon med fallende sysselsetting og raskt økende arbeidsledighet. Krisen har allerede historiske proporsjoner. På samme måte som depresjonen på 1930 tallet og stagflasjonen på 1970 tallet, er det trolig at den vil medføre samfunnmessige reformer. Særlig gjelder dette endringer i reguleringen av kredittmarkedene nasjonalt og internasjonalt.

De tidligere store realøkonomiske krisene fikk også konsekvenser for samfunnsøkonomien som fagfelt, og som akademisk disiplin. Depresjonen på 1930 tallet dannet bakteppet for gjennombruddet for Keynesiansk makroøkonomi, for Tinbergens pionerarbeid på operasjonelle makroøkonometriske modeller, og til og med for Haavelmos *Probability Approach*. Stagflasjonsårene brakte med seg en nyorientering av makroøkonomisk forskning. Lucas-Sims kritikken medførte at de større makroøkonometriske modellene etter hvert ble definert som irrelevante i akademisk samfunnsøkonomi. De samme modellene ble også angrepet av for sin rolle som premissleverandør for diskresjonær og potensielt tidsinkonsistent økonomisk politikk Denne kritikken ble også fremført offentlig i Norge, på lederplass i dette tidsskriftet i nr 1 2000. Alternativet som der ble framholdt, og som tidsskriftet ganske så forutseende utnevnte til «modellprogrammet for det nye millennium», var modeller som konsekvent bygget på mikroøkonomiske sammenhenger og på hypotesen om rasjonelle forventninger.

Den nye standardmodellen har likevel ikke oppnådd like fullstendig dominans i Norge som i andre land. I stedet har vi en viss modellpluralisme, med Norges Banks pengepolitiske modell som representant for den nye standarden, mens SSBs modeller holder stand både i konjunkturanalysen og i arbeidet med det finanspolitiske opplegget. Det finnes også en uensartet underskog av makroøkonomisk modellering ved universiteter og høyskoler, Antakelig kan denne relative modellrikdommen tjene oss godt nettopp i denne krisetiden. Dette handler ikke bare om kvantitative analyser og prognoser, men om den bredere referanserammen som modellene representerer, både i undervisning og i profesjonelt analysearbeid. Modeller som forutsetter likevekt, eller rask og smertefri tilbakevending til likevekt, er på nytt blitt avslørt som utilstrekkelige av begivenhetene selv. Om ikke annet så vil vi tro at tilgangen på operative modeller som forteller hvordan det internasjonale inntektsbortfallet treffer ulike sektorer i norsk økonomi er viktige for å kartlegge situasjonen, og for å kunne dimensjonere mottiltak på et rasjonelt grunnlag.

Uansett modellmessig «tilhørlighet», ligger det i kortene at økonomifaget vil bli forsøkt dratt til ansvar av dem som mener at økonomiske modeller gir utilstrekkelig, eller feil representasjon av usikkerheten i moderne kapitalistiske økonomier, og at økonomprofesjonen til overmål er ansvarlig for at banker og finansinstitusjoner opererer innenfor en rasjonalitet der lånebasert spekulasjon belønnes, og der «bortgjemming» av risiko tilhører dagens orden. Nassim Nicholas Taleb, forfatteren av *Fooled by Randomness* og *The Black Swan* er vår profesjons kompromissløse kritiker. Talebs synspunkt går i hovedsak ut på at sjeldne og idiosynkratiske hendelser er helt avgjørende i dynamiske markedsøkonomier, mens de er fraværende i standardmodellen for usikkerhet. Fenomenet er likevel beslektet med Keynes' analyse av «fundamental usikkerhet», og også med det som er kjent som Knigthiansk usikkerhet (og som – i parentes bemerket - faller utenfor domenet til rasjonelle forventninger). Også innenfor forskning om makroøkonomisk prognoser er det i løpet av de siste årene kommet resultater som viser at standardmodellen for sannsynlighetsprognoser har iboende svakheter, noe som kan forklare hvorfor store prognosefeil forekommer så nedstemmende hyppig. Det er all grunn til å tro at denne lærdommen har desto mer relevans for modellbasert porteføljeforvaltning, der stokastisk modellering av framtida er helt sentralt, og der man er enda mer utsatt for ikke-ergodisitet og regimeskift i fordelingene.

Svaret på disse utfordringene ligger ikke i å nedlegge praktisk prognosearbeide, eller i å stoppe utviklingen av nye disiplinære prognosemetoder. Etterspørselen etter samfunnsøkonomiske framskrivninger vil nemlig fortsatt være tilstede, og mindre aktivitet av økonomer vil bare åpne feltet både for prognosemakere fra andre disipliner og for rene sjarlataner. Likevel er dette et godt tidspunkt for en viss selvransakelse, og åpenhet for nye og alternative metoder og teorier. Slik sett kan det være bra at modellpluralismen er i behold i vårt fagmiljø, siden det vitner om både tvisyn og intellektuell toleranse. Så får framtida vise om vår profesjon står støtt gjennom denne krisen, eller om det økonomiske establishment vil «miste førerkortet for godt», slik herr Taleb mener bør skje.

ARTIKKEL

MAGNE MOGSTAD
Forsker, Statistisk sentralbyrå

MARI REGE
Professor, Universitetet i Stavanger

Tidlig læring og sosial mobilitet: Norske barns muligheter til å lykkes i utdanningsløpet og arbeidslivet*

Familiebakgrunn har stor betydning for barns utvikling. Flere internasjonale studier viser at skoleprestasjoner, utdanningsnivå, arbeidsmarkedstilknytning og lønn er avhengige av familiebakgrunn. Spesielt viser studiene at barn av foreldre med lav utdanning eller lav inntekt har dårligere muligheter til å lykkes i utdanningsløpet og arbeidslivet. Betydningen av familiebakgrunn for barns utvikling har motivert omfattende internasjonal forskning på tiltak i tidlig barndom som kan bedre utviklingsmulighetene til barn fra vanskeligstilte familier. Spesielt har det blitt forsket på virkninger av førskoletiltak som gir barna et trygt og stimulerende læringsmiljø. I denne artikkelen gir vi en introduksjon til denne faglitteraturen, samt diskuterer hvilke implikasjoner litteraturen bør ha for norsk familie- og barnehagepolitikk.

1 INTRODUKSJON

Familiebakgrunn har stor betydning for barns utvikling. Flere studier fra USA og Europa viser at skoleprestasjoner, utdanningsnivå, arbeidsmarkedstilknytning og lønn er avhengige av familiebakgrunn. Spesielt viser studiene at barn av foreldre med lav utdanning eller lav inntekt har dårligere muligheter til å lykkes i utdanningsløpet og arbeidslivet.[1]

Også i Norge har familiebakgrunn stor betydning for barns utvikling. Allerede i treårsalderen har barn av foreldre med høy utdanning bedre språkferdigheter sammenlignet med barn av foreldre med lav utdanning (Schjølberg et al. 2008). I norsk grunnskole er det store forskjeller i karakterer mellom barn av foreldre med høy og lav utdanning (Hægeland et al. 2005). I tillegg viser flere studier at barn av foreldre med høy utdanning i større grad lykkes

* *Artikkelen er skrevet på oppdrag fra Finansdepartementet. En tidligere versjon av artikkelen er trykket som vedlegg 2 i NOU 2009 :10. Vi takker medlemmer i fordelingsutvalget, samt sekretariatet for nyttige innspill. I tillegg er vi takknemlige for nyttige diskusjoner med Gerd Abrahamsen, Marit Alvestad, Ingerid Bø og Monika Røthle ved Universitetet i Stavanger. Vi takker også Steinar Vagstad og en anonym konsulent for nyttige kommentarer. Forfatterne er alene ansvarlige for alt innhold.*

1 *Se for eksempel oversiktsartikkelen d'Addio (2007).*

med å fullføre videregående skole og ta universitetsutdannelse.[2] Barn av foreldre med lav lønn har dessuten større sannsynlighet for å tjene lite som voksne (Bratberg et al. 2008). En ny studie viser også at barn av sosialhjelpsmottakere har større sannsynlighet for å motta sosialhjelp som voksne (Lorentzen og Nilsen 2008). Sosiale og økonomiske forhold går i arv, også i Norge.

Det er flere forklaringer på hvorfor familiebakgrunn har stor betydning for barns utvikling. Selv om arv antakelig spiller en rolle, viser omfattende forskning at oppvekstmiljøet har stor betydning for barns utvikling (Shonkoff og Phillips 2000). Spesielt peker forskningen på at stimulering tidlig i barndommen er viktig, både for barnas kognitive (som matematikk- og leseferdigheter og språkforståelse) og ikke-kognitive evner (som sosiale, motoriske, og emosjonelle ferdigheter). Av ulike grunner evner foreldre i forskjellig grad å gi barnet en slik stimulering. En mulig grunn er at lav familieinntekt har direkte negative konsekvenser for barnas utvikling fordi det medfører dårlig kosthold og begrenset tilgang til hjelpemidler som kan engasjere barna i aktiviteter som stimulerer læring (bøker, datamaskin). I tillegg kan foreldre, uavhengig av familiens inntekt, ha ulike evner til å engasjere barna i lek og aktiviteter som er utviklende for barnet.

Etter familien er barnehagen antakelig den viktigste omsorgs-, leke- og læringsarena for norske barn i tidlig barndom. Særlig har den økende yrkesdeltakelsen blant småbarnsmødre gjort barnehagen til et viktig supplement – og til dels erstatning – for familiens omsorg og læring. Selv om det i 2007 var kun 16 prosent av alle norske barn i alderen 1-5 år som ikke benyttet barnehage, er noen grupper sterkt underrepresenterte.[3] Spesielt tydelig er det at barn av foreldre med lav utdanning og barn med fremmedspråklig bakgrunn benytter barnehage relativt sjelden (Pettersen 2003). Hvis tid i barnehage bidrar til å sikre et solid læringsgrunnlag, så vil disse gruppene av barn ha dårligere muligheter til å lykkes i utdanningsløpet og arbeidslivet.

Betydningen av familiebakgrunn for barns utvikling har motivert omfattende internasjonal forskning på tiltak i tidlig barndom som kan bedre utviklingsmulighetene til barn fra vanskeligstilte familier.[4] Spesielt har det blitt forsket på virkninger av førskoletiltak som gir barna et trygt og stimulerende læringsmiljø. I denne artikkelen gir vi en introduksjon til denne faglitteraturen[5], samt diskuterer hvilke implikasjoner litteraturen bør ha for norsk familie- og barnehagepolitikk.

Den internasjonale faglitteraturen viser at førskoletiltak rettet spesielt mot vanskeligstilte barn i tre- til femårsalderen kan være av stor betydning for barnas utvikling. Et godt førskoletilbud til denne gruppen kan forventes å øke barnas sjanse for å fullføre videregående skole, ta universitetsutdannelse og lykkes på arbeidsmarkedet. Førskoletiltak med fokus på læring, høyt kvalifiserte førskolelærere og få elever per lærer ser ut til å ha størst effekt. Det finnes også noe dokumentasjon på at førskoletiltak kan være positivt for ett- og toåringer fra vanskeligstilte familier.

I den senere tid har også en rekke studier dokumentert positive effekter på barns utvikling av universelle førskoleordninger som er rettet mot alle typer barn og barnefamilier. Flere studier finner positive kortsiktige effekter på barns kognitive ferdigheter, mens det er ingen entydige effekter på barnas ikke-kognitive ferdigheter. En ny studie av Havnes og Mogstad (2009) som analyserer langtidsvirkningene av barnehageutbyggingen i Norge på midten av 1970-tallet finner store positive effekter, blant annet på barnas utdanningsnivå og arbeidsmarkedstilknytning i voksen alder. Effektene er størst for barn av foreldre med lav utdanning.

Faglitteraturen som ser på betydningen av førskoletiltak for barns utvikling er så omfattende og entydig at det er på høy tid med en diskusjon om hvorvidt vi ønsker å endre dagens tilbud til norske barn i førskolealder. Spørsmålet er om norske barnehager sikrer barna et godt nok grunnlag for videre læring og utvikling. I politikkdiskusjonen argumenterer vi for at det er ønskelig å videreutvikle det norske barnehagetilbudet for å sikre at alle barn får et godt førskoletilbud. Sentrale mål i en barnehagereform bør være å sikre at barn fra vanskeligstilte familier går i barnehage, samt øke fokuset på læring av både kognitive og ikke-kognitive egenskaper i barnehagen.

2 *Se «Tidlig innsats for livslang læring» (St.meld. nr.16, 2006-2007).*
3 *Se http://www.ssb.no/barnehager/arkiv/tab-2008-03-14-04.html*
4 *I kapittel 2 definerer vi vanskeligstilte familier som familier med svært lav inntekt og utdanning.*
5 *Se Bremnes, Falch og Strøm (2006) for en tidligere norsk oversiktsartikkel av litteraturen som undersøker betydningen av barnehagetilbud.*

For å sikre at vanskeligstilte barn får gå i barnehage foreslår vi gratis barnehage for alle barn, i hvert fall en daglig kjernetid på 3-4 timer. Kjernetiden bør gjøres obligatorisk for femåringer. I tillegg bør kontantstøtten avvikles, i hvert fall for toåringer. Disse tiltakene vil gjøre barns barnehagedeltakelse mindre avhengig av familiebakgrunn. På denne måten vil barn i større grad ha samme læringsgrunnlag ved skolestart, og mulighetene deres til å lykkes i utdanningsløpet vil dermed være mindre avhengige av familiebakgrunn.

For å øke fokuset på læring i barnehagen, kan det være nyttig å tydeliggjøre hva det forventes at barna skal lære og hvordan de skal lære det. En konkretisering av barnehagens rammeplan er derfor ønskelig. Formålet er å sikre at barn får likere læringsutbytte av barnehagens pedagogiske tilbud, samt redusere kvalitetsforskjeller mellom barnehager. Rammeplanen bør inneholde konkrete læringsmål for både kognitive og ikke-kognitive egenskaper, og en plan for hvordan disse læringsmålene skal nås. Rammeplanen bør også inneholde et krav om en daglig kjernetid på 3-4 timer med økt fokus på læring. I kjernetiden må det være flere pedagoger per barn sammenlignet med i dag. I deler av kjernetiden skal *alle* barna delta i læringsaktiviteter lagt opp av pedagoger og ledet av voksne.

Litteraturen tilsier at en slik reform, som spesielt øker læringsutbyttet for barn fra vanskeligstilte familier, kan gi betraktelig høyere gevinster enn kostnader, gjennom mer produktive arbeidstakere og lavere trygdeutbetalinger. Fra et fordelingsperspektiv kan en slik reform også være ønskelig, ved å sørge for at barn har likere muligheter til å lykkes i utdanningsløpet og i arbeidslivet. Dette vil på lang sikt bidra til å redusere forskjellene i inntekt og levekår i samfunnet.

2 AVGRENSNING

Denne artikkelen gir en introduksjon til faglitteraturen om betydningen av førskoletiltak for barns utvikling. Artikkelen gir på ingen måte en totalgjennomgang av hele litteraturen. Målet er å gi en oversikt over de viktigste resultatene, samt diskutere hvilke implikasjoner disse resultatene bør ha for norsk familie- og utdanningspolitikk. Vi vil fremheve studier med overføringsverdi til norske forhold.

Hovedutfordringen i litteraturen omkring tidlig læring er å etablerere kausale sammenhenger mellom ulike tiltak rettet mot barn i førskolealder og deres utvikling. Et sentralt spørsmål er for eksempel om førskole har en kausal effekt på barns kognitive og ikke-kognitive ferdigheter. For å svare på dette er det flere studier som sammenligner utviklingen til barn som går i førskole med barn som ikke går i førskole, etter å ha kontrollert for enkelte observerbare forskjeller. Dette er problematisk fordi det kan være uobserverbare forskjeller mellom barn, avhengig av om de går i førskole eller ikke. For eksempel, hvis det viser seg at barn som gikk i førskole gjør det bedre på skolen, kan man ikke uten videre konkludere med at dette skyldes tid i førskolen. Det kan like gjerne være at foreldrene til disse barna er mer opptatt av barnas utdanning og derfor hjelper de mer med lekser etter skoletid.

I denne artikkelen vil vi vektlegge studier som på en overbevisende måte forsøker å identifisere kausale sammenhenger. De første studiene som omhandler tidlig læring baserer seg på eksperimentelle førskoletiltak for å identifisere kausale sammenhenger mellom tiltakene og barnas utvikling. I den senere tid har også flere studier benyttet en kombinasjon av avanserte økonometriske metoder og politikkreformer i et forsøk på å identifisere kausale sammenhenger.

Litteraturen om tidlig læring er svært omfattende, og det går et viktig skille mellom forskning på universelle tiltak og tiltak rettet spesielt mot barn fra vanskeligstilte familier. Vi bruker betegnelsen vanskeligstilte familier for familier som har svært lav inntekt og utdanning.

Avsnitt 3 presenterer Heckman's teori for hvorfor læring i småbarnsalderen er spesielt viktig. Avsnitt 4 gir en introduksjon til litteraturen som studerer førskoletiltak rettet mot vanskeligstilte barn. I avsnitt 5 diskuterer vi studier av universelle tiltak for barn i førskolealder. I avsnitt 6 avslutter vi med en diskusjon av hvilke politikkimplikasjoner faglitteraturen kan ha for Norge.

3 TIDLIG LÆRING

Som påpekt i introduksjonen viser omfattende forskning at stimulering av barnas kognitive og ikke-kognitive evner i tidlig barndom har avgjørende betydning for barns utvikling (Shonkoff og Phillips 2000). Nobelprisvinner i økonomi, James Heckman, forklarer dette med at læring er en selvforsterkende prosess der tidlig læring fostrer mer læring (Heckman 2006; Cunha og Heckman 2007). Det vi lærer i

småbarnsalderen forsterkes gjennom det Heckman kaller en «multiplikatoreffekt». Førskoletiltak vil derfor være særskilt virkningsfulle fordi de sikrer barnet et større læringsutbytte i første klasse, noe som fører til ytterligere større læringsutbytte i andre klasse og så videre. For eksempel vil et barn som har en velutviklet språkforståelse ved skolestart lære mer i skolen fordi et godt språk gjør læring lettere. Det samme gjelder for ikke-kognitive egenskaper. Et barn som kan konsentrere seg før skolestart, vil lære mer i skolen.

En viktig konsekvens av multiplikatoreffekten er at forskjellene som eksisterer blant barn allerede i småbarnsalderen, vil forsterke seg i skolealder. Dette betyr at jo senere vi setter inn læringstiltak, jo mindre effektive vil slike tiltak være. Det blir derfor dyrt å gjennomføre spesialundervisning i grunnskolen og videregående skole for å ta igjen manglende oppfølging i førskolealder. Av samme grunn kan det vanskelig la seg gjøre å ta igjen tapt læring i småbarnsalderen gjennom arbeidstrenings- og tiltaksprogram i voksen alder. Heckman (2006) underbygger sin teori med en rekke empiriske studier som viser at tiltak i skolen og arbeidsmarkedstiltak har svært begrenset betydning sammenlignet med førskoletiltak.

4 FØRSKOLETILTAK FOR BARN FRA VANSKELIGSTILTE FAMILIER

Fra tidlig på 1960-tallet har flere titalls empiriske studier fra USA undersøkt betydningen av førskoletiltak for barn fra vanskeligstilte familier. Førskoletiltakene har variert i mange dimensjoner: alder på barnet, kvalifikasjoner på lærerne, antall barn per lærer, varighet, oppholdstid, pedagogisk innhold, og hvorvidt førskoleopplegget suppleres med hjemmebesøk og oppfølging når det gjelder spørsmål omkring kosthold og helse. Flere av studiene som evaluerer disse tiltakene har metodiske begrensninger. Dette gjelder også eksperimentelle studier med betydelig frafall. De ikke-eksperimentelle studiene kan gi skjeve evalueringsresultater på grunn av uobserverbare forskjeller mellom eksperiment- og kontrollgruppen.

Til tross for metodiske begrensninger, danner litteraturen samlet sett et klart bilde fordi mange forskjellige studier (basert på ulike metoder) av forskjellige førskoletiltak finner sammenfallende resultater. To interessante oversiktsstudier av Barnett (1995) og Karoly et al. (2005) gjennomgår henholdsvis 16 og 19 analyser av forskjellige førskoletiltak. Begge studiene konkluderer med at førskoletiltak rettet mot barn fra vanskeligstilte familier har stor betydning for barns utvikling. Fra oversiktsartiklene kan vi trekke følgende konklusjoner:

Kognitive egenskaper: Førskoletilbud for barn fra vanskeligstilte familier har en positiv og signifikant virkning på barnas IQ på kort sikt. I de mest intensive programmene er virkningen på IQ svært stor. I de fleste programmene avtar imidlertid effekten på IQ helt eller delvis etter at tiltaket er avsluttet.

Utdanning: Selv om virkningen på IQ avtar over tid, fører førskoletilbud rettet mot barn fra vanskeligstilte familier til at barna presterer bedre i skolen på både kort og lang sikt. I tillegg fullfører flere videregående skole og flere tar universitetsutdannelse.

Arbeidsliv: Så langt er det kun to av førskoletiltakene som har hatt mulighet til å følge barnas arbeidsdeltakelse i voksen alder. Disse to førskoletiltakene hadde stor positiv betydning for hvordan barna lyktes i arbeidslivet.

Nedenfor gjennomgår vi enkelte sentrale studier fra USA som undersøker betydningen av førskoletiltak for barn fra vanskeligstilte familier, samt en europeisk studie. Vi avslutter med å diskutere betydningen av kvalitet i førskoletilbudet.

4.1 Eksperimentelle førskoletiltak

De mest kjente studiene av førskoletiltak rettet mot barn fra vanskeligstilte familier baserer seg på flere eksperimentelle tiltak i USA på 1960- og 1970-tallet. I disse eksperimentene ble barn fra en utvalgt gruppe, for eksempel barn som levde i fattigdom i et bestemt geografisk område, tilfeldig plassert i en kontroll- og en eksperimentgruppe. Barna i eksperimentgruppen deltok i et førskoleopplegg, mens barna i kontrollgruppen fortsatte som før. I begge gruppene ble utviklingen av forskjellige egenskaper målt over tid. I noen eksperimenter ble barna fulgt helt opp til voksen alder. Siden barna var helt tilfeldig plassert i en kontroll- og en eksperimentgruppe, kan vi ha større tiltro til at forskjellen i utvikling over tid mellom gruppene faktisk skyldes førskoletiltaket rettet mot eksperimentgruppen. Dette gjorde det mulig å identifisere kausale sammenhenger mellom førskoletiltakene og barnas utvikling.

Selv om eksperimenter er bra i teorien, kan det være vanskelig å utføre et vellykket eksperiment i praksis.

Hovedutfordringen er å sikre minst mulig frafall. Dersom frafallet gir systematiske forskjeller mellom eksperiment- og kontrollgruppen, kan dette føre til forskjeller i utviklingen mellom de to gruppene som ikke skyldes førskoletiltaket. Stort frafall er ofte et problem i studier med lang oppfølging. Nedenfor beskriver vi to forskjellige eksperimentelle førskoletiltak. Disse har fått spesiell oppmerksomhet fordi barna har blitt fulgt opp til voksen alder. I tillegg har disse eksperimentene, til tross for lang oppfølgingstid, svært lite frafall.

THE PERRY-PRESCHOOL

The Perry-Preschool er det mest kjente førskoletiltaket som demonstrerer hvordan et godt tilrettelagt førskoleopplegg kan gi barn fra vanskeligstilte familier bedre muligheter til å lykkes i skolen og senere i arbeidslivet. På 1960-tallet ble svarte tre- og fireåringer med lav IQ og fra lavinntektsfamilier fra Ypsilanti i Michigan tilbudt gratis førskole to og en halv time hver ukedag i tillegg til ukentlige hjemmebesøk. Undervisningstilbudet var svært intensivt og av høy kvalitet. Alle lærerne hadde en relevant universitetsgrad og det var kun seks barn per lærer. Førskoletiltaket ble gjennomført som et eksperiment med en kontrollgruppe og en eksperimentgruppe. Totalt deltok 123 barn i eksperimentet, hvorav 65 var i eksperimentgruppen. Alle deltakerne har så langt blitt observert helt frem til de var 40 år.[6]

En omfattende studie av Perry-Preschool viser at førskoletiltaket hadde stor betydning for barnas utvikling (Schweinhart et al. 2005). Ved skolestart hadde barna som deltok i The Perry-Preschool betraktelig bedre resultater på IQ tester enn barna i kontrollgruppen. Den positive effekten på IQ var imidlertid kortvarig. Allerede i tredjeklasse hadde kontroll- og eksperimentgruppen samme IQ. Likevel hadde førskoletiltaket viktige langsiktige virkninger. Barn som mottok førskoletilbudet gjorde det bedre på ferdighetstester, og flere hadde fullført videregående skole sammenliknet med kontrollgruppen (65% vs. 45%). Førskoletiltaket gjorde også at flere var i jobb og lyktes på arbeidsmarkedet. Når barna hadde blitt 40 år var den gjennomsnittlige inntekten i eksperimentgruppen $20,800 sammenlignet med $15,300 i kontrollgruppen. Studien viser også at førskoletiltaket gjorde at flere eide sitt eget hus, flere hadde sparekonto og færre hadde blitt arrestert.

THE ABECEDARIAN PROJECT

Abecedarian programmet var i hovedsak rettet mot svarte mødre med lav inntekt fra Chaper Hill i North Carolina. Både mor og barn fikk omfattende hjelp og omsorg i løpet av barnets fem første leveår. Tiltaket inkluderte et omfattende førskoleopplegg i tillegg til regelmessig oppfølging av lege og sykepleier. Førskolen varte hele dagen hver ukedag og var av høy kvalitet. For de yngste barna var det tre barn per lærer, mens for de eldste var det seks barn per lærer. Alle lærerne hadde fullført relevant universitetsutdannelse. I tillegg fulgte undervisningsopplegget et fastsatt pensum for hver aldersgruppe. Også dette tiltaket ble implementert som et eksperiment med en kontrollgruppe og en eksperimentgruppe. Totalt deltok 111 barn i Abecedarian eksperimentet mellom 1972 og 1977, hvorav omtrent halvparten mottok førskoleopplegget. Alle deltakerne ble observert frem til de var 21 år.[7]

Abecedarian programmet, som startet allerede fra barnets fødsel, var mer intensivt enn Perry- Preschool og hadde også større effekter. Ved skolestart hadde barna i eksperimentgruppen vesentlig bedre resultater på IQ tester sammenliknet med barna i kontrollgruppen (Campbell and Ramey 1994). I motsetning til Perry-Preschool tiltaket hadde Abecedarian programmet en vedvarende positiv effekt på IQ (Campbell et al. 2002): Når barna var blitt 21 år var det fortsatt en stor forskjell i IQ mellom eksperiment og kontrollgruppen. Barna i eksperimentgruppen presterte i tillegg vesentlig bedre på ferdighetstester. Studien viser også at Abecedarian programmet hadde stor betydning for barnets utdanning og arbeidsmarkedstilknytning. Sammenlignet med kontrollgruppen var det flere som fullførte videregående skole (67% vs 51%) og betraktelig flere som tok universitetsutdannelse (36% vs 14%). Det var også flere i eksperimentgruppen som var i jobb som 40 åring (64% vs 50%), men denne forskjellen var ikke signifikant. Blant de som jobbet, var det imidlertid signifikant flere som var i jobber som krevde kvalifisert arbeidskraft i eksperimentgruppen sammenlignet med kontrollgruppen (67% vs 41%).

4.2 Ikke-eksperimentelle studier

De aller fleste førskoletiltak i USA har blitt innført uten at barn har vært tilfeldig plassert i kontroll- og eksperimentgrupper. Ikke-eksperimentelle tiltak omfatter ofte flere

[6] *Se Schweinhart et al. (2005) for en mer detaljert gjennomgang av Perry Preschool.*
[7] *Se Campbell et al. (2002) for en mer detaljert gjennomgang av The Abecedarian Project.*

barn og gjør det derfor mulig å undersøke om forskjellige barn reagerer forskjellig på tiltakene. Utfordringen for disse studiene er å finne en god kontrollgruppe. Selv om studiene kontrollerer for en rekke bakgrunnsvariabler, kan det likevel være uobserverbare forskjeller mellom barna som deltok i førskoleopplegget og barna som ikke deltok. For eksempel, så kan familiene som har valgt å benytte seg av førskoletilbudet ha et større ønske om at barnet skal lykkes i skolen sammenliknet med familiene som ikke velger å benytte seg av tilbudet. I så fall kan forskjeller målt i utdanning like gjerne skyldes at foreldrene til barna som gikk på førskole engasjerte seg mer i barnas skolehverdag, som at førskoletiltaket i seg selv hadde en virkning. Flere studier av ikke-eksperimentelle førskoletiltak har benyttet avanserte økonometriske metoder for å håndtere slike seleksjonsproblemer. Nedenfor diskuterer vi to ikke-eksperimentelle tiltak som begge fokuserer på langsiktige kausale virkninger. Det viser seg at resultatene sammenfaller med den eksperimentelle litteraturen.

Head Start

Det største førskoletiltaket i USA for barn fra vanskeligstilte familier er Head Start som begynte i 1965. I dag deltar mer enn 800 000 tre- og fireåringer i Head Start. I all hovedsak er Head Start et daglig tre-timers førskoleopplegg som tilbys familier med lav inntekt over hele USA. Head Start er mindre intensivt enn Perry Preschool og Abecedarian programmet. Tiltaket har betydelig flere elever per lærer. Det er heller ingen krav til at lærerne må ha universitetsgrad, men de må gjennomgå et tilrettelagt opplæringsprogram. Karoly et al. (1998) estimerte at kostnaden ved Head Start tiltaket er om lag 70% av kostnaden ved Perry Preschool tiltaket.[8]

Garces et al. (2002) forsøker å utnytte variasjon mellom søsken til å identifisere en kausal sammenheng mellom Head Start og barns utvikling. I en slik sammenligning elimineres faste, uobserverbare familieforskjeller mellom barna som deltok i førskoleopplegget og barna som ikke deltok som mulig feilkilde.[9] Studien viser at hvite barn som deltok i Head Start på 1960- og 1970-tallet hadde 22 prosentpoeng større sannsynlighet for å fullføre videregående skole og 19 prosentpoeng større sannsynlighet for å ta universitetsutdannelse, sammenlignet med deres søsken som ikke deltok i programmet. For svarte barn var det ingen signifikante effekter av Head Start på utdanning. De hadde imidlertid 12 prosentpoeng lavere sannsynlighet for å ha blitt dømt for kriminell atferd, sammenlignet med deres søsken som ikke deltok i Head Start. Konsistent med utdanningsresultatene viser en tidligere studie av Head Start (Currie and Thomas 1995) at tiltaket hadde en positiv virkning på hvite barns skoleprestasjoner.

En ny studie av Ludwig og Miller (2007) benytter geografisk variasjon i Head Starts dekningsgrad på 1960- og 1970-tallet for å identifisere kausale virkninger av tiltaket. Ideen her er at selv om to barn er svært like med hensyn til familiebakgrunn, kan geografiske forskjeller i tilbudet av Head Start føre til at kun en av dem deltar i programmet. Studien viser at Head Start reduserte sannsynligheten for tidlig dødsfall. I tillegg tyder resultatene fra denne studien på at Head Start hadde store positive virkninger på både svarte og hvites utdanning. Forfatterne peker imidlertid på svakheter i data som tilsier at vi må være forsiktige med en streng kausal tolkning av dette resultatet.

Chicago Child-Parent Center

The Chicago Child-Parent Center ble startet i 1967. Programmet tilbød tre- og fireåringer fra fattige familier heldagsbarnehage med en kjernetid med 3 timers daglig førskole. Programmet ga også familiene gratis måltider, oppfølging omkring kostholds- og helseproblematikk, så vel som foreldrestøtte. Etter førskoleprogrammet fikk barna frem til de var 9 år tilbud om skolefritidsordning. Chicago Child-Parent Center programmet var av noe lavere kvalitet enn Perry-Preschool og Abecedarian programmet, med 8.5 barn per lærer i kjernetiden og ellers 12.5 barn per lærer. I likhet med Head Start programmet var det ikke noe krav til at lærerne måtte ha en relevant universitetsgrad.[10]

Reynolds et al. (2001) studerer langsiktige effekter av Chicago Child-Parent Center programmet. For å sikre en kontrollgruppe som før start av førskoletilbudet var mest mulig lik gruppen med barn som mottok tilbudet, benytter studien barn som deltok i andre tilsynsordninger fra hovedsakelig svarte familier med lav inntekt. Forfatterne utfører en rekke tester for å undersøke om de har lykkes i å finne en kontrollgruppe som ikke var systematisk forskjellig fra de som mottok førskoletilbudet. Studien viser

[8] *Se Blau and Currie (2006) for en mer detaljert gjennomgang av Head Start.*
[9] *En slik tilnærming tar ikke hensyn til eventuelle uobserverbare forskjeller mellom barn fra samme familie.*
[10] *Se Reynold and Temple (1998) for en detaljert gjennomgang av Chicago Child-Parent Center programmet.*

at førskoletiltaket økte sannsynligheten for å fullføre videregående skole og reduserte sannsynligheten for å bli arrestert for kriminell atferd. Tidligere studier har også vist positive kortsiktige virkninger av Chicago Child-Parent Center programmet på barnas skoleprestasjoner (Reynold og Temple 1998).

4.3 Europeiske studier

Hittil har vi beskrevet førskoletiltak rettet mot fattige barn i USA. Et viktig spørsmål er om resultatene er overførbare til barn i Europa, og ikke minst norske barn. I Europa er de fleste førskoleordninger åpne for alle familier. I avsnitt 5 diskuterer vi studier av slike universelle program, og viser at også disse kan ha stor positiv betydning for barns utvikling. Vi har kun funnet frem til en europeisk studie av førskoletiltak rettet mot barn fra vanskeligstilte familier. Det kan diskuteres om dette tiltaket i det hele tatt kan karakteriseres som et førskoletiltak siden hovedfokuset har vært foreldrestøtte og barns helse. Vi har likevel valgt å diskutere det her i mangel på andre gode europeiske studier av førskoletiltak rettet spesielt mot barn fra vanskeligstilte familier.

Sure Start Local Programs

Sure Start Local Programs er rettet mot barn i fattige bostedsområder i England. Da programmet startet i 1999 hadde det svært liten fastsatt struktur. Programmets overordnede mål var å sikre barnas utvikling gjennom foreldrestøtte og andre tiltak som fremmet barnets helse, samt et trygt og læringsrikt oppvekstmiljø. Hvordan dette arbeidet skulle organiseres var opp til hvert enkelt lokale programområde. Siden 2003 har Sure Start Local Programs vært noe mer strukturerte. Dette har i hovedsak skjedd gjennom etablering av barnesentre som fokuserer på barns læring, gir foreldrestøtte og følger opp barnets helse.

En tidlig evaluering av Sure Start Local Programs tyder på at tiltaket hadde begrensede virkninger på barna før 2003 (Belsky et al. 2006). En ny studie som har evaluert programmet etter at det ble mer strukturert med etablerte barnesentre viser imidlertid positive virkninger på barna (Melhuish et al. 2008). Denne studien benytter barn fra andre vanskeligstilte områder i England som kontrollgruppe i tillegg til å kontrollere for en rekke bakgrunnsvariabler. Resultatene demonstrerer at treåringer som bodde i et område med Sure Start Local Programs gjorde det vesentlig bedre på tester for sosial utvikling. I tillegg viser studien at foreldre berørt av tiltaket hadde tilrettelagt for flere stimulerende læringsaktiviteter i hjemmet.

4.4 Er kvalitet viktig?

Vi vet lite om hva som er det optimale førskoleopplegget for vanskeligstile barn. Selv førskoletiltak med lav intensitet som Head Start har vist positive langsiktige virkninger for barns utvikling. Virkningen av Head Start var imidlertid betydelig mindre enn tiltak som Perry-Preschool og Abecedarian programmet. En forklaring er at Head Start hadde betydelig flere elever per lærer. I tillegg var det ikke noe krav til at lærerne måtte ha en relevant universitetsgrad, selv om de måtte gjennomgå et tilrettelagt opplæringsprogram.

Selv om det er en klar tendens til at førskoleprogram med høyere intensitet har større positive virkninger på barna, må vi understreke at en slik sammenligning kan være problematisk. Grunnen er at tiltakene varierer på flere områder enn lærernes utdanning og antall elever per lærer. For eksempel, grunnen til at Perry-Preschool hadde større positive effekter enn Head Start kan også være at Perry-Preschool var rettet mot barn med enda større forbedringspotensial enn gjennomsnittsbarnet som deltar i Head Start.

For å studere betydningen av kvalitet i førskoletiltak utnytter Currie og Neidell (2007) at Head Start varierte i intensitet i forskjellige områder. Studien viser at mer ressurskrevende Head Start program hadde større positive effekter på barnas lese- og skriveferdigheter. For å sikre at effekten av intensitet er kausal, og ikke skyldes forskjeller mellom barn i områder med høy og lav intensitet på Head Start, trekker studien fra forskjellen i utvikling til barn fra områder med høy og lav intensitet som ikke deltok i Head Start. Også da finner de at økte ressurser gir større positive effekter på barnas utvikling.

Selv om Currie og Neidell (2007) sin studie viser at økte ressurser til førskoletiltak kan gi større effekter, vet vi svært lite om hvor intensivt et førskoletilbud bør være. Dette krever en totalvurdering av både kostnad og nyttesiden av tilbudet. En rekke analyser viser at selv de dyreste programmene som Perry-Preschool og Abecedarian ga betraktelig høyere nyttegevinster enn kostnader (Barnett and Masse 2007; Schweinhart et al. 2005). Grunnen er at programmene medførte store gevinster i form av mer produktive arbeidstakere, i tillegg til å redusere kostnader som skyldtes kriminalitet og trygdeutbetalinger.

5 UNIVERSELLE BARNEHAGE- OG FØRSKOLE-PROGRAM

Som diskutert ovenfor, er det gjennomført mye forskning på tiltak rettet mot barn fra vanskeligstilte familier, og resultatene er entydige: Førskoletiltak har en positiv effekt på barns utvikling. Man skal imidlertid være forsiktig med å overføre funnene basert på evalueringer av særskilte tiltak til diskusjonen omkring universelle barnehage- og førskoletilbud, som er rettet mot alle typer barn og barnefamilier og ikke bare spesielt svake grupper. For det første har tiltakene øremerket barn fra vanskeligstilte familier et svært intensivt undervisningstilbud, med langt høyere kvalitet enn det som er vanlig i universelle tiltak. Dessuten kan det være at barn fra vanskeligstilte hjem har mer nytte av førskoletiltak enn andre barn, som kanskje i større grad opplever læring i hjemmet. Nedenfor fokuserer vi uteluk-kende på empiriske analyser av universelle tiltak. Vi vil skille mellom studier som ser på barnehage, som først og fremst gir barna mulighet til lek og samvær med jevnaldrende, og de som ser på førskole, hvor tilbudet har skoleforberedende hensikt og dermed fokuserer mer på læring.

Faglitteraturen som ser på sammenhengen mellom barns utvikling og tid i barnehage og førskole er omfattende. Ved første øyekast ser det ut til å være liten grad av overensstemmelse i funnene. Flere deskriptive analyser tyder på at tid i formelt barnepass gir et viktig grunnlag for skolegang og videre utvikling. Et eksempel er det internasjonale PISA prosjektet som viser en sterk korrelasjon mellom bruk av barnehage og førskole og barns matematikk- og leseferdigheter i skolealder (OECD, 2004). Samtidig argumenterer flere studier for at tilbud av formelt barnepass kan fortrenge mødreomsorg og dermed påvirke barna negativt. Ruhm (2004) rapporterer for eksempel resultater som tyder på at mødres yrkesdeltakelse de første tre årene etter fødselen går på bekostning av barnets utvikling.[11] I stedet for å gi en bred oversikt over litteraturen fokuserer vi på enkelte sentrale studier som kan bidra til å forklare hvorfor resultatene tilsynelatende avviker så mye. En slik oppklaring gjør det også mulig å identifisere en rekke viktige og robuste funn av hvilken betydning barnehage og førskole har for barns utvikling.

Det er minst fire viktige grunner til den manglende konsensusen om effektene av barnehage og førskole. For det første avhenger effektene av den relative kvaliteten av barnehage og førskole sammenlignet med alternative former for barnepass. Økt bruk av formelt barnepass kan enten redusere foreldreomsorg, og dermed kontakten mellom barn og foreldre i oppveksten, eller fortrenge bruken av uformelt barnepass som venner, familie og dagmamma. Som påpekt i Datta Gupta og Simonsen (2008) tar de fleste empiriske analyser ikke tilstrekkelig hensyn til om overgangene til formelt barnepass skjer fra foreldreomsorg eller uformelt barnepass som kan være av lavere kvalitet. Enkelte studier har imidlertid forsøkt å beregne i hvilken grad formelt barnepass erstatter uformelt barnepass eller foreldreomsorg, og tolker effektene av tid i barnehage og førskole i forhold til den alternative formen for barnetilsyn. Vi vil nedenfor framheve slike studier.

En annen grunn til de forskjellige funnene er at effektene av barnehage og førskole kan avhenge av kjennetegn ved barna (som alder, kjønn og iboende evner) og foreldrene (som familietype, alder, utdanning og inntekt), så vel som kvaliteten på det formelle barnepasset (som andelen barn per ansatte, gruppestørrelse, driftstype, oppholdstid, pedagogisk innhold og personalets kompetanse). Nedenfor vil vi derfor vektlegge studier som tar hensyn til at barn kan reagere forskjellig på tid i barnehage og førskole, avhengig av deres bakgrunn så vel som kvaliteten på det formelle barnepasset.

En tredje grunn til de forskjellige resultatene er at det ikke er opplagt hvordan barns utvikling bør tallfestes. Ulike studier bruker ulike mål på barns utvikling, og kan derfor få forskjellige resultater selv om effektene av formelt barnepass hadde vært like. På grunn av datamessige begrensninger ser de fleste evalueringsstudier av universelle barnehage- og førskoletiltak kun på kortsiktige effekter (Goodman og Sianesi, 2005). Evalueringene er typisk basert på resultater fra tester av kognitive ferdigheter (slik som språk- og leseferdigheter og tall- og matematikkunnskaper) og/eller ikke-kognitive ferdigheter (slik som sosial og emosjonell utvikling og atferdsmessige aspekter som konsentrasjon, selvkontroll og aggresjon). Testene er

[11] *Det er en betydelig litteratur på effektene av småbarnsmødres yrkesdeltakelse på barns utfall; Resultatene spriker. En god del studier finner små negative effekter av yrkesdeltakelse det første året etter fødselen. I flere studier ser effektene ut til å, i alle fall delvis, bli slått i hjel av positive effekter av yrkesdeltakelse i det andre og tredje året av barnets liv (se for eksempel Waldfogel, 2002; Han et al., 2001). Gregg et al. (2005) viser imidlertid at den alternative formen for barnepass har stor betydning for estimatene. Mødrenes yrkesdeltakelse de første 18 månedene går utover barns kognitive ferdigheter hvis de benytter uformelt barnepass som venner og familie, mens det er ingen signifikante forskjeller mellom foreldreomsorg og formelt barnepass.*

gjennomført tidlig i barnets liv, for eksempel ved skolestart. Slike studier har flere tolkningsmessige begrensinger. For det første er det ikke opplagt hvordan man skal sammenligne og aggregere opp slike testresultater (Cunha og Heckman, 2008). Dessuten er det uklart om de kortsiktige effektene av formelt barnepass avtar eller forsterker seg over tid, og hvorvidt de er representative for de langsiktige konsekvensene, for eksempel på barns lønn og utdanningsnivå i voksen alder. Nedenfor vil vi drøfte konsekvensene av barnehage og førskole både på kort og lang sikt.

Den fjerde grunnen til de forskjellige resultatene er hvordan ulike studier behandler seleksjonsproblemet knyttet til valg av barnepass.[12] En rekke studier viser at barn som er i formelt barnepass skiller seg vesentlig fra barn som har annen form for barnepass, blant annet med hensyn til familiebakgrunn. Sannsynligheten er dermed stor for at disse gruppene av barn ville hatt forskjellig utvikling, uavhengig av valg av barnepass. En direkte sammenligning vil derfor fange opp forskjeller i barns utvikling som ikke bare skyldes ulike former for barnepass, men også forskjeller mellom barna. For å løse seleksjonsproblemet er det nødvendig å kontrollere for alle observerbare og uobserverbare faktorer som påvirker barnas utvikling og som er korrelert med valg av barnepass. Det er kun en håndfull studier som tar sikte på å estimere de kausale effektene av universelle barnehage- og førskoletiltak. I diskusjonen av litteraturen vil vi legge spesielt vekt på disse, og framheve i hvilken grad målgruppen, omfanget og innholdet relaterer seg til norske forhold.

Nedenfor gjennomgår vi sentrale studier som undersøker betydningen av universelle barnehage- og førskoleprogram for barns utvikling. Vi avslutter med en gjennomgang av to nye norske studier som ser på de kortsiktige og langsiktige effektene av barnehage på barns utvikling. På bakgrunn av gjennomgangen av denne faglitteraturen identifiserer vi følgende viktige og robuste funn av hvilken betydning universell barnehage og førskole har for barns utvikling.

- Barnehage: Barnehage har positive effekter på kognitive ferdigheter. Effektene avtar over tid, unntatt for barn fra vanskeligstilte familier. Tid i barnehage bidrar imidlertid til økte atferdsproblemer ved skolealder. Lang oppholdstid ser ut til å styrke kognitive ferdigheter, men reduserer ikke-kognitive ferdigheter.
- Førskole: Førskole har positive effekter på kognitive ferdigheter, særlig for barn fra vanskeligstilte familier. Ingen entydige effekter på ikke-kognitive ferdigheter. Førskoletilbud av høy kvalitet ser imidlertid ut til å ha positive virkninger også på ikke-kognitive egenskaper. Også tegn på positive langtidseffekter.
- Norske erfaringer: Det er en positiv korrelasjon mellom tid i barnehage og barns språkutvikling, særlig for barn av mødre med lav utdanning og barn med annet morsmål enn norsk. Barnehage har store positive langtidseffekter, blant annet med hensyn til barnas utdanningsnivå og arbeidsmarkedstilknytning i voksen alder. Effektene på utdanning er størst for barn av mødre med lav utdanning, mens effektene på arbeidsmarkedstilknytning er størst for jenter.

5.1 Universelle barnhageprogram

Nedenfor ser vi nærmere på tre viktige studier som vurderer effektene av barnehage på barns utvikling. De to første studiene er av spesiell interesse siden de gjør grundig rede for effekten av å være i barnehage sammenlignet med ulike former for alternativ barnepass. Fordelen med den siste studien er at den kontrollerer for uobserverbare forskjeller mellom barna som er i ulike former for barnepass, og de estimerte effektene kan derfor lettere gis en kausal tolkning.

Loeb et al. (2007) studerer effektene av tidligere form for barnepass basert på et representativt utvalg av amerikanske barn som var i barnehage i 1998. Det ble da gjennomført kognitive og ikke-kognitive tester av barna og foreldrene ble stilt en rekke spørsmål om tidligere bruk av barnepass, som inkluderte fire typer: barnehage (64 %), Head Start programmet (8 %), foreldreomsorg (17 %) og uformelt barnepass (12 %) som venner, familie og dagmamma. Hovedmålsetningen med studien er å evaluere effektene av deltakelse i disse ulike formene for barnepass på barns utvikling. I tillegg ønsker Loeb et al. å kaste lys over eventuelle forskjeller i effektene av å ha vært i barnehage avhengig av oppholdstid og alder på barnet.

Som forventet var det systematiske forskjeller mellom barna avhengig av valg av barnepass, særlig med hensyn til etnisitet og familiebakgrunn. Spesielt tydelig var det at de mest ressurssterke barna var relativt ofte i barnehage,

[12] *Det er to sider ved dette seleksjonsproblemet. For det første er det grunn til å tro at egenskapene til småbarnsforeldre som begge velger å jobbe skiller seg fra dem som velger å være hjemme for å passe på barnet. I tillegg kan man forvente at egenskaper ved barnet påvirker foreldrenes arbeidstilbud så vel som deres valg mellom ulike former av barnepass.*

mens barn fra vanskeligstilte familier deltok oftere på Head Start programmet. For å redusere seleksjonsproblemet kontrollerer Loeb et for en rekke observerbare kjennetegn ved barna, foreldrene og bosted. Studien viser at deltakelse i barnehage sammenlignet med foreldreomsorg, har en positiv effekt på kognitive egenskaper målt gjennom tester av lese- og matematikkferdigheter, særlig for barn av foreldre med lav inntekt eller lavt utdanningsnivå. Det er også klart at de positive effektene er størst for barn som starter barnehage i 2 og 3-årsalderen sammenlignet med barna som begynte tidligere eller senere. Resultatene tyder dessuten på at oppholdstid på minst 15 timer i uka fører til størst forbedring i kognitive ferdigheter. På den andre viser det seg at barnehage sammenlignet med foreldreomsorg har en negativ effekt på klasseromsatferd, særlig for de yngste barna. Lang oppholdstid bidrar også til økte atferdsproblemer, unntatt for barn fra vanskeligstilte familier.[13]

Magnuson et al. (2007) gjennomfører en lignende studie basert på de samme dataene, og finner at mesteparten av de kognitive gevinstene av barnehage er tapt ved utgangen av førsteklasse på grunnskolen, mens atferdsproblemene vedvarer. Unntaket er barn fra vanskeligstilte familier som har vedvarende kognitive gevinster av å ha vært i barnehage. Man skal imidlertid være varsom med å konkludere at det ikke kan være langsiktige effekter. Schweinhart et al. (2005) påpeker for eksempel at et mye studert førskoletiltak rettet mot barn fra vanskeligstilte familier i USA (the Perry-Preschool Program) kun hadde en kortvarig effekt på IQ tester. Likevel var det betydelige positive sosioøkonomiske konsekvenser av tiltaket for barna i voksen alder.

En annen målsetning med studien til Magnuson et al. (2007) er å estimere kausale effekter av tid i barnehage ved å anvende en instrumentvariabel metode. Magnuson et al. konstruerer to instrumenter for hver stat i USA som kilder til antatt eksogen variasjon i sannsynligheten for at et barn er i barnehage: Offentlige utgifter til barnehage (per fattige barn under 6 år) i forhold til gjennomsnittsprisen for barnehage, og andelen barn under 6 år som er i barnehage. Instrumentvariabelmetoden gir kvalitativt samme resultater, men bør tolkes med forsiktighet siden det er vanskelig å akseptere antakelsen om at utgiftene til barnehage og dekningsgraden kun påvirker barns utvikling gjennom sannsynligheten for å være i barnehage, som er nødvendig for å unngå skjeve estimater.[14]

En innvending mot både Loeb et al. (2007) og Magnuson et al. (2007) er at studiene ikke (lykkes med å) kontrollerer for uobserverbare forskjeller mellom barna som er i ulike former for barnepass. Man må derfor være varsom med å tolke effektene som kausale. Baker et al. (2008) løser imidlertid seleksjonsproblemet på en mer tilfredsstillende måte, ved å utnytte en radikal barnehagereform som ble gjennomført i provinsen Quebec i Canada i 1997. Reformen økte offentlig subsidier til universelt tilgjengelige barnehager, og maksimalprisen på barnehageplass ble senket til kun $5 per dag. Ordningen var rettet mot barn som var 4 år eller yngre og inkluderte både familiebarnehager og formelt senterbasert barnehagetilbud. I de påfølgende årene økte tilbudet av slike barnehager raskt i Quebec, relativt til resten av Canada. Baker et al. estimerer effektene av denne reformen på mødres arbeidstilbud og valg av barnepass så vel som på barna deres sin utvikling.

For å identifisere de kausale effektene av denne barnehagereformen benytter Baker et al. en difference-in-difference metode, der de sammenligner utviklingen til barn i førskolealder før og etter reformen, mellom Quebec og resten av Canada. Dermed blir det tatt hensyn til faste, uobserverbare forskjeller mellom kohorter og på tvers av provinser. I tillegg kontroller de for en rekke kjennetegn ved barna og foreldrene. Den identifiserende antakelsen er at forskjellen i utviklingen til barna før og etter reformen ville vært lik i Quebec som i resten av Canada, hadde det ikke vært for reformen. Det er grunn til å tro at denne antakelsen holder, da tidstrenden i barns utvikling er forholdsvis lik mellom Quebec og Canada før reformen. Forfatterne evaluerer reformen både med hensyn til barns kognitive og ikke-kognitive ferdigheter, målt ved førskolealder. Det viser seg at reformen ikke hadde noen effekt på barnas kognitive ferdigheter. Derimot førte barnehagereformen til en signifikant økning i atferdsproblemer og en reduksjon i emosjonell utvikling.

[13] *Loeb et al. (2007) finner ingen signifikante forskjeller mellom foreldreomsorg og deltakelse i Head Start programmet for kognitive ferdigheter. Disse effektene er imidlertid upresist estimert og man kan ikke utelukke betydelige forskjeller. Til sammenligning finner Loeb et al. en signifikant negativ effekt på klasseromsadferd av deltakelse i Head Start sammenlignet med foreldreomsorg.*

[14] *For det første virker det rimelig at kvaliteten på barnehagene påvirkes av instrumentene, som dermed har en direkte effekt på barns utvikling. I tillegg kan forskjeller i utgiftsnivå og barnehagedekning reflektere uobserverbare forskjeller mellom barn fra ulike stater, som kan være av betydning for deres utvikling.*

For å kunne tolke disse resultatene benytter Baker et al. en tilsvarende difference-in-difference metode, som gir reformeffektene på mødrenes arbeidstilbud og valg av barnepass. Resultatene viser at reformen førte til 14,6 prosentpoeng økning i bruken av barnehage, som delvis skyldtes en reduksjon i foreldreomsorg, men også mindre bruk av uformelt barnepass. Mesteparten av den økte bruken av barnehage kom gjennom senterbasert barnehage. Når det gjelder arbeidstilbud så førte reformen til 7,7 prosentpoeng økning. I lys av disse funnene er det ikke opplagt hvordan man skal tolke effektene på barns utvikling. Grunnen er at reformeffektene reflekterer kombinasjonen av mindre foreldreomsorg og uformelt barnepass, mer bruk av familiebarnehage og særlig senterbasert barnehage, og høyere husholdningsinntekt gjennom billigere barnehager og økt arbeidstilbud blant mødrene. Dessuten kan man ikke utelukke at de negative effektene er et forbigående fenomen som skyldes at den voldsomme utbyggingen reduserte kvaliteten i barnehagene, eksempelvis fordi det ble vanskelig å rekruttere kompetent personell.

5.2 Universelle førskoleprogram

Nedenfor ser vi nærmere på fire studier som vurderer effektene av førskole på barns utvikling. Den første studien skiller seg ut ved å fokusere på betydningen av kvalitet i førskolen. Den andre studien ser på effektene av førskole på danske barn, og resultatene kan derfor lettere overføres til norske forhold. I motsetning til de to første studiene, kontrollerer den tredje studien for (enkelte) uobserverbare forskjeller mellom barna. Resultatene kan dermed lettere gis en kausal tolkning. Den fjerde studien er den eneste som vurderer de langsiktige effektene av tid i førskole.

Melhuish og medforfattere har i en rekke artikler vurdert betydningen av tid i førskole for britiske barn.[15] Studiene er basert på et utvalg av 3000 barn fra ulike regioner og med varierende familiebakgrunn. I analysene estimerer de effekten av førskole på kognitive og ikke-kognitive ferdigheter ved 6- og 7-årsalderen, etter å ha kontrollert for en rekke kjennetegn ved barna og foreldrene. I tillegg tas det hensyn til avhengighet i utviklingen til barna som var i samme førskole (gitt at denne avhengigheten ikke er korrelert med andre kontrollvariable).

Resultatene fra studiene viser at tid i førskole er positivt for barnas kognitive og ikke-kognitive utvikling sammenliknet med alternative former for barnepass, særlig for barn med ressurssvake foreldre. Tidlig start i førskole (under 3 år) er også positivt korrelert med barnas kognitive ferdigheter. I tillegg viser studiene at kvaliteten på førskoletilbud er sentralt for utbytte av ordningene. Spesielt viktig ser kompetansen og utdanningsnivået til personellet ut til å være. Det er også klart at jenter har større utbytte av tid i førskole enn gutter, både når det gjelder kognitive og ikke-kognitive evner. Et annet interessant funn er at pedagogiske programmer som fokuserer på språkutvikling og leseferdigheter gir stort utbytte for barn med fremmedspråklige foreldre.

Som forfatterne påpeker bør man være forsiktig med å tolke disse resultatene som kausale sammenhenger. Studiene gjør ikke noe forsøk på å ta hensyn til uobserverbare forskjeller mellom barna avhengig av valg av barnepass. Det er også grunn til å tro at hvilken førskole barna benytter er korrelert med foreldrenes bakgrunn så vel som kjennetegn ved bostedet. Likevel skal man ikke underkjenne at studien kaster lys over viktige kvalitetsaspekter ved førskole som andre studier av datamessige begrensninger ikke kan se nærmere på.

Datta Gupta og Simonsen (2008) studerer effekten av barnepass da barna var 3 år på deres ikke-kognitive ferdigheter 4 år senere. De ser på et utvalg av danske barn født i 1995, og vurderer tre former for barnepass: førskole, familiebarnehage og foreldreomsorg. Kommunene tilbyr plasser i offentlig eide førskoler så vel som private, offentlig subsidierte familiebarnehager, og kommunene kan selv bestemme hva slags type barnepass de ønsker å prioritere. Ved ventetid tilbys ledige plasser avhengig av tid på ventelisten og alder på barnet.[16] En førskole består av omkring 60 barn som er delt inn i tre grupper, med om lag 9 lærere i tillegg til en rekke assistenter og enkelte administrativt ansatte. Lærerne må ha universitets- eller høyskoleutdanning med spesialisering i undervisning av små barn. Familiebarnehagene finner sted i private hjem, og har en bestyrer som har lov til å passe på maksimalt fem barn. Det er ingen utdanningskrav for bestyrerne av familiebarnehagene. Det er derfor ikke overraskende at det gjennomsnittelige utdanningsnivået til førskolelærerne er vesentlig høyere enn for bestyrerne av familiebarnehagene. Forfatterne påpeker at kvaliteten på danske førskoler er høy sammenliknet med hva som er tilfelle i de fles-

[15] *Se for eksempel Melhuish et al. (2004; 2008).*

[16] *Kun funksjonshemmede barn, innvandrere og barn med eldre søsken som allerede har plass blir prioritert.*

te andre EU-land, blant annet når det gjelder andelen barn per ansatt og personalets kompetanse.

Som forventet var det vesentlige forskjeller mellom barna avhengig av valg av barnepass, særlig med hensyn til foreldrenes utdanningsnivå og arbeidsmarkedserfaring. For å redusere seleksjonsproblemene kontrollerer Datta Gubta og Simonsen for en rekke observerbare kjennetegn ved barna, foreldrene og bosted. Evalueringsresultatene viser en negativ effekt på ikke-kognitive ferdigheter av familiebarnehage sammenlignet med både førskole og foreldreomsorg, særlig for gutter og barn fra vanskeligstilte familier; Den negative effekten av å være i familiebarnehage kontra foreldreomsorg er omtrent like stor som effekten av å ha en mor som ikke har fullført mer enn videregående skole sammenlignet med å ha en mor som har tatt høyere utdanning. Det framkommer imidlertid ingen signifikante forskjeller mellom førskole og foreldreomsorg for barns utvikling. Studien til Datta Gubta og Simonsen illustrerer dermed viktigheten av å skille tydelig mellom ulike former for formelt barnepass.

I tillegg til å kontrollere for observerbare kjennetegn benytter Datta Gupta og Simonsen en instrumentvariabelmetode for å ta hensyn til at foreldrenes valg av barnepass kan skyldes uobserverbare forhold. Instrumentet deres er at enkelte kommuner garanterte for førskoleplass, mens andre ikke gjorde det. En slik garanti tvinger kommunene til å øke tilbudet av førskoleplasser som igjen øker sannsynligheten for at barn er i førskole. Instrumentvariabelmetoden gir kvalitativt samme resultater, selv om de er noe mer upresise. Det er imidlertid gode grunner til å tvile på om instrumentet er gyldig. Innføringen av slike garantier er neppe tilfeldig, snarere korrelert med kommunespesifikke kjennetegn som kan ha betydning for barns utvikling. Dessuten kan en rask utbygging av førskoleplasser redusere kvaliteten på tilbudet, dels på grunn av de økte kostnadene, men også på grunn av vanskeligheter med å tiltrekke seg kompetent personell. Enda mer problematisk er antakelsene Datta Gupta og Simonsen er nødt til å gjøre fordi de kun har ett instrument, men to potensielt endogene forklaringsvariabler (førskole og foreldreomsorg). De antar at garantert førskoleplass verken påvirker valget mellom førskole og hjemmearbeid eller familiebarnehage og hjemmearbeid – kun førskole og familiebarnehage. Selv om det er grunn til å være kritisk til resultatene fra instrumentvariabelmetoden så trenger man ikke avfeie de andre funnene, særlig siden Datta Gupta og Simonsen inkluderer et rikt sett av kontrollvariable. Dessuten kan denne danske studien ha stor overføringsverdi til norske forhold.

En annen interessant analyse er Berlinski et al. (2009) som studerer effekten av en førskolereform gjennomført i Argentina i 1993 på barns kognitive og ikke-kognitive utvikling. Målsetningen med denne reformen var å gjøre førskole obligatorisk for 3-5 åringer. Førskoletilbudet skulle være (fysisk og administrativt) tilknyttet grunnskolene, og vare tre og en halv time hver dag, fem dager i uken over hele skoleåret. Fokuset skulle være på læring, med et pedagogisk innhold som var skreddersydd for å forberede barna til skolestart. På grunn av plassmangel var kommunene nødt til å bygge flere skolebygninger for å kunne øke førskoletilbudet. I løpet av 10 år økte dekningsgraden for førskole fra 49 prosent før til 64 prosent på landsnivå, med stor variasjon mellom kommunene.

For å tallfeste effekten av førskolereformen på barns utvikling anvender Berlinski et al. en difference-in-difference metode, der de utnytter variasjonen i dekningsgrad for førskole på tvers av kommuner og mellom kohorter av barn bosatt i samme kommune. For å ta hensyn til at utbyggingen var klart størst i de fattigste kommunene, som i utgangspunktet hadde lavest dekningsgrad for førskole, kontrollerer Berlinski et al. for faste, uobserverbare kjennetegn ved kommunene. I tillegg kontrollerer de for felles, uobserverbare forskjeller mellom barn født i ulike år og bosatt i samme region, så vel som mellom barn født i samme år og bosatt i ulike regioner. Dessuten tar de hensyn til endringer over tid i skolepolitikk og økonomiske forhold i ulike regioner av landet, som ellers kunne ført til skjevhet i resultatene.

Evalueringen viser at et år med førskole forbedret det gjennomsnittlige resultatet fra matematikk- og språktester gjennomført i tredjeklasse et sted mellom 5 og 10 prosent av det gjennomsnittlige testresultatet blant barna i landet som en helhet; Økningen var klart størst blant barna som var bosatt i de fattigste kommunene. Når det gjelder ikke-kognitive ferdigheter viser resultatene at tid i førskole reduserte atferdsproblemer rapportert av læreren. Det er imidlertid verd å merke seg at Berlinski et al. ikke kontrollerer for individuelle forskjeller mellom barna, slik som familiebakgrunn, og man kan derfor ikke utelukke skjevhet i resultatene. Dessuten er det ikke opplagt at

resultatene fra Argentina er overførbare til norske forhold, særlig siden de største effektene kom fra de fattigste områdene.

Et fellestrekk med studiene ovenfor er at de ser utelukkende på korttidseffektene av førskole. Grunnen er at de mangler opplysninger om utfall for barna i voksen alder, slik som utdanningsnivå, arbeidsmarkedstilknytning og lønn. Vi har imidlertid funnet en internasjonal artikkel som også evaluerer de langsiktige konsekvensene. Goodman og Sianesi (2005) studerer effektene på kort og lang sikt av kombinasjonen av tid i førskoleliknende ordninger og tidlig skolestart, for et utvalg av britiske barn (født i 1958). Førskoleordningene var ikke rettet spesielt mot barn fra vanskeligstilte familier, men besto av både formelle senterbaserte omsorgalternativ og mer uformelle lekegrupper som ga barna mulighet til samvær med jevnaldrende. Studien sammenligner utviklingen til barna som var i slike førskoleordninger og/eller begynte grunnskolen om lag et halvt år før normert tid (5 år) med utviklingen til barna som kun var passet på av foreldrene, venner eller familie fram til obligatorisk skolestart. Den første gruppen bestod av om lag 60 prosent av barna, og av disse begynte flesteparten tidligere enn normalt på skolen. For å redusere seleksjonsproblemet kontrollerer de for en rekke observerbare kjennetegn ved barna, foreldrene og bosted.

Resultatene til Goodman og Sianesi viser at kombinasjonen av tid i førskolelignende ordninger og tidlig skolestart førte til at barna presterte signifikant bedre i kognitive tester av matematikk- og leseferdigheter som 7 og 16 åringer; Effektene var faktisk større enn effekten av mors utdanning, og størst for de dårligst stilte barna. Når det gjelder ikke-kognitive effekter er det ingen klare effekter. På den ene siden rapporterer lærerne noe lavere sannsynlighet for atferdsproblemer og spesialundervisning i grunnskolen hvis barna har brukt førskoleordninger og/eller begynt på skolen tidlig. På den andre siden rapporterer foreldrene at barna er mer ukonsentrerte og oppfarende når barna er 7 år. De ikke-kognitive effektene avtar over tid. De langsiktige konsekvensene av kombinasjonen av tid i førskolelignende ordninger og tidlig skolestart er positive, men små: Når barna er 33 år er sannsynligheten for å ha lavt utdanningsnivå redusert med 3 prosentpoeng og sjansen for å være i jobb 2 prosent høyere.

Det er god grunn til å være varsom med å tolke resultatene til Goodman og Sianesi som kausale effekter. Årsaken er at barna som benyttet førskoleordninger og/eller startet skolen tidlig var systematisk forskjellige fra barna som var passet på av foreldrene, venner eller familie fram til skolestart. Dette gjelder både med hensyn til kjennetegn ved barna, foreldrene og bosted, blant annet foreldrenes sosioøkonomiske bakgrunn og utdanningsnivå. Siden barna var såpass forskjellige på observerbare kjennetegn er det grunn til å forvente at det også er uobserverbare forskjeller som var viktig for deres utvikling og kan eventuelt føre til misvisende evalueringsresultater.

5.3 Den norske erfaringen

Vi har ovenfor diskutert internasjonale studier som vurderer effektene av barnehage- og førskoleprogram på barns utvikling. En tolkningsmessig begrensning med disse studiene er at resultatene ikke nødvendigvis er overførbare til norske forhold, der barnehagesystemet vektlegger læring gjennom lek og opplevelser mer enn i mange andre land (OECD, 2006). Nedenfor ser vi nærmere på to nye studier som vurderer effektene av barnehage på utviklingen til norske barn.

Schjølberg et al. (2008) studerer språkutviklingen til barn ved 3 års alderen, basert på data fra 'Den norske mor og barn undersøkelsen'. I undersøkelsen ble gravide mødre fra og med 1999 spurt om å gi opplysninger om seg selv og sitt barn. Frafallet var hele 57 prosent, og det endelige utvalget er i overkant av 20 000 barn. I spørreundersøkelsene beskriver foreldrene barnas ferdigheter på en rekke områder, blant annet språkutvikling. I tillegg gir foreldrene opplysninger om familieforhold, valg av barnepassordninger når barna er 3 år, samt egen utdanning, morsmål og inntekt.

Om lag 84 prosent av barna i undersøkelsen har deltids eller fulltids barnehageplass. Resten passes enten hjemme eller er i familiebarnehage, i park eller hos dagmamma. Studien finner ingen store forskjeller i språkferdigheter mellom barn som er i ulike former for barnepass. Størst forskjell er det mellom barn som passes hjemme og de som går i barnehage. Blant barn som passes hjemme har 9 prosent forsinket språkutvikling, mens kun 4 prosent av barnehagebarna har forsinket språkutvikling. Videre er det også flere som snakker i lange og sammensatte setninger blant barn som er i barnehage enn blant barn som passes hjemme. Språkutviklingen er svakest blant barn som er hjemme og har mødre med lav utdanning eller foreldre med et annet morsmål enn norsk.

Det er gode grunner til å være varsom med å tolke resultatene til Schjølberg et al. (2008) som annet enn enkle korrelasjoner. Studien finner at barn som benytter barnehage skiller seg vesentlig fra barn som benytter andre former for barnepass, blant annet med hensyn til mors utdanning. Likevel kontrolleres det verken for observerbare eller uobserverbare kjennetegn ved barna eller mødrene. Det er også verdt å merke seg at studien er basert på et skjevt utvalg av populasjonen av gravide mødre. Eksempelvis er barn av mødre med lav utdanning og barn av foreldre med annet morsmål enn norsk, betydelig underrepresentert. Denne utvalgsskjevheten gjør det vanskelig å tolke resultatene fra studien som et bilde på en direkte eller indirekte effekt av barnehager. Studien oppgir heller ingen mål for den statistiske usikkerheten knyttet til resultatene, og det er derfor uklart om forskjellene mellom barna som benytter ulike former for barnepass er statistisk signifikante. Språkutviklingen til barna er i tillegg rapportert av foreldrene, og ikke målt gjennom tester eller vurdert av eksperter. Man kan derfor ikke utelukke at vurderingen av barnas språkutvikling avhenger systematisk av blant annet foreldrenes utdanningsnivå og morsmål, som i så fall ville gi et skjevt bilde på effekten av barnehage.

Havnes og Mogstad (2009) studerer langtidseffektene på barna av en norsk barnehagereform gjennomført i 1975. Reformen innebar at kommunene fikk ansvaret for barnehagetilbudet. Fra 1976 til 1979 økte dekningsgraden for barnehage for 3-6 åringer fra om lag 10 til 28 prosent på landsnivå, med stor variasjon mellom kommunene. I analysen deler Havnes og Mogstad (2009) kommunene inn i en eksperimentgruppe bestående av kommuner som hadde en stor økning i barnehagedekningen, og en kontrollgruppe som består av kommunene med liten eller ingen økning i dekningsgraden. For å tallfeste effektene av reformen på barnas utfall i voksen alder anvender de difference-in-difference metoder, der de utnytter variasjonen i dekningsgrad for barnehage på tvers av kommuner og mellom kohorter av barn bosatt i samme kommune. Dermed får de tatt hensyn til felles, uobserverbare forskjeller mellom barn født i ulike år og bosatt i samme område, så vel som mellom barn født i samme år og bosatt i ulike områder. Utfallene til barna er målt tidlig i trettiårene, og burde dermed gi et godt bilde av langtidskonsekvensene.

Tolkningen av resultatene som kausale effekter hviler på en antakelse om at endringen i utfallene fra de barna som var i barnehagealder før reformen til de som var i barnehagealder etter reformen, ville vært den samme i eksperiment- og kontrollgruppen, hadde det ikke vært for reformen. Det er grunn til å tro at denne antakelsen holder, siden tidstrenden i utfallene er svært lik mellom barn i de to gruppene i årene før reformen. Det er også verdt å merke seg at det ikke er noen systematiske endringer over tid i kjennetegnene til barna (eller foreldrene) i eksperimentgruppen sammenliknet med kontrollgruppen. Dessuten er det små forskjeller i kommunale utgifter og inntekter, samt befolkningssammensetning, mellom eksperiment- og kontrollkommunene. For å likevel ta hensyn til uobserverbare forskjeller mellom kommunene inkluderer Havnes og Mogstad faste, kommunespesifikke effekter så vel som en lineær kommunespesifikk tidstrend. I tillegg kontrollerer de for en rekke observerbare kjennetegn ved barna og foreldrene. Som en robusthetssjekk inkluderer de også familiespesifikke effekter for å eliminere faste, uobserverbare forskjeller i familiebakgrunn mellom barna. Dessuten dropper de Oslo, Trondheim og Bergen for å forsikre seg at effektene ikke er drevet av barna i disse byene.

Studien finner store positive og robuste langtidseffekter av tilgang på barnehage, både med hensyn til barnas utdanningsnivå og arbeidsmarkedstilknytning. Utbyggingen av 17 500 nye barnehageplasser førte til om lag 6 000 år ekstra utdanning. Dessuten ble sannsynligheten for å ikke gjøre ferdig videregående skole redusert med 6 prosentpoeng per barn i barnehage, mens sjansen for å ta universitetsutdannelse økte med over 7 prosentpoeng per barn i barnehage. Effektene på utdanning er størst for barn av mødre med lav utdanning. I tillegg er det klart at sannsynligheten for yrkesdeltakelse økte betraktelig, særlig blant jenter, mens sjansen for å motta stønader ble vesentlig redusert.

For å kunne tolke resultatene benytter Havnes og Mogstad en tilsvarende difference-in-difference metode, som gir reformeffektene på mødrenes arbeidstilbud. Resultatene viser at reformen ikke påvirket mødrenes arbeidstilbud. De argumenterer derfor for at resultatene reflekterer at det økte barnehagetilbudet fortrengte uformelt barnepass av lavere kvalitet som venner, familie og dagmamma. I tillegg undersøker Havnes og Mogstad om utbyggingen var kombinert med en økning i kvaliteten på barnehagene i eksperimentgruppen sammenlignet med kontrollgruppen, blant annet med hensyn til antall førskolelærere per barn. Hvis

dette var tilfellet, kunne de positive reformeffektene skyldes kvalitetsforbedringen og ikke økningen i barnehagetilbudet. Imidlertid var kvaliteten forholdsvis stabil over perioden, og om noe så falt kvaliteten på barnehagetilbudet i eksperimentgruppen relativt til kontrollgruppen. Havnes og Mogstad viser også at kostnadene per barnehageplass er forholdsvis små sammenlignet med kommunale utgifter per elev til barne- og ungdomsskole, og at avkastningen per barnehageplass i form av økt forventet arbeidsinntekt i yrkeslivet ser ut til være høyere enn denne kostnaden.

Havnes og Mogstad er den første studien som ser på de kausale langtidseffektene av universelle tiltak for barn i barnehagealder, og resultatene er entydige: Barnehage har positiv effekt på barns utvikling. Man kan imidlertid stille spørsmål ved om resultatene er overførbare til dagens situasjon i Norge, der barnehagedekningen er langt høyere enn den var for 30 år siden. I dag er det først og fremst barn av foreldre med lav utdanning og barn med fremmedspråklig bakgrunn som ikke benytter barnehage. Siden dette er grupper som har vist seg å ha forholdsvis stort utbytte av tid i barnehage, er det grunn til å forvente at de positive effektene rapportert i Havnes og Mogstad er mindre enn hva som ville vært konsekvensene av ytterliggere økning av barnehagetilbudet i dag. På den andre siden bør man være forsiktig med å konkludere at de positive effektene for 3-6 åringer er overførbare til virkningen av barnehage blant yngre barn, der alternativet i større grad kan være foreldreomsorg i stedet for uformelt barnepass.

6 IMPLIKASJONER FOR DET NORSKE BARNEHAGESYSTEMET

Utgangspunktet for denne artikkelen var å undersøke hvordan vi kan sikre barn likere muligheter til å lykkes i utdanningsløpet og i arbeidslivet. Litteraturgjennomgangen viser at førskoletiltak rettet mot barn fra vanskeligstilte familier har betydelige positive virkninger på kort og lang sikt. Tiltakene fører til at barna presterer bedre på skolen samt at flere fullfører videregående skole, tar høyere utdanning og lykkes på arbeidsmarkedet. I den senere tid er det også kommet en rekke studier som finner positive effekter på barns utvikling av universelle førskoleordninger som er rettet mot alle typer barn og barnefamilier.

Faglitteraturen som ser på betydningen av førskoletiltak for barns utvikling er så omfattende og entydig at det er på høy tid med en diskusjon om hvorvidt vi ønsker å endre dagens tilbud til norske barn i førskolealder. Siden 84 prosent av norske barn i alderen 1-5 år gikk i barnehage i 2007 er barnehagen et naturlig utgangspunkt for denne diskusjonen. Spørsmålet er om norske barnehager sikrer barna et godt nok grunnlag for videre læring og utvikling. På bakgrunn av vår gjennomgang av den empiriske forskningen på feltet konkluderer vi med at det er ønskelig å videreutvikle det norske barnehagetilbudet for å sikre at alle barn får et godt førskoletilbud. Som utdypet nedenfor bør sentrale mål i en barnehagereform være å sikre at barn fra vanskeligstilte familier går i barnehage og øke fokuset på læring i barnehagen.

6.1 Alle barn må med.

Reformforslag: For å sikre at barn fra vanskeligstilte familier får gå i barnehage foreslår vi at:

- Barnehage er gratis for alle barn, i hvert fall en daglig kjernetid på 3-4 timer
- En daglig kjernetid på 3-4 timer er obligatorisk for femåringer
- Kontantstøtten avvikles, i hvert fall for toåringer

Gratis kjernetid vil være en samfunnsøkonomisk effektiv investering i utdanning. I tillegg vil gratis kjernetid, sammen med obligatorisk kjernetid for femåringer og avvikling av kontantstøtten, gjøre barns barnehagedeltakelse mindre avhengig av familiens økonomi. På denne måten vil barn i større grad ha samme læringsgrunnlag ved skolestart, og barns muligheter til å lykkes i utdanningsløpet vil dermed være mindre avhengige av familiebakgrunn.

Begrunnelse: I Norge må vi betale for barnehage, mens vi har gratis skolegang og gratis universitetsutdannelse. Motivasjonen er uklar og står i skarp kontrast til resultatene diskutert ovenfor som tyder på at det er samfunnsøkonomisk mer lønnsomt å investere i barns utvikling før skolealder. Læring i førskolealder sikrer barnet et større læringsutbytte i første klasse, noe som fører til ytterligere større læringsutbytte i andre klasse, og så videre. Dette betyr at avkastningen av investeringer i skolen og i universitetet øker hvis læringsgrunnlaget fra tiden i barnehage er solid. Fra et fordelingsperspektiv kan det også være viktig å investere i et bedre barnehagetilbud. Mange barn fra familier med lav utdanning og lav inntekt kan ikke ta høyere utdanning fordi de aldri fullfører eller har dårlige resultater fra videregående skole. Gratis universitetsutdannelse innebærer å investere mer i de som allerede har lyk-

kes med å fullføre videregående skole. En mer rettferdig fordelingspolitikk vil være å investere mer i førskolealderen for å sikre at barn har likere muligheter i det videre utdanningsløpet.

Sosioøkonomiske forhold ser ut til å spille en rolle for hvorfor enkelte barn ikke går i barnehage.[17] Selv om det i 2007 var kun 16 prosent av alle barn i alderen 1-5 som ikke brukte barnehage, var noen grupper svært overrepresenterte. Barn som ikke er i barnehage har forholdsvis ofte foreldre med lavere utdanning (Pettersen 2003). I tillegg benytter barn med minoritetsspråklig bakgrunn barnehage relativt sjelden. Dette er spesielt uheldig siden det nettopp er barn med en slik familiebakgrunn som ser ut til å ha størst utbytte av tid i barnehage (Havnes og Mogstad 2009; Schjølberg et al 2008).

Kontantstøtteordningen gir foreldrene insentiver til å ta barna ut av barnehagen. Ordningen ble innført i 1998 og gir foreldre med barn mellom et og tre år månedlige kontaktoverføringer dersom barnet ikke benytter offentlig subsidiert barnetilsyn. Kontantstøtteordningen kan ha bidratt til å øke de sosioøkonomiske skjevhetene med hensyn til hvilke barn som går i barnehagen. Det er urovekkende at barn fra familier med lav inntekt eller utdanning så vel som barn med minoritetsbakgrunn er kraftig overrepresentert som mottakere av kontantstøtte (Pettersen 2003).

6.2 Økt fokus på læring

Reformforslag:

For å få økt fokus på læring i barnehagen foreslår vi at rammeplanen konkretiseres og at barnehagene får flere pedagoger:

- Rammeplanen bør inneholde konkrete læringsmål for både kognitive og ikke kognitive egenskaper, og en plan for hvordan disse læringsmålene skal nås.
- Rammeplanen må inneholde et krav om en daglig kjernetid på 3-4 timer. I deler av kjernetiden skal *alle* barna delta i læringsaktiviteter som utvikler både kognitive og ikke-kognitive egenskaper. Læringsaktivitetene skal være lagt opp av pedagoger og ledet av voksne.
- I kjernetiden må det være flere pedagoger per barn sammenlignet med i dag.
- For å tiltrekke seg kompetent personell er det nødvendig å øke lønningene og bedre arbeidsvilkårene for barnehageansatte. For de som allerede er ansatt bør det komme etterutdannings- og opplæringstiltak.

Økt fokus på læring og flere pedagoger vil kunne øke kvaliteten på barnehagetilbudet. Konkrete læringsmål, i tillegg til et krav om en daglig kjernetid der *alle* barna deltar i læringsaktiviteter, vil sikre at barn får likere læringsutbytte av barnehagens pedagogiske tilbud, samt redusere kvalitetsforskjeller mellom barnehager.

Begrunnelse: En rekke studier tyder på at det er førskoleprogram med fokus på læring som har størst betydning for barnas utvikling. I tillegg kommer det tydelig frem at kvalifisert personell er eviktig. I Norge er andelen barnehageansatte med førskolelærerutdannelse forholdsvis lav. For 3-5 åringene kreves det kun en pedagogisk leder per 18 barn i Norge. Til sammenligning er det om lag 11 barn per pedagog i Sverige, mens i Danmark er det 7 barn per pedagog.[18]

Barnehagens rammeplan inneholder i dag ingen konkrete læringsmål. Det nærmeste man kommer er formuleringer som:

«Gjennom arbeid med antall, rom og form skal barnehagen bidra til at barna
- opplever glede over å utforske og leke med tall og former
- tilegner seg gode og anvendbare matematiske begreper
- erfarer, utforsker og leker med form og mønster
- erfarer ulike typer størrelser, former og mål gjennom å sortere og sammenligne
- erfarer plassering og orientering og på den måten utvikler sine evner til lokalisering»[19]

Siden tidlig læring er viktig, kan det være nyttig å klargjøre hva det forventes at barna skal lære og hvordan de skal lære det. Konkrete læringsmål vil bidra til å sette fokus på den skoleforberedende målsetningen ved barnehagetilbudet, samt redusere forskjellene i det pedagogiske tilbudet blant forskjellige barnehager.

I barnehagens rammeplan er det heller ikke et krav om at barna daglig skal delta i læringsaktiviteter som er planlagt

[17] *Tidlig innsats for livslang læring. St.meld. nr.16 (2006-2007).*
[18] *Se «Tidlig innsats for livslang læring» (St.meld. nr.16, 2006-2007).*
[19] *«Rammeplan for barnehagens innhold og oppgaver» (Kunnskapsdepartementet, 2006, s 42).*

og ledet av voksne. Den sosialpedagogiske tradisjonen som preger det norske barnehagesystemet har et såkalt helhetlig læringssyn, som vektlegger læring gjennom opplevelser og lek. Det fremheves at det å se omsorg, oppdragelse, lek, hverdagsaktiviteter og læring i sammenheng er et særtrekk ved norsk barnehagetradisjon. I det hele tatt står det lite om organiserte læringsaktiviteter i rammeplanen:

> «Barnehagen skal styrke barns læring i formelle og uformelle læringssituasjoner. De formelle situasjonene er planlagt og ledet av personalet. Uformelle læringssituasjoner er nærmere knyttet til hverdagsaktiviteter og her-og-nå-situasjoner, i lek, oppdragelse og annen samhandling. Det er ikke hensiktsmessig å trekke et klart skille mellom formelle og uformelle læringssituasjoner. Begge har en pedagogisk hensikt. De sju fagområdene må knyttes til både formelle og uformelle læringssituasjoner.» [20]

Fravær om krav til at alle barna skal delta i daglige læringsaktiviteter ledet av voksne er problematisk fordi det kan bidra til å øke sosiale forskjeller. Vi ser to grunner til dette:

1) Det kan føre til stor variasjon i barnehagers fokus på læring avhengig av de ansattes kompetanse. Dette kan bidra til å øke sosiale forskjeller dersom ressurssterke foreldre benytter barnehager av høyere kvalitet.

2) Det kan føre til at barnets læring i barnehagen i stor grad er avhengig av egne evner til å innlede og delta i læringsopplevelser. I rammeplanen står det for eksempel:

«Barns undring må møtes på en utfordrende og utforskende måte slik at dette danner grunnlaget for et aktivt og utviklende læringsmiljø i barnehagen. Barns egne interesser og spørsmål bør danne grunnlaget for læringsprosesser og temaer i barnehagen.»[21]

Med en slik tilnærming til læring bør vi være bekymret for at det er barna som har mange positive læringsopplevelser i hjemmet som er flinkest til å uttrykke sin undring og stille personalet spørsmål. I så fall kan disse barna få et større læringsutbytte av barnehagen enn barn som har færre positive læringsopplevelser i hjemmet.

Det er viktig å understreke at et krav om at deler av kjernetiden skal benyttes til daglige læringsaktiviteter ledet av voksne, ikke strider med dagens helhetlige læringssyn som er beskrevet ovenfor. Dette synet kan være viktig å ta med seg, både i og utenfor kjernetiden.

REFERANSER:

Baker, M., J. Gruber, og K. Milligan (2008): «Universal Childcare, Maternal Labor Supply and Family Well-Being», *Journal of Political Economy,* 116, 709-745.

Barnett, S. (1995): «Long-term Effects of Early Childhood Programs on Cognitive and School Outcomes», *The Future of Children,* 5, 25-50.

Barnett, W. S., og L. N. Masse (2007): «Early Childhood Program Design and Economic Returns: Comparative Benefit-Cost Analysis of the Abecedarian Program and Policy Implications», *Economics of Education Review,* 26(1), 113-125.

Belsky, J., E. Melhuish, J. Barnes, A.H. Leyland og H. Romaniuk (2006): «Effects of Sure Start local programmes on children and families: Early findings from a quasi-experimental, cross sectional study», *British Medical Journal,* 332, 1476-1481.

Berlinski, S., S. Galiani, and P. Gertler (2009): «The Effect of Pre-Primary Education on Primary School Performance», *Journal of Public Economics,* 219-234.

Blau D. og J. Currie (2006): «Pre-School, Day Care, and After-School Care: Who is Minding the Kids?» in Hanushek E. and F. Welch, eds., *Handbook of the Economics of Education,* volume 2. Amsterdam: North-Holland.

Bratberg, E. Ø. A. Nilsen og K. Vaage (2008): «Job Losses and Child Outcomes», *Labour Economics,* 15, 591-603.

Bremnes, R., T. Falch og B. Strøm (2006): «Samfunnsøkonomiske konsekvenser av ferdighetsstimulerende førskoletiltak», Senter for økonomisk forskning, SØF-rapport nr. 04/06.

Campbell, F. A., og C.T. Ramey (1994): «Effects of early intervention on intellectual and academic achievement. A follow-up study of children from low-income families», *Child Development,* 65, 684-698.

Campbell, F. A., C. T. Ramey, E. Pungello, J. Sparling og S. Miller-Johnson (2002): «Early Childhood Education: Young adult outcomes from the Abecedarian Project», *Applied Developmental Science,* 6(1), 42-57.

[20] *«Rammeplan for barnehagens innhold og oppgaver» (Kunnskapsdepartementet, 2006, s 27).*
[21] *«Rammeplan for barnehagens innhold og oppgaver» (Kunnskapsdepartementet, 2006, s 27).*

Cunha, F. og J. Heckman (2007): «The Economics of Human Development: The Technology of Skill Formation», *American Economic Review Papers and Proceedings,* 97, 31-47.

Currie, J. og M. Neidell (2007): «Getting Inside the 'Black Box' of Head Start Quality: What Matters and What Doesn't», *Economics of Education Review,* 26(1), 83-99.

Currie, J. og D. Thomas (1995): «Does Head Start Make A Difference?,» *The American Economic Review,* 85(3), 341-364.

Dahl, G. og L. Lochner (2008): «The Impact of Family Income on Child Achievement: Evidence from the Earned Income Tax Credit», Working Paper, 14599, NBER.

Datta Gubta, N. og M. Simonsen (2008): «Non-Cognitive Child Outcomes and Universal High Quality Child Care», Working Paper, 1, Danish National Centre for Social Research.

d'Addio, A.C (2007): «Intergenerational Transmission of Disadvantage: Mobility or Immobility Across Generations?», *OECD Social Employment and Migration Working Papers,* No. 52.

Garces, E., D. Thomas og J. Currie, 2002, «Longer-term effects of Head Start», *The American Economic Review,* vol. 92, 999-1012.

Goodman, A. og B. Sianesi (2005): «Early Education and Children's Outcomes: How Long Do the Impacts Last», *Fiscal Studies,* 26, 513-548.

Gregg, P., E. Washbrook, C. Propper, og S. Burgess (2005): «The Effects of a Mother's Return to Work Decision on Child Development in the UK», *Economic Journal,* 115, 49-80.

Han, W., J. Waldfogel, og J. Brooks-Gunn (2001): «The Effects of Early Maternal Employment on Later Cognitive and Behavioural Outcomes» *Journal of Marriage and the Family,* 63, 336-354.

Havnes, T. og M. Mogstad (2009): «No Child Left Behind: Universal Child Care and Children's Long-Run Outcomes», Discussion Paper, 582, Statistics Norway.

Heckman, J.J. (2006): «Skill Formation and the Economics of Investing in Disadvantaged Children», Science, 312(5782), 1900-1902.

Hægeland, T., L.J. Kirkebøen, O. Raaum og K.G. Salvanes (2005): «Familiebakgrunn, skoleressurser og avgangskarakterer i norsk grunnskole», I Utdanning 2005- deltakelse og kompetanse. Statistiske Analyser, Statistisk sentralbyrå.

Karoly, L.A., M.R. Kilburn og J.S. Cannon, 2005, *Early Childhood Interventions: Proven results, Future Promises,* Santa Monica, Calif.: The Rand Corporation.

Karoly, L.A., P.W. Greenwood, S.S. Everingham, J. Hoube, M.R. Kilburn, C.P. Rydell, M. Sanders og J. Chiesa (1998): I*nvesting in Our Children: What We Know and Don't Know About the Costs and Benefits of Early Childhood Interventions.* Santa Monica: RAND.

Lorentzen, T. og R. Nilsen (2008): «Går fattigdom i arv? Langtidseffekter av å vokse opp i familier som mottar sosialhjelp», Fafo, Rapport, 14.

Loeb, S., M. Bridges, D. Bassok, B. Fuller og R. Rumberger (2007): «How Much is Too Much? The Influence of Preschool Centers on Children's Social and Cognitive Development», *Economics of Education Review,* 26, 52-66.

Ludwig, J. og D. L. Miller (2007): «Does Head Start Improve Childrenís Life Chances? Evidence from a Regression Discontinuity Approach», *Quarterly Journal of Economics,* 122(1), 159-208.

Manguson, A., C. Ruhm, and J. Waldfogel (2007): «Does Prekindergarten Improve School Preparation and Performance», *Economics of Education Review,* 26, 33-51.

Melhuish, E, K. Sylvia, P. Sammons, I. Siraj-Blatchford og B. Taggart (2004): "The Effective Provision of Pre-School and Primary Education (EPPE) Project: Findings from Pre-school to end of Key Stage 1", SSU Report, 01.

Meluish, E., K. Sylva, P. Sammons, I. Siraj-Blatchford, B. Taggart, M. Phan og A. Malin (2008): «Preschool Influences on Mathematical Achievement», Science, 321, 1161-1162.

Melhuish, E., J. Belsky, A.H. Leyland, J. Barnes og NESS Research Team (2008): «Effects of fully-established Sure Start Local Programmes on 3-year-old children and their families living in England: a quasi-experimental observational study», *Lancet,* 372, 1641-1647.

OECD (2004): «Learning for Tomorrow's World: First Results from PISA 2003», OECD Report, Paris.

Pettersen, Silje Vatne (2003): *Barnefamiliers tilsynsordninger, yrkesdeltakelse og bruk avkontantstøtte våren 2002*. SSB-rapport 2003/9. Statistisk sentralbyrå.

Reynolds, A.J., og J.A. Temple (1998): «Extended Early Childhood Intervention and School Achievement: Age Thirteen Findings from the Chicago Longitudinal Study,» *Child Development,* 69(1), 231-246.

Reynolds, A. J., J.A. Temple, D.L. Robertson og E.A. Mann (2001): «Long-Term Effects of an Early Childhood Intervention on Educational Achievement and Juvenile Arrest: A 15-Year Follow-Up of Low-Income Children in Public Schools». *Journal of American Medical Association* 285(18), 2339-2346.

Ruhm, C. (2004): «Parental Employment and Child Cognitive Development», *Journal of Human Resources,* 39, 155-192.

Schjølberg S., R. Lekhal, M. Wang, I. Zambrana, K. Mathiesen, P. Magnus og C. Roth (2008): «Forsiknet Språkutvikling: En Foreløpig Oversikt Basert på Data fra Den Norske Mor og Barn Undersøkelsen», FHI Rapport, 10.

Schweinhart, L. J., J. Montie, Z. Xiang, W. S. Barnett, C. R. Belfiled og M. Nores, 2005, *Lifetime effects: The High/ Scope Perry Preschool Study through Age 40,* Ypsilanti, MI: High/Scope Press.

Shonkoff, J., og D. Phillips (Eds.) (2000): From neurons to neighborhoods: T*he science of early childhood development,* Washington, DC: National Academy Press.

Waldfogel, J. (2002): «Child Care, Women's Employment, and Child Outcomes», *Journal of Population Economics,* 15, 527-548.

ABONNEMENT

ABONNEMENT LØPER TIL OPPSIGELSE FORELIGGER

ARTIKKEL

MAREN ELISE ROMSTAD
Valutaanalytiker DnB NOR Markets

Ordrestrømmer og den svake kronen*

Makroøkonomiske tilnærminger for å forklare endringer i valutakurser har historisk gitt dårlige resultater, og empiri viser at en naiv random-walk er en vel så god tilnærming. De skuffende resultatene for tradisjonelle tilnærminger har gitt grobunn for en ny retning – ordrestrømmer anvendt på valutakurser. I denne artikkelen redegjøres det for ordrestrømmer i valutamarkedet, og hvordan disse kan bidra til å forklare utviklingen i valutakurser. Til slutt anvendes resultatene på den siste tidens utvikling i kronekursen.

1 INNLEDNING

Valutamarkedene slik vi kjenner dem i dag stammer fra 1970-tallet og sammenbruddet av Bretton Woods systemet. Siden da har man sett en gradvis overgang til fleksible valutakursregimer. I de fleste industrialiserte land flyter valutakursene fritt og det internasjonale valutamarkedet har utviklet seg til å bli det desiderte største finansmarkedet. Overgangen til det nye regimet skapte et behov for nye teorier og modeller, blant annet for å bedre kunne forklare endringene i valutakursene, som ved første øyekast så ut til å følge en «random-walk». Forståelsen for valutamarkedene og kursene er blitt betraktelig bedre i løpet av de siste tiårene. Nye teorier og modeller blir stadig lansert, samtidig har økt tilgang til data og en utvikling innen økonometriske metoder ført valutakursteorien mange steg videre. På tross av en kontinuerlig utvikling er spørsmålet mange stiller seg fortsatt det samme: Hva driver utviklingen i valutakursene?

Før 1970-tallet trodde man utviklingen i valutakursene i første rekke var drevet av utenriksøkonomien og varemarkedene. Etterspørselen etter valuta oppsto i hovedsak i forbindelse med kjøp og salg av varer og tjenester. Intuisjonen er enkel, men til tross for tilnærmingens intuitive tiltrekning, har den vist seg lite fruktbar. Den primære årsaken er at valutahandler motivert av utenriksøkonomien står for en liten andel av den totale omsetningen i markedet. Etter kollapsen til Bretton Woods vokste en ny tilnærming frem – aktivapristilnærmingen (Sarno og Taylor, 2008). Tilnærmingen forutsetter at valutamarkedene er effisiente, det vil si at valutakursene reflekterer all offentlig tilgjengelig informasjon. Av dette følger det at valutakurser er særdeles fleksible og fremadskuende. Valutakursen bestemmes da med utgangspunkt i dagens fundamentale faktorer og investorers forventninger til neddiskontert verdi av disse (Rime og Sojli, 2006).

Hvilke fundamentale faktorer markedsaktørene oppfatter som viktige varierer over tid. Men, spesielt to fundamentale forhold er blitt trukket frem som årsaker til svingninger i valutakursene, nemlig hypotesen om kjøpekraftsparitet og renteparitet. Den første knytter seg til varemar-

* *Takk til Ragnar Nymoen, Øystein Dørum, Ole Christian Bech-Moen og en anonym konsulent for nyttige kommentarer til et tidligere utkast. Gjenværende feil står selvsagt for undertegnedes egen regning.*

kedet og den andre til markedet for aktiva. Flere makroøkonomiske modeller har forsøkt å forklare endringer i valutakurser med utgangspunkt i pengemarkedslikevekten og de to paritetshypotesene. Den klassiske prognosestudien til Meese og Rogoff fra tidlig på 1980-tallet gjorde det derimot klart at modeller med utgangspunkt i makroøkonomiske faktorer ikke kan forklare eller predikere valutakurser bedre enn en naiv «random-walk» modell (Meese og Rogoff, 1983). De to økonomenes arbeid har vist seg overraskende robust mot en rekke forsøk på å motbevise at valutakurser er frakoblet fundamentale faktorer. Det mest kjente er kanskje Cheung, Chinn og Pascual (2005). Forfatterne utvider sampleperioden og vurderer prediksjonsevnen til en rekke nyere strukturelle valutakursmodeller. Konklusjonen er fortsatt den samme og resultatene til Meese og Rogoff står like sterkt.

2 ORDRESTRØMSANALYSE

Flere tiår med mislykkede forsøk på å forklare utviklingen i valutakurser har gitt grobunn for en ny retning innen feltet for valutakursteori. Fremveksten av mikrostruktur anvendt på valutakurser, som kom mot slutten av 90-tallet, må kunne betraktes som et etterlengtet bidrag.

Hovedforskjellen mellom mikrostruktur og makroøkonomiske tilnærminger til valutakurser er ordrestrømmenes rolle. Ordrestrømmer har ingen plass i tradisjonell valutateori, men er derimot en kritisk faktor i mikrostrukturen. Ordrestrøm er transaksjonsvolum med fortegn. Hvis en aktør i kronemarkedet selger 10 enheter norske kroner, mens en annen aktør kjøper 5 enheter norske kroner er transaksjonsvolumet lik 15 enheter, mens ordrestrømmene er -5 enheter (-10 + 5). Ordrestrømmer måles som summen av selger-initierte og kjøper-initierte handler. En negativ sum betyr netto salgspress i den aktuelle valutaen og peker mot at kursen vil depresiere. Positiv ordrestrøm betyr at det er kjøpspress i markedet og kursen kan appresiere (Lyons, 2001).

Et annet viktig skille mellom mikromodeller og makromodeller er rollen til informasjon. Tradisjonelle tilnærminger til valutakurser antar effisiente markeder, kun offentlig tilgjengelig informasjon kan forklare prisendringer. Mikrostruktur innebærer at heterogene oppfatninger og informasjon kan være vel så viktige i prisingsrelasjonen. Teoretisk sett kan ordrestrømmer aggregere informasjon gjennom to kanaler: (i) en direkte kanal hvor nyheter gir direkte utslag i kursene i tråd med de tradisjonelle modellene, og (ii) en indirekte kanal hvor aktørenes heterogene oppfatninger fanges opp i ordrestrømmene (Evans og Lyons, 1999, og Rime, Sarno og Sojli, 2007).

Overgangen fra ordrestrømmer til pris kan illustreres i to steg. I første runde observerer og tolker markedsaktørene informasjon om makroøkonomiske fundamentale faktorer. Deretter lærer prisstillerne i valutamarkedet (market maker) om aktørenes oppfatninger gjennom ordrestrømmene, og på bakgrunn av denne informasjonen stilles en kurs. Ordrestrømmene blir en transmisjonsmekanisme som aggregerer prisrelevant informasjon, som heterogene oppfatninger av nyheter, endringer i forventninger og sjokk som påvirker etterspørselen i markedet (Lyons, 2001, og Evans og Lyons, 2005). Selv om ordrestrømsanalyser viser seg å ha høyere forklaringskraft enn de tradisjonelle tilnærmingene, betyr ikke dette at ordrestrømmene er en underliggende faktor for valutakurser. Poenget, slik jeg ser det, er at fundamentale forhold fortsatt kan være underliggende faktor, men at de konvensjonelle målene for fremtidige fundamentale faktorer er veldig unøyaktige. Ordrestrømmer fungerer som en «proxy» for fundamentale forhold og har samtidig vist seg å være bedre i predikering av valutakurser. I motsetning til forventninger målt ved undersøkelser, representerer ordrestrømmer faktisk handling på bakgrunn av forventninger. Man står for det man tror på! («Backing up beliefs with real money»).

I min ordrestrømsanalyse av kronemarkedet har jeg brukt DnB NORs valutahandelsstatistikk tilgjengelig fra 2. januar 2006. Statistikken bygger på Norges Banks database, som tar utgangspunkt i daglige transaksjonsdata der norske kroner inngår i valutaparet. Sentralbankens database baseres på innsamling fra de ni nordiske bankene, deriblant DnB NOR, som er prisstiller i valutakrysset kroner mot euro. Jeg velger å benytte meg av DnB NORs egen valutahandelsstatistikk av to grunner. For det første er det ønskelig at DnB NOR skal kunne nyttiggjøre seg de dataene man har tilgang til. For det andre ønsker jeg å kartlegge om det eksisterer en sammenheng mellom daglige ordrestrømmer i DnB NORs database og daglige endringer i kronekursen (Norges Banks statistikk har høyere dekningsgrad, men er kun tilgjengelig på ukentlig basis). En fordel med datasettet er at det kan splittes i ulike kundesegmenter. Dette gir anledning til å foreta interessante analyser, da formålet bak valutatransaksjoner vil variere mellom finansielle og kom-

Tabell 1 *Kointegrasjonssammenheng og feiljusteringsmodeller.*

Log (KKI) = 4,626 – 0,0024 x Aggregert ordrestrøm	
Augmented Dickey Fuller test: - 2,74 (kritisk verdi er -3,34)	
Δ Log (KKI) =	0,000 + 0,04 Δ Log KKI (-1) – 0,002 x Δ Aggregert ordrestrøm (-1) – 0,02 x Residual (-1)
	(0,000) (0,04) (0,0003) (0,008)
Δ Aggregerte ordrestrøm =	0,06 + 0,06 Δ Aggregerte ordrestrøm (-1) + 0,88 Δ log KKI (-1) + 1,20 x Residual (-1)
	(0,02) (0,04) (5,36) (1,00)

Note: Log (KKI) er logaritmen til konkurransekursindeksen ved slutten av dagen hentet i Datastream. Aggregert ordrestrøm er akkumulert ordrestrøm hentet fra DnB NORs valutahandelsstatistikk. Residual er avviket fra den estimerte kointegrasjonssammenhengen. Estimeringsperioden er fra 2. januar 2006 til 9. april 2008, 570 observasjoner. Tall i parentes er standardavvik. Δ indikerer førstedifferansen.

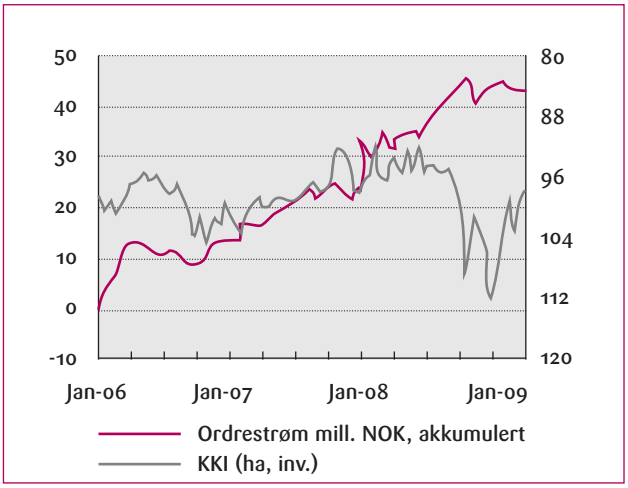
mersielle kunder, utenlandske banker, norske banker og rapportørbanker. Videre er det interessant å se hvorvidt modeller basert på ordrestrømmer gjør det bedre enn tradisjonelle analyser av kronekursen.

3 RESULTATER

Aggregert kumulativ ordrestrøm og kronekursen[1] har fulgt hverandre ganske tett for perioden 2. januar 2006 til 19. mars 2009, se figur 1, men enkle figurbetraktninger er ikke tilstrekkelig for å vise at det eksisterer en virkelig sammenheng. I første omgang tester jeg om kronekursindeksen og akkumulert ordrestrøm er kointegrerte. En statistisk test gir ikke formell støtte til dette, siden nullhypotesen om fravær av kointegrasjon ikke kan forkastes på 5 prosent nivå[2]. Den estimerte sammenhengen og verdien av den såkalte Dickey-Fuller testen er gjengitt i øverste del av tabell 1. Hvis det er netto kjøpspress i kronemarkedet (positiv ordrestrøm) og det kjøpes kroner for 1 milliard norske kroner skal den effektive kronekursen appresiere 0,24 prosent. Resultatet er i tråd med Rime og Sojli (2006) som benytter tilsvarende datasett fra Norges Bank. Forfatterne finner at hvis finansielle kunder kjøper kroner for 1 milliard skal valutakursen styrke seg 0,27 prosent.

Videre tester jeg hvorvidt det eksisterer en kausal sammenheng mellom daglige data for aggregert ordrestrøm og den effektive kronekursen. Er man interessert i å undersøke om sjokk i en variabel kan forårsake sjokk i en annen variabel på et senere tidspunkt kan man basere testen på de feiljusteringslikningene som hører logisk sammen med kointegrasjonslikningen, jamfør nederste del av tabell 1. Hverken det laggede avviket fra kointegrasjonslikningen eller lagget endring i valutakursen er signifikant for daglige ordrestrømmer. Sammenhengen går kun en vei, fra ordrestrømmer til kronekurs (dette kalles enveis Granger-kausalitet). Aggregert ordrestrøm kan potensielt bidra til å forklare valutakurssvingninger, og vi har funnet empirisk støtte for at ordrestrømmer inneholder prisrelevant informasjon.

Figur 1 *Aggregert ordrestrøm og konkurranseindeksen (KKI).*



Kilde: DnB NOR Markets og Datastream

Videre er det interessant å kartlegge hvorvidt forskjellige kundesegmenter har ulik prisinnflytelse (jamfør resultatene til Rime og Sojli, 2006, nevnt tidligere). Ulike kundegrupper er aktive i valutamarkedet av ulike årsaker, og motivene kan variere fra spekulasjon til sikring av inntek-

[1] *Når det refereres til kronekursen sikter jeg stort sett (når ikke annet oppgitt) til konkurransekursindeksen (KKI), den effektive kronekursen. Jeg velger i all hovedsak å benytte konkurransekursindeksen, da DnB NOR sin valutahandelsstatistikk omfatter alle transaksjoner der kroner inngår i valutaparet.*

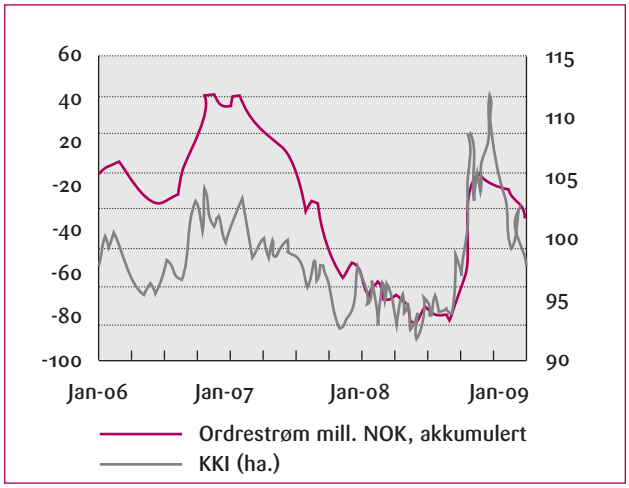
[2] *Siden variablene er ikke-stasjonære og jeg må beholde nullhypotesen om fravær av kointegrasjon, velger jeg å benytte variablene på endringsform i videre analyse. Dette selv om Dickey Fuller testen er kjent for å ha lav styrke for volatile data og vi er nær forkastning av nullhypotesen.*

Tabell 2 *Kundesegmenter og prisrelevant informasjon. Venstresidevariabel er endringen i logaritmen til konkurransekursindeksen.*

SEGMENT	KOEFFISIENT	STANDARDAVVIK	FORKLARINGSGRAD (R2)
Δ Norske banker	0,016	0,002	0,08
Δ Utenlandske banker	-0,0013	0,0001	0,14
Δ Finansielle aktører	0,0007	0,0009	0,00
Δ Ikke finansielle aktører	0,002	0,0002	0,12
Δ Aggregert	-0,002	0,0003	0,04

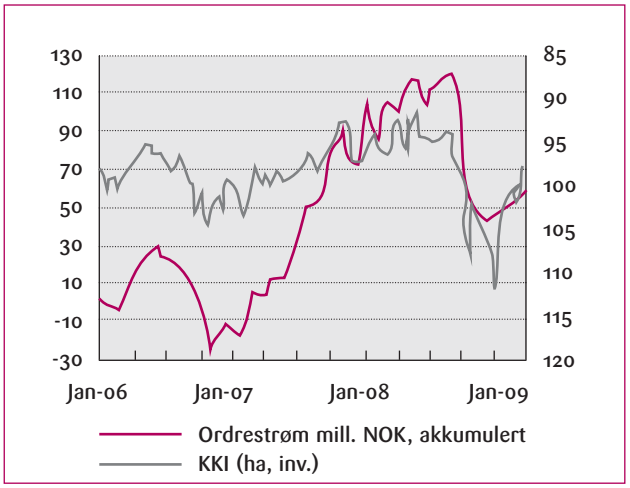
Note: Tabellen viser fem enkle regresjoner. Forklaringsvariablene er daglige ordrestrømmer fra ulike kundesegmenter, samt aggregert over kundegruppene. For eksempel er forklaringsvariabelen Norske banker akkumulert ordrestrøm fra dette segmentet hentet fra DnB NORs valutahandelsstatistikk. Estimeringsperioden er fra 2. januar 2006 til 9. april 2008, 570 observasjoner. Tall i parentes er standardavvik. Δ indikerer førstedifferansen.

Figur 2 *Kommersielle aktørers akumulerte nettokjøp og konkurransekursindeks.*



Kilde: DnB NOR Markets og Datastream

Figur 3 *Utenlandske bankers akkumulerte nettokjøp og konkurransekursindeks.*



Kilde: DnB NOR Markets og Datastream

ter i utenlandsk valuta. Tidligere forskning finner store variasjoner i sammenhengen mellom ordrestrømmer fra ulike kundesegmenter og valutakurs, noe jeg også forventer å finne. Hypotesen er at ordrestrømmer initiert av ulike kundesegmenter påvirker valutakursen i forskjellig retning. De ulike kundesegmentene som testes er norske banker, utenlandske banker, finansielle aktører og ikke-finansielle aktører. De estimerte koeffisientene viser at sammenhengen mellom et representativt kundesegment og valutakurs varierer veldig. Noen koeffisienter er positive, mens andre er negative. Noen koeffisienter er signifikante, mens andre er det ikke. Resultatene er presentert i tabell 2. Finansielle aktører og norske banker har ingen signifikant innvirkning på valutakursen, hvilket mest sannsynlig skyldes lav total omsetning fra nettopp disse segmentene. Strømmene er ikke store nok til å flytte valutakursen. Derfor strider resultatet mot tidligere empiri, som viser at spesielt finansielle aktører har en signifikant effekt på valutakurser. Aktører i ikke-finansiell sektor, kommersielle aktører, har en positiv signifikant effekt på kronekursen (figur 2). Dette betyr at netto kjøpspress fører til en svakere krone. I datasettet fra DnB NOR består segmentet kommersielle aktører primært av norske ikke-finansielle selskaper. Motivet til dette segmentet er ofte sikring av kostnader eller inntekter i utenlandsk valuta på gode nivåer, ikke spekulasjon.

Utenlandske banker har en signifikant negativ priseffekt, hvilket betyr at netto salgspress vil svekke kronekursen (figur 3). Ordrestrømmene til de utenlandske aktørene inkluderer rapportørbankene. Totalt sett kan dette betraktes som interbankmarkedet. Omsetningen i dette segmentet er enorm. Høy omsetning og god tilgjengelighet på data fra elektroniske plattformer er de viktigste årsakene til at det nettopp er her det meste av forskningen på ordrestrømmer foreligger. Mitt resultat er i tråd med tidligere empiri. Interbankmarkedet er segmentet med størst effekt på kronekursen. Oppsummert viser resultatene at de ulike

Tabell 3: Sammenligning mellom ulike modellspesifikasjoner for endringer i kronekursen

Δ Rentedifferanse	Δ GCRI	Δ Oljepris	Δ Aggregert ordrestrøm	Δ Utenlandske banker	R2
-0,013 (0,004)	0,013 (0,003)	-0,048 (0,000)			0,10
-0,012 (0,004)	0,012 (0,003)	-0,043 (0,009)	-0,001 (0,000)		0,13
-0,009 (0,004)	0,012 (0,003)	-0,038 (0,008)		-0,001 (0,000)	0,20

Note: Alle modellene inkluderer forrige periodes førstedifferanse av logaritmen til den effektive kronekursen og et konstantledd (ikke rapportert i tabellen). Rentedifferansen er differansen mellom 3 måneders pengemarkedsrenter i Norge og eurosonen, GCRI er logaritmen til et mål på implisitt volatilitet i valutamarkedet (se Eitrheim, Frøyland og Røisland, 1999, for utdypning) og oljepris er logaritmen til brent spot. Estimeringsperioden er fra 2. januar 2006 til 9. april 2008, 570 observasjoner. Tall i parentes er standardavvik. Δ indikerer førstedifferansen.

kundesegmentene helt klart har forskjellig innvirkning på pris, samt høyere forklaringsgrad enn aggregert ordrestrøm alene. Kilden til ordrestrøm er viktig!

Til slutt er det interessant å se hvordan modellene basert på ordrestrømmer gjør det i forhold til mer tradisjonelle tilnærminger til kronekursen. Forklaringsvariablene i den tradisjonelle modellen er endringen i oljepris, endringen i rentedifferanse mot eurosonen og endringen i volatiliteten i valutamarkedet, målt ved implisitt volatilitet for valutaopsjoner. Modellene bestående av ordrestrøm, aggregert og segmentert, forklarer mer av variasjonen i kronekursen enn den tradisjonelle tilnærmingen. Innenfor sampleperioden forklarer en tradisjonell modell rett i underkant av 10 prosent (bruk av et lengre datasett endrer ikke resultatet), mens vi husker fra tidligere at ordrestrømmer fra utenlandske banker alene forklarer 14 prosent (tabell 2). En hybrid modell, bestående av tradisjonelle faktorer og netto kronekjøp for utenlandske banker forklarer 20 prosent. Dette bekrefter at ordrestrømsanalyse er et supplement til de tradisjonelle modellene, ikke en konkurrent eller arvtager (se tabell 3).

4 UTENLANDSKE AKTØRER PÅ FLUKT FRA KRONEMARKEDET

Basert på analysen er det tydelig at en ordrestrømsanalyse av valutakurser øker vår forståelse av mekanismene i valutamarkedet og gjør oss bedre rustet til å forstå svingninger i kronekursen. I løpet av det siste året har kursutslagene i kronekursen vært unormalt store og kronen har blitt notert på det svakeste mot euro noensinne. Innenfor enkelte dager har en euro kostet over ti kroner.

Figuren over utenlandske bankers nettokjøp viser at dette kundesegmentet har kvittet seg med norske kroner i stor stil og kjørt kronen svakere fra august til desember. I løpet av perioden har netto akkumulerte strømmer fra utenlandske banker falt med over 50 prosent, i følge DnB NORs valutahandelsstatistikk. Det er enorme beløp som har blitt trukket ut. Dette har bidratt til tynne markeder og lite likviditet. Samtidig har norske aktører benyttet anledningen til å kjøpe stadige billigere kroner (netto kjøpspress fra dette segmentet har historiske gått sammen med en svakere krone). På grunn av lav likviditet i kronemarkedet har småbeløp flyttet kronen til nye territorier.

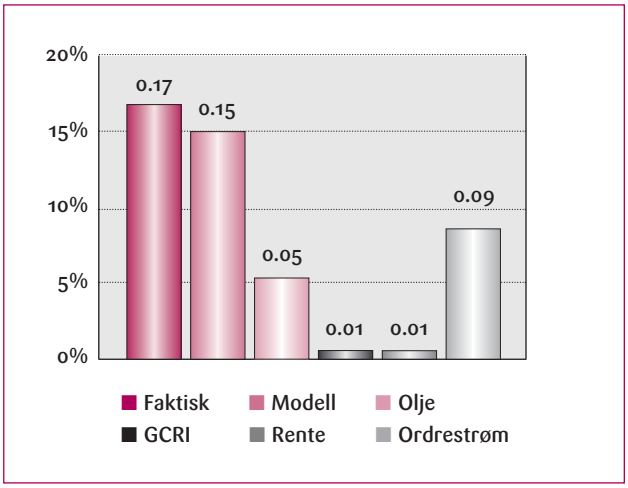
Selv om strømmene ser ut til å ha vært en viktig forklaringsfaktor bak den siste tidens utvikling i kronekursen, er det viktig å påpeke at ordrestrømmene også speiler utviklingen i tradisjonelle fundamentale faktorer. Oljeprisene har falt kraftig, mens volatiliteten har skutt i været. Dette ser ut til å være viktige årsaker til at utenlandske aktører har rømt kronemarkedet, og vi ser de samme tendensene for andre råvare- og utkantvalutaer. Figur 4 viser faktisk og modellbestemt svekkelse[3] av konkurransekursindeksen fra 2. mai 2008 til 31. desember 2008. Kronekursindeksen har svekket seg 17 prosent i løpet av dette tidsrommet og modellen fanger opp 90 prosent av svekkelsen. Det er tydelig at oljeprisfallet og nettosalget av kroner fra utenlandske banker har vært de viktigste faktorene bak kronekursfallet. Volatiliteten i valutamarkedet har ikke vært spesielt viktig for kronesvekkelsen, men kan ha vært en viktig driver til at utlendingene har solgt seg ut av kronemarkedet i stor stil. Hvilke motiver som har vært driveren til valutastrømmene åpner for andre interessante analyser.

Jeg estimerer også en tilsvarende modell for valutakrysset EURNOK, med bakgrunn i de samme forklaringsfaktorene[4] som tidligere. Modellens egenskaper er nesten identiske med modellen for kronekursindeksen, men klarer

[3] *Modell bestående av rentedifferanse, oljepris, volatilitet og daglige ordrestrømmer til utenlandske banker presentert tidligere.*

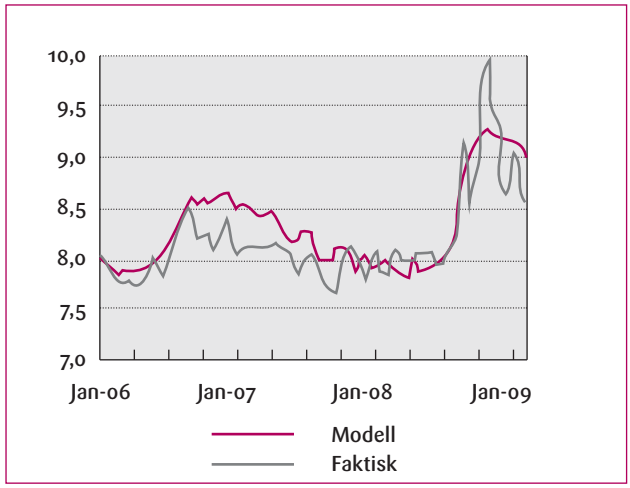
[4] *Endringen i logaritmen til EURNOK forklares med variablene oljepris, rentedifferanse, volatilitet og ordrestrømmene i kundesegmentet utenlandske banker.*

Figur 4 *Faktisk og modellbestemt (KKI) kronesvekkelse fra 2. mai til 31. desember.*



Kilde: DnB NOR Markets

Figur 5 *Faktisk og modellbestemt utvikling i valutakrysset EUR NOK.*



Kilde: DnB NOR Markets og Datastream

ikke å fange opp kronesvekkelsen i like stor grad. En modell for EURNOK fanger kun opp 70 prosent av kronesvekkelsen fra mai til desember, men også her er ordrestrømmene til utenlandske banker den viktigste forklaringsfaktoren. Modellen for EURNOK makter ikke fange opp det store kronefallet i vinter (se figur 5) og modellene «stopper» på nivåer rundt 9,30. Det er tydelig at heller ikke modeller bestående av ordrestrømmer klarer å fange opp den såkalte overskuddsvolatiliteten i valutamarkedet (valutakursene svinger mer enn underliggende fundamentale forhold skulle tilsi). Jeg tror en viktig årsak til at modellen ikke klarer å fange opp vinterens store kronesvekkelse er tynne markeder. Små volum har fått unaturlig store utslag. Ved å inkludere et mål på likviditeten i markedene (for eksempel bid-ask spreader) hadde muligens modellene fanget opp de store kronebevegelsene i større grad.

Til slutt er det verdt å merke seg at kronestyrkelsen på nyåret synes å være overdreven. Kronen har styrket seg på bred basis siden nyttår og har absolutt vært en av vinnerne i valutamarkedet. Men, hverken tradisjonelle faktorer som rentedifferanse, oljepris og volatilitet eller utlendingers nettokjøp klarer å forklare hele styrkelsen. Det kan være en korreksjon i gjære.

5 AVSLUTNING

Det er tydelig at ordrestrømmer potensielt inneholder prisrelevant informasjon og har en rolle å spille i valutakursmodeller. Aktører i forskjellige kundesegmenter har ulike motiver for å handle. Ordrestrømmene fordelt på ulike segmenter sier derfor noe om drivkreftene som ligger til grunn for endringene i valutakursen. Av nettopp denne grunn har også forskjellige kundesegmenter ulik innvirkning på valutakursutviklingen. En analyse av de ulike kundesegmentene viser at utenlandske banker og rapportørbanker – interbankmarkedet – historisk har hatt sterkest innvirkning på kronekursen. Netto salgspress i dette segmentet har gått sammen med en svakere krone. Og, det er nettopp dette vi har observert i kronemarkedet det siste året. Spesielt utenlandske banker har kvittet seg med sin kroneeksponering i stor stil.

REFERANSER:

Cheung, Yin-Wong, Menzie D. Chinn og Antonio Garcia Pascual (2005): Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive? Journal of International Money and Finance 24, s. 1150-1175.

Eitrheim, Øyving, Espen Frøyland og Øistein Røisland (1999): Kan prisen på valutaopsjoner si noe om markedets oppfatning av usikkerhet om kronekursen? Penger og Kreditt 2/99.

Evans, Martin D. D. og Richard K Lyons (1999): Order flow and exchange rate dynamics. National Bureau of Economic Research, working paper 7317.

Evans, Martin D. D. og Richard K Lyons (2005): Understanding order flow. National Bureau of Economic Research, working paper 11748.

Lyons, Richard K. (2001): The Microstructur Approach to Exchange Rates. 1. utg. The MIT press. Cambridge, MA.

Meese, Richard A. og Kenneth Rogoff (1983): Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample? Journal of International Economics, s. 3-24.

Rime, Dagfinn og Elvira Sojli (2006): Ordrestrømsanalyse av valutakurser. Penger og Kreditt 2/06, s. 110-115

Rime, Dagfinn, Lucio Sarno og Elvira Sojli (2007): Exchange rate forecasting, order flow and moacroeconomic information. Working Paper ANO 2007/2 Norges Bank.

Romstad, Maren (2008): Ordrestrømsanalyse – Et lyspunkt i valutateorien: Teori og praksis. Masteroppgave i samfunnsøkonomi ved Norges handelshøyskole, Bergen. http://bora.nhh.no:8080/handle/2330/1896?mode=full

Sarno, Lucio og Mark P. Taylor (2008): The Economics of Exchange Rates. 6. utg. Cambridge University Press, New York.

Wooldridge, Jeffrey M. (2006): Introductory Econometrics. A Modern Approach. 3 utg. Thomas South-Western, USA.

ANNONSE

FLYTTEPLANER?

Vi vet ikke om våre abonnenter flytter mer enn andre, men det virker slik. Hver måned får vi tidsskrifter i retur fordi adressaten har flyttet. Spar oss for ekstra porto og deg selv for forsinkelser.

Meld flytting per telefon 22 31 79 90/telefaks 22 31 79 91,
e-post: sekretariatet@samfunnsokonomene.no eller skriv til oss.

Navn:

Ab.nr./medl.nr:

Ny adresse:

SAMFUNNSØKONOMENES FORENING Postboks 8872 Youngstorget • 0028 OSLO

ARTIKKEL

ØRJAN MUNKVOLD
Siviløkonom, Capgemini Norge AS
PER HALVOR VALE
1. amanuensis i samfunnsøkonomi, Universitetet for miljø- og biovitenskap (UMB).

Norges Banks pengepolitikk – En evaluering for perioden 2001-2006*

Norges Banks pengepolitikk er ingen garanti for en rente som best mulig stabiliserer den økonomiske utvikling. NAIRU er et teoretisk begrep som gjør det mulig å forenkle de komplekse sammenhenger en står overfor i praktisk pengepolitikk. I denne artikkelen er det illustrert hvordan NAIRU - og NAIRU-baserte beregninger kan være et verktøy i pengepolitikken. Analysen i artikkelen fungerer samtidig som en evaluering av Norges Banks pengepolitikk i perioden 2001-2006. Resultatene viser at en NAIRU- basert inflasjonsprognose i perioder treffer bedre enn Norges Banks egen prognose. En vurdering av rentesettingen til Norges Bank konkluderer med at bankens rentesetting i 2001/2002 var utydelig for publikum.

1 INNLEDNING

Omfattende analyser er nødvendig før pengepolitiske tiltak skal fattes. Det skyldes at sammenhengen mellom pengepolitiske tiltak og de variabler som pengepolitikken skal påvirke, transmisjonsmekanismen, er komplisert og ikke direkte kan observeres. Transmisjonsmekanismen må derfor beskrives gjennom en teoretisk modell. Dermed oppstår usikkerhet, både om modellen som vi skal bruke, og om de estimater vi beregner for å få den nødvendige innsikt.

Norges Banks utformer sin pengepolitikk ved å i) innsamle et stort datamateriale om norsk og utenlandsk økonomi, ii) bearbeide og analysere datamaterialet og iii) etter beste skjønn fatte en rentebeslutning på grunnlag av den innsikt som dataene/analysene gir. På grunn av kompleksiteten har man likevel ingen garantier for at beste skjønn resulterer i en rente som mest mulig stabiliserer den makroøkonomiske utvikling. Først i ettertid er det mulig å gi pengepolitikken karakter og for eksempel hevde at det var en riktig rentebeslutning, eller at sentralbanken skulle satt renten mer ned eller mer opp – eventuelt holdt uendret rente. I ettertid er det imidlertid for sent å rette opp feilen og en kan bare håpe på begrensede skadevirkninger.

Vi vil i denne artikkelen rette oppmerksomheten mot begrepet NAIRU (Non-Accelerating-Inflation Rate of

* *En takk til Ragnar Nymoen, Kenneth Løvold Rødseth og en anonym konsulent for nyttige merknader til tidligere utkast.*

Unemployment). NAIRU viser den laveste arbeidsledighet som er forenlig med en konstant inflasjon. Hvis sentralbanken setter renten ned og arbeidsledigheten blir lavere enn NAIRU, sier teorien at inflasjonen vil øke. Er arbeidsledigheten større enn NAIRU, kan sentralbanken sette ned renten og øke aktivitetsnivået i økonomien uten å risikere en uønsket økning i prisstigningen. Hvis myndighetene kjenner NAIRU, kan det etter vår mening bli enklere for sentralbanken å vite når en må stimulere økonomien – og når tiden er inne for å bremse den økonomiske aktiviteten. Vi vil i artikkelen særlig være opptatt av NAIRU som i) metode til å forstå inflasjonen og få gode inflasjonsprognoser og ii) som middel til å bestemme optimal rente. Vi registrerer at Norges Bank ikke publiserer beregninger av NAIRU, og at rentevedtak sjelden, eller aldri, begrunnes med henvisning til NAIRU og NAIRU-beregninger (noe som selvfølgelig ikke utelukker at Norges Bank kan ha brukt NAIRU internt). De analyser og vurderinger av inflasjon og rente som vi skal gjøre, representerer en pengepolitisk strategi som kan fungere som en krysspeiling. Sett i sammenheng med den pengepolitiske kurs sentralbankens analysearbeid peker ut, kan en slik krysspeiling etter vår mening gjøre pengepolitikken mer robust.

Artikkelen er organisert slik: Først klarlegges begrepet NAIRU - samtidig som våre problemstillinger presiseres. Vi kvantifiserer så NAIRU; et punktestimat og en tidsvarierende NAIRU blir beregnet. For det tredje gjøres pengepolitiske vurderinger ved hjelp av NAIRU-modellen, både for prisprognoser og rentesettingen. Til slutt sammenliknes disse med prisprognosene til Norges Bank og sentralbankens rentesetting i perioden 2002-2006.

2 NAIRU

NAIRU angir den laveste arbeidsledighet et land kan ha som er forenlig med konstant inflasjon. Begrepet kan spores til Irving Fisher (1926). De empiriske studier av A.W.Phillips (1958), som viste en invers sammenheng mellom arbeidsledighet og generell prisvekst, er en viktig del av den samme tradisjon. Noe senere fant Samuelson og Solow (1960) tilsvarende sammenhenger på basis av amerikanske data. Milton Friedman (1968) og G. Phelps (1967) hevdet uavhengig av hverandre at på lang sikt hadde arbeidsledigheten en tendens til å stabilisere seg på et «naturlig nivå», det var kun uventet inflasjon som kunne bringe arbeidsledigheten under den naturlige arbeidsledighet. Modigliani og Papademos (1975) utviklet Friedman-Phelps naturlige arbeidsledighetsbegrep til en «ikke-akselererende inflasjonsrate av arbeidsledighet», det som ovenfor er kalt NAIRU.

NAIRU og økonomisk politikk

Sjokk i tilbuds- og etterspørselssiden vil for en periode endre inflasjonen i et land. Når sjokkene har passert og arbeidsledigheten fortsatt er lik NAIRU, er inflasjonsraten igjen lik den opprinnelig. Det hender også at sjokkene leder til varige endringer, blant annet ved dyptgående strukturelle endringer i økonomien, for eksempel ved mindre oppslutning om fagbevegelsen. Vi må derfor skille mellom en kortsiktig og en langsiktig NAIRU. Den som har størst interesse i sammenheng med praktisk økonomisk politikk er NAIRU på kort og mellomlang sikt, som gjenspeiler de strukturelle forhold i øyelikket, se Estrella og Mishkin (1999) og Meyer (2000).

NAIRU - og problemstillinger vi skal ta opp

I mange land styrer sentralbanken pengepolitikken etter et fleksibelt inflasjonsmål. Utfordringen for en sentralbank med et fleksibelt inflasjonsmål er å finne den optimale kombinasjon av inflasjonsmålet og produksjonsgapet. Når inflasjonsmålet er spesifisert, som f. eks 2.5 % som i Norge, dreier pengepolitikk seg om å finne den laveste arbeidsledighet som er forenlig med inflasjonsmålet. Vi tror at NAIRU kan virke som en komplementær analyse og krysspeiling i denne forbindelse; som vil varsle når sentralbanken kan stimulere økonomien med lavere rente og når en stimuleringspolitikk må avløses av en politikk hvor bremsene settes på. Krysspeilinger er særlig viktige når feil kurs har alvorlige konsekvenser, herunder utløser mekanismer som gjør at det blir enda vanskeligere å komme tilbake til rett kurs. I pengepolitikken er det flere slike mekanismer. Hvis pengepolitikken for eksempel skulle medføre høyere inflasjon enn inflasjonsmålet, kan konsekvensen bli at inflasjonsforventningene blir høyere enn inflasjonsmålet – som presser inflasjonen enda høyere opp.

Bruken av NAIRU i artikkelen vil blant annet bli operasjonalisert ved at vi danner differensen mellom faktisk arbeidsledighet og estimert NAIRU, eller *NAIRU-gapet,* som kan være en indikator for det aktuelle prispresset i landet. Vi skal med utgangspunkt i dette gapet lage en prognose for prisstigningen. Slike prisprognoser har en viktig kontrollfunksjon i pengepolitikken og er en sjekk på at rentevedtakene ikke har uønskede virkninger på prisstig-

ningen. Det er selvfølgelig avgjørende for denne kontrollen at prisprognosen er treffsikker og bommer minst mulig. Vi vil sammenlikne vår prisprognose, og deretter de prisprognoser som Norges Bank har publisert, med faktisk prisutvikling for å vurdere kvaliteten på prognosene.

Vi vil bruke NAIRU-gapet som en proxy for produksjonsgapet. Vi vil sette produksjonsgapet inn i Taylors formel sammen med forventet inflasjonsgap og foreta en kvalitativ vurdering av hva som er optimal rentepolitikk Vi sammenlikner denne rentepolitikken med de rentevedtak styret i Norges Bank har fattet. Som vi har forklart, pengepolitiske vurderinger er kompliserte og det er hensiktsmessig å kunne hjelpe seg med både varsellamper og krysspeilinger. Vårt syn er at dersom en NAIRU-basert pengepolitisk strategi gir samme rentebane som den Norges Bank planlegger - uten å bruket NAIRU-instrumentet - så øker det sannsynligheten for at rentesettingen er velfundert. I motsatt fall, er det en indikasjon på at sentralbanken bør revurdere om den benytter et godt nok - og bredt nok - analytisk verktøy som understøtte for pengepolitikken. En slik bruk av varsellampe og krysspeilinger vil trolig bidra til at rentevedtakene blir bedre tilpasset den økonomiske situasjonen.

Kritikk av NAIRU

NAIRU er imidlertid et omdiskutert begrep. Vi kan oppsummere kritikken mot NAIRU i fire punkter:

1. NAIRU er bare et begrep og NAIRU modellen består kun av et par likninger. Med så sterk forenkling av det økonomisk liv vil det bare være mulig å belyse en liten del av den politisk- økonomiske virkelighet (Espinosa *et al*, 1997).
2. Det er ikke mulig å direkte observere NAIRU. Vi må derfor først utarbeide en modell, som så kan være utgangspunktet for NAIRU-estimeringer. NAIRU vil følgelig bli en stokastisk variabel med forventningsverdi og varians; «Den sanne NAIRU», eksisterer dermed ikke.
3. Det vil ikke nødvendigvis være faglig konsensus om den modellspesifikasjon som skal brukes til å estimere NAIRU. Ulike modeller vil føre til forskjellige NAIRU-estimater, som vil forsterke usikkerheten om de råd vi kan utlede. Selv om det på et tidspunkt skulle være faglig konsensus om en økonomisk modell, vil forandringer i økonomien inntreffe - med den konsekvens at NAIRU vil bli endret (Blanchard og Katz (1997) og Stiglitz, 1997).
4. Uklarhet om hva NAIRU er på et bestemt tidspunkt, kompliserer selvfølgelig også bruken av begrepet i den økonomisk politikk, se bl.a. Meyer et. al (2001).

Til tross for disse innvendinger, tror vi at NAIRU-baserte analyser vil være nyttig som et supplement til det tradisjonelle analyseapparatet som sentralbanken støtter seg på. Hensikten er å se om slike komplementære analyser kan understøtte konklusjonene fra tradisjonelle analyser, eller om en avvikende konklusjon kan gi tilskyndelse til ytterligere analysearbeid.

NAWRU

Et konkurrerende begrep til NAIRU er NAWRU (Non-Accelerating Wage Rate of Unemployment). Begrepet viser minste arbeidsledighet forenlig med konstant vekst i nominelle lønninger. Begrepet har den senere tid hatt en god del anvendelse, bl.a. i regi av OECD. Den viktigste grunnen til at vi i dette arbeidet skal konsentrere oss om NAIRU er at vi studerer en pengepolitisk problemstilling. Da er det inflasjonen, ikke lønnsveksten, som er mest interessant.

3 MODELLER FOR Å ESTIMERE NAIRU

Friedman (1968) og Phelps (1968) hevdet at på lang sikt - og i likevekt - er forholdet mellom inflasjon og arbeidsledigheten gitt ved en vertikal Phillipskurve. Her er forventningen om lønninger og priser fullt ut blitt realisert. I denne situasjonen vil økonomisk politikk ikke være effektiv. Hvis en for eksempel prøver å redusere arbeidsledigheten, vil nye pris-lønnsforventninger - som i sin tur endrer prisene og lønningene - bringe en tilbake til opprinnelig arbeidsledighet. På kort og mellomlang sikt kan arbeidsledigheten avvike fra sin naturlige likevekt. En hovedtilnærming i litteraturen for å bestemme NAIRU er å bruke den estimerte Phillipskurven, se Ball *et. al* (2002). Innen den dominerende Phillipskurve tradisjon finner en igjen to tilnærminger når en skal kvantifisere NAIRU. Den ene er Gordons triangelmodell, hvor en tar utgangspunkt i en enkel likning for inflasjon, og som forklarer inflasjon ved hjelp av variabler som: prisforventninger, etterspørselspresset målt ved NAIRU-gapet og sjokk på tilbudssiden. Et annet utgangspunkt for beregninger av NAIRU er en flerlikningsmodell som omfatter en prissettingskurve og en lønnssettingskurve, se Layard et.al (1991). Vi vil ta utgangspunkt i en pris- og lønnsettingskurve, og viser at denne modellen har mye til felles med en Phillipskurve-modell. Vi starter med en enkel standard modell, og underveis innfører vi en «autoregressive distributed lag model»

(ADL) for å ta høyde for at tregheter i lønns- og prisdannelsen medfører høyere orden dynamikk

Robert Gordon er en av de første som modellerer en tidsvariabel NAIRU, nemlig triangel-modellen (Gordon, 1996). Vi vil støtte oss til den modellen når vi skal studere hvordan NAIRU varierer over tid. Disse analysene vil gi oss supplerende informasjon om karakter og egenskaper ved NAIRU.

MODELL 1: LØNNSKURVE OG PRISSETTINGSKURVE

En tradisjonell standard pris- lønnsettingskurve er henholdsvis:

Lønnsettingskurve:

(1) $\Delta wc_t = a_0 + \Delta p_t^e - a_t u_t + \varepsilon_{wc,t}$

Prissettingskurve

(2) $\Delta p_t = b_0 + \Delta wc_t^e - b_1 u_t + \varepsilon_{p,t}$

hvor wc er logaritmen av nominell lønn, p er logaritmen til konsumprisen, toppindeksen e indikerer at det her er det snakk om forventet nominell lønn og forventet pris, u er logaritmen til arbeidsledigheten i landet, tegnet Δ angir at vi ser på endringen i den respektive variabel fra periode t-1 til periode t, og $\varepsilon_{p,t}$ og $\varepsilon_{wc,t}$ er to feilledd.

På kort sikt, for en gitt arbeidsledighet og prisvekst, vil likning (1) bestemme nominell lønnsvekst. Likning (1) er en vanlig lønns-Phillipkurve (Nellis og Parker, 2004). Strukturkoeffisientene reflekterer blant annet lønnstagernes forhandlingsstyrke. Vi vil kombinere likning (1) med likning (2). På den måten inkluderer vi i modellen det spenningsforhold som ligger i at fagforeninger og næringslivet kan ha uforenlige ønsker om fordelingen mellom lønn og profitt. Likning (2) sier at prisindeksen er en funksjon av forventet lønnsvekst og nivået på arbeidsledigheten. Strukturkoeffisientene i likning (2) vil bl.a. gjenspeile graden av imperfekt konkurranse i næringslivet.

Den moderne globaliseringsprosessen har bidratt til redusert prisstigning i de industrialiserte land gjennom lave importpriser fra andre deler av verden, i første rekke fra fremvoksende økonomier, hvor Kina er det største og viktigste enkeltland. Lavere priser på verdensmarkedet vil gi prissettingskurven i likning (2) et positivt vertikalt skift. Dette vil gi en redusert NAIRU ved en gitt lønnssettingskurve. For å fange opp dette trekket ved globaliseringsprosessen skal vi i prissettingskurven spesifisere endringer i importpriser. Likning (3) skal i det følgende erstatte likning (2).

(3) $\Delta p_t = b_0 + \Delta wc_t^e - b_1 u_t + b_2 \Delta \text{importp}_t + e'_{p,t}$

hvor den nye variabel, $\Delta \text{importp}_t$, angir logaritmen av endringen av importprisen fra periode t-1 til periode t, og $e'_{p,t}$ er et nytt restledd.

Det er grunn til å tro at konkurransen i dagens åpne økonomi også har påvirket lønnsettingskurven. Blant annet kan de økte globaliseringstendenser ha svekket fagforeningenes markedsmakt. Da vil det ved en gitt arbeidsledighet bli vanskeligere for fagbevegelsen å ta ut en bestemt lønnssats. Det siste vil i så fall bety at lønnsettingskurven i likning (1) kan ha fått et negativt skift som, ved gitt prissettingskurve, gir en redusert NAIRU. Vi kan teste dette ved å undersøke om det er et brudd i lønnsettingskurven ved inngangen til 1990-årene, da vi fikk frie kapitalbevegelser over landegrensene (og globaliseringstendensene skjøt ekstra fart).

Arbeidsledigheten, u, finner vi ved å løse likningssettet (1) og (3) med hensyn på u. Vi får når det antas at forventningsverdien av restleddene er null

$$(4)\ u_t = \frac{a_0 + b_0}{a_1 + b_1} - \frac{\Delta wc_t - \Delta wc_t^e}{a_1 + b_1} - \frac{\Delta p_t - \Delta p_t^e}{a_1 + b_1} - \frac{b_2}{a_1 + b_1} \Delta importp_t$$

Vi finner NAIRU ved å pålegge NAIRU-betingelser i likning (4). Vanlige NAIRU-betingelser er $\Delta p_t^e = \Delta p_t$, $\Delta wc_t^e = \Delta wc_t$ [1]

Vi utleder i dette tilfelle følgende uttrykk for NAIRU:

$$(5)\ u_t^{NAIRU} = \frac{1}{a_1 + b_1}[(a_0 + b_0) + b_2 \Delta importp_t]$$

For å tallfeste u^{NAIRU} må vi kjenne de ukjente parameterne på høyre side av likning (5). Disse parametere er estimert ved hjelp av lønnsfunksjonen i likning (6) nedenfor som er utledet ved å:

[1] *For at $\Delta\Delta p_t$ skal bli null ved disse NAIRU-betingelser må endringen i lønnsveksten være proporsjonal med endringen i prisveksten på importvarer, mer presist:* $\Delta\Delta wc_t = \frac{a_1 b_2}{a_1 + b_2} \Delta\Delta importp_t$

i) løse likningssettet (1) og (3) m.h.p. Δwc_t
ii) innføre en vektor bestående av dummyvariable for lønnsstoppen i Norge november 1978 og ut 1979 (z_1), lønnsstopp vedtaket med virkning fra 29. februar 1988 (z_2) og arbeidstidsreduksjonen i 1987 til 37,5 timers arbeidsuke (z_3),
iii) bruke bakoverskuende forventninger for lønnsveksten og forutsette at $\Delta p_t = \Delta p_t^e$,
iv) spesifisere likningen som en «autoregressive distributed lag model» (ADL) for å fange opp tregheter i pris-lønnsdannelsen og en høyere orden dynamikk.

$$(6)\ \Delta wc_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{1,i} \Delta wc_{t-i+1} - \sum_{i=1}^{n} \alpha_{2,i} u_{t-i+1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{3,i} \Delta importp_{t-i+1} + \alpha_4 z_1 + \alpha_5 z_2 + \alpha_6 z_3 + \text{restledd}$$

hvor det er følgende sammenhenger mellom alfa-parameterne og parameterne a og b i likning (5):

$$\alpha_0 = (a_0 + b_0),\ \sum_{i=1}^{n} \alpha_{2,i} = (a_1 + b_1),\ \sum_{i=1}^{n} \alpha_{3,1} = b_2$$

Det følger av likning (1) og (3) at parameterne foran Δwc_t^e, eventuelt parameterne foran Δwc_{t-1} (når lagget variabel brukes som forecast), er 1. Dette kan imidlertid være en forutsetning som ikke stemmer med virkeligheten. I likning (6) tillates det at parameteren $\sum_{i=1}^{n} \alpha_{1,i}$ foran lønnsvariabelen kan avvike fra 1. Konsekvensen av dette er at formelen for NAIRU i likning (5) kanskje bygger på for restriktive forutsetninger. I det følgende har vi derfor brukt likning (6) som beregningsgrunnlag for NAIRU. For flere detaljer, se avsnitt 4.

MODELL 2: TIDSVARIERENDE NAIRU

Det fremgår av det foregående at NAIRU vil kunne endres over tid. Den sentrale referansen i litteraturen for en tidsvariabel NAIRU er som nevnt Gordon (1996). I likning (7) og (8) nedenfor har vi spesifisert en variant av Gordons modell som bygger på lønnssettings- og prissettingsfunksjonene i (1) og (3), hvor det nye symbolet L er et polynom av laggede variable, u_t^{NAIRU} er logaritmen til NAIRU på tidspunkt t, og Z er en vektor bestående av de samme tre dummyvariable (z_1,z_2,z_3) som vi definerte for likning (6).

$$(7)\ \Delta p_t = \alpha'_0 + \alpha'_1(L)\Delta p_{t-1} - \alpha'_2(L)(u_t - u_t^{NAIRU}) + \alpha'_3(L)\,\Delta importp_t + \alpha'_4 Z_t + \varepsilon_t$$

$$(8)\ u_t^{NAIRU} = u_{t-1}^{NAIRU} + \varepsilon_{NAIRU}$$

Likning (7) sier at inflasjonen avhenger av forventet prisvekst, etterspørselspresset, importprisene, dummy variable og et feiledd. Det er et klart slektskap mellom denne likningen og Phillipskurven i likning (3). Den største forskjellen er at i likning (7) er etterspørselspresset målt ved NAIRU-gapet. Ved denne formuleringen deler vi arbeidsledigheten i to komponenter, NAIRU og NAIRU-gapet, som hver for seg ikke kan observeres. Vi forutsetter at NAIRU-gapet påvirker inflasjonen, mens NAIRU sier hvor mye økonomien kan vokse uten å få inflasjons- og deflasjonstendenser. Kalman filteret, som er et rekursivt filter som estimerer en tilstandsløsning i en dynamisk prosess, utnytter disse sammenhengene til å tallfeste disse ikke direkte observerbare variabelstørrelser. Likning (8) angir en regel for hvordan NAIRU beveger seg over tiden. I samsvar med Gordons triangel modell er det her forutsatt *random* walk. Uten denne regelen hadde NAIRU blitt fri til å hoppe opp og ned og fange all residual variasjon i inflasjonslikningen.

Ved Kalman filteret beregnes sannsynlighetsmaksimerings-estimater.

Vi løser likning (7) mhp og finner et generalisert uttrykk for den tidsvarierende NAIRU på tidspunkt t:

$$(9)\ u_t^{NAIRU} = -\frac{\alpha'_0}{\alpha'_2(L)} + \frac{(1-\alpha'_1(L))}{\alpha'_2(L)}\Delta p_t + (L)u_t - \frac{\alpha'_3(L)}{\alpha'_2(L)}\Delta importp_t - \frac{\alpha'_4(L)}{\alpha'_2(L)} Z - \varepsilon'_p$$

4 EMPIRISKE RESULTATER

Data

Datagrunnlaget for beregningene er tidsserier i perioden 1973 - 2006 for variablene definert nedenfor. Dataene er hentet blant annet fra Statistisk sentralbyrå, OECD og IMF. Det er brukt årsdata, i mangel av kvartalsdata for hele analyseperioden.

Variablene i den empiriske analysen er definert slik: *Lønnsvariabelen* er satt lik timelønn for norske industriarbeidere. *Prisstigningen* (inflasjonen) er målt ved KPI-indeksen. *Importpriser* er satt lik importpris i norske kroner (IMP) i norsk havn, korrigert med en nominell effektiv valutakurs for Norge (NEER). *Arbeidsledigheten* er satt lik

AKU (Arbeidskraftundersøkelse, SSB). For nærmere presentasjon og diskusjon av dataene, se Munkvold (2007).

i) Et punktestimat av NAIRU

Likning (6) er estimert for n = 6 og på grunnlag av årsdata hentet fra perioden 1973 - 2006. Variabler som ikke var signifikante ved første estimering, ble holdt utenfor i andre (og siste) estimering. Tabell 1 nedenfor viser parameterestimater og testresultater da vi estimerte lønnsfunksjonen i andre omgang. Breuch-Godfrey Test er brukt til å undersøke om regresjonen har autokorrelasjon. Testresultatene i tabell 1 viser at vi ikke kan forkaste nullhypotesen om at det ikke forekommer autokorrelerte restledd[2]. Modellen er i all hovedsak velspesifisert. Parameterestimatene viser at lønn året før er av betydning for nominell lønn i dag, dvs. økt «lagget lønn» gir økt lønn i dag. Økt importert prisstigning, både i dag og i morgen, fører til høyere nominelle lønninger. Økt arbeidsledighet vil under ellers like forhold redusere nominell lønn. Lønnsstoppen i 1979 reduserte lønnsveksten, mens det motsatt var virkningen av at en innførte 37, 5 timers arbeidsuke.

Tabell 1 *Estimering av likning (6), med OLS. Utvalgsperiode 1973-2006, årsdata.*

VENSTRESIDEVARIABEL Δwc_t	KOEFFISIENT	ESTIMAT	STANDARDFEIL	T-VERDI	P-VERDI
HØYRESIDEVARIABLER					
konstantledd	$\hat{\alpha}_0 = (a_0 + b_o)$	-0.0254	0.0246	-1.0323	0.3108
Δwc_{t-1}	$\hat{\alpha}_{1,1}$	0.4257	0.0887	4.8020	0.0000
u_t	$\hat{\alpha}_{2,1} = (a_1 + b_1)$	0.0160	0.0080	1.9915	0.0563
$\Delta Importp_t$	$\hat{\alpha}_{3,1}$	0.1502	0.0487	3.0846	0.0046
$\Delta Importp_{t-1}$	$\hat{\alpha}_{3,2}$	0.1743	0.0565	3.0844	0.0046
	$\hat{\alpha}_{3,1} + (\hat{\alpha}_{3,2}) = b_2$				
Dummyvariabel z_1	$\hat{\alpha}_4$	- 0.0488	0.0114	-4.2648	0.0002
Dummyvaraibel z_3	$\hat{\alpha}_6$	0.0831	0.0156	5.3219	0.0000
R^2		0.9116		Akaike	-5.5578
Adj. R^2		0.8927		F-verdi	0.0000
Durbin Watson		1.4047	Breuch-Godfrey LM-test (P-verdi)		0.0834
AR 1-2 test: F(2,26)		1.7029 [0.2018]	RESET test: F(1,27)		1.1212 [0.2991]
ARCH 1-1 test: F(1,26)		1.6217 [0.2141]	hetero test: F(10,17)		1.0118 [0.4722]
Normality test: Chi^2(2)		2.2067 [0.3318]			

[2] *Alle testene er utført med den økonometriske programvaren Eviews, samt PcGive.*

Vi har beregnet et punktestimat for NAIRU ved å i) løse den estimerte likning (6) m.h.p. arbeidsledigheten (u), ii) utelukke andre høyresidevariabler enn de som er tilbake i tabell 1 og iii) forutsette at vi er i langtidslikvekten og at det er prisstabilitet – og dermed lønnsstabilitet - og konstant lønnsvekst, dvs. $\Delta wc_t = \Delta wc_{t-1.}$ NAIRU blir under disse forutsetninger

$$(10a)\ U^{NAIRU} = \frac{1}{\hat{\alpha}_{2,1}}[\hat{\alpha}_0 - (1 - \alpha_{1.1})\Delta wc_t + (\hat{\alpha}_{3,1} + \hat{\alpha}_{3,2})\Delta \text{importp}_t]$$

Innsetter nå parameterestimatene i tabell 1 og får at NAIRU blir:

$$(10b)\ u^{NAIRU} = \frac{1}{0{,}0160}[-0{,}0254 - (1 - 0{,}4257\Delta wc_t + (0{,}1502 + 0{,}1743)\Delta \text{importp}_t]$$

Vi legger merke til at selv om konstantleddet i første estimeringsomgang var signifikant forskjellig fra null, er det ikke lenger tilfelle i tabell 1. Vi har i uttrykket for NAIRU likevel satt inn estimatverdien,

Variablene Δwc og $\Delta Importp$ er satt lik gjennomsnittet i første differensen av variablene i observasjonsmaterialet, henholdsvis 0,0711 og 0,0307175. Vi får da at

$$(10c)\ u^{NAIRU} = \frac{1}{0{,}0160}[-0{,}0254 - (1 - 0{,}4257)0{,}0711 + (0{,}1502 + 0{,}1743)0{,}0307] = -3{,}5208$$

Siden u er i logaritmisk skala, finner vi NAIRU ved å ta antilogaritmen:

Exp (-3,5208) = 0,0295 som igjen kan omformes til

NAIRU = 2,95 % (når arbeidsledighet er målt som en ledighetsrate).

Likning (10a) forteller at vi kan komme tilbake til likning (5) ved å forusette at lønnsveksten er null. Dette er imidlertid en urealistisk antagelse – og kan illustrere hva vi mente da vi tidligere hevdet at likning (5) bygde på for restriktive forutsetninger.

ii) En tidsvarierende NAIRU

En tidsvarierende NAIRU er beregnet ved hjelp av Kalman-filteret. Ved denne prosedyren beregner vi en tidsvarierende NAIRU på basis av vår tidligere estimerte NAIRU etter OLS. Beregningene er generert rekursivt gjennom en MSE-matrise[3]. Tabell 2 viser estimerte koeffisienter som er brukt ved de rekursive beregningene[4]. I det følgende vil den estimerte NAIRU bli framstilt grafisk.

Figur 1 viser både den tidsvarierende NAIRU og NAIRU-trend som vi beregnet ved hjelp av Kalman filteret. NAIRU - Kalman filter trend viser, etter et fall i første halvdel av 1970-årene, mer stabil utvikling i perioden 1975 – 1991, hvor den ligger i området 2,1-2,7 prosent. Så stiger NAIRU-trend fram til 1999 og er på det meste vel 3,7 prosent. Deretter har NAIRU–trend ligget på et relativt stabilt nivå, men med en svakt fallende tendens fram til 2006 da den var ca. 3,6 %.

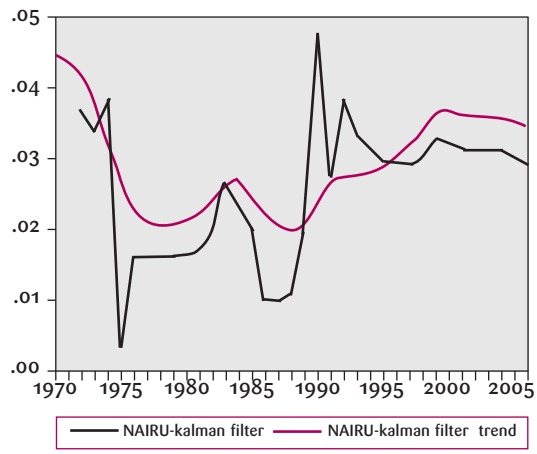
Figur 1 viser særlig to store avvik mellom den tidsvarierende NAIRU og NAIRU-trenden i årene 1974/75 og årene 1988/89. Det første avviket skyldes trolig den norske konjunkturpolitikken i første fase etter det negativ

Tabell 2 *Kalman filter koeffisienter.*

KOEFFISIENTER	STATE SPACE	ROT MSE	Z-TEST	P-VERDI
Konstantledd	-0,03	0,02	-1,03	0,30
Δwc (-1)	-0,02	0,01	-1,99	0,05
$\Delta Importp$	0,43	0,09	4,80	0,00
$\Delta Importp$ (-1)	0,15	0,05	3,08	0,00
u	0,17	0,06	3,08	0,00
Dummyvariabel z_1	-0,05	0,01	-4,26	0,00
Dummyvaraibel z_3	0,08	0,02	5,32	0,00

[3] *Mean Square Error*
[4] *State Space modell.*

Figur 1 *Tidsvarierende NAIRU etter Kalman filter samt NAIRU-kalman filter trend.*



konjunktursjokket midt på 1970-tallet (som følge av det overraskende oljeprisfallet i 1973-74), men så måtte den spesielle norske stabiliseringspolitikken reverseres og øyeblikks-NAIRU økte raskt. Det andre store avviket skyldes mest sannsynlig finanskrisen i Norge på slutten av 1980-tallet, som også brått økte øyeblikks-NAIRU. Siden 2001 har NAIRU etter begge filtrene vært relativ stabilt. Kalman filter trend ligger inntil et halvt prosentpoeng høyere enn Kalman-filter øyeblikks-NAIRU, som i følge figur 1 i 2006 var noe under 3 %.

Tidligere beregninger av NAIRU

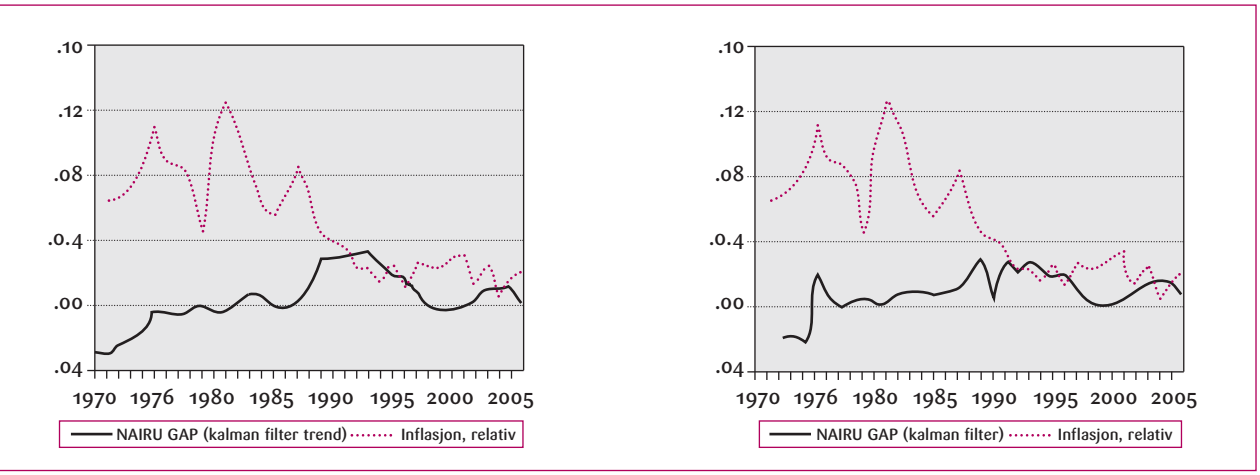
Det er tidligere publisert få studier av NAIRU på basis av norske data. Vi kan imidlertid nevne Stølen (1990), som fant en NAIRU i området 2,0-2,5 % for 1960-1970 årene, og en NAIRU på 2,7-2,8 % for perioden 1970-1987[5].

5 NAIRU – SOM HJELPEMIDDEL FOR PENGE-POLITIKK

NAIRU-modell som prisprognoser

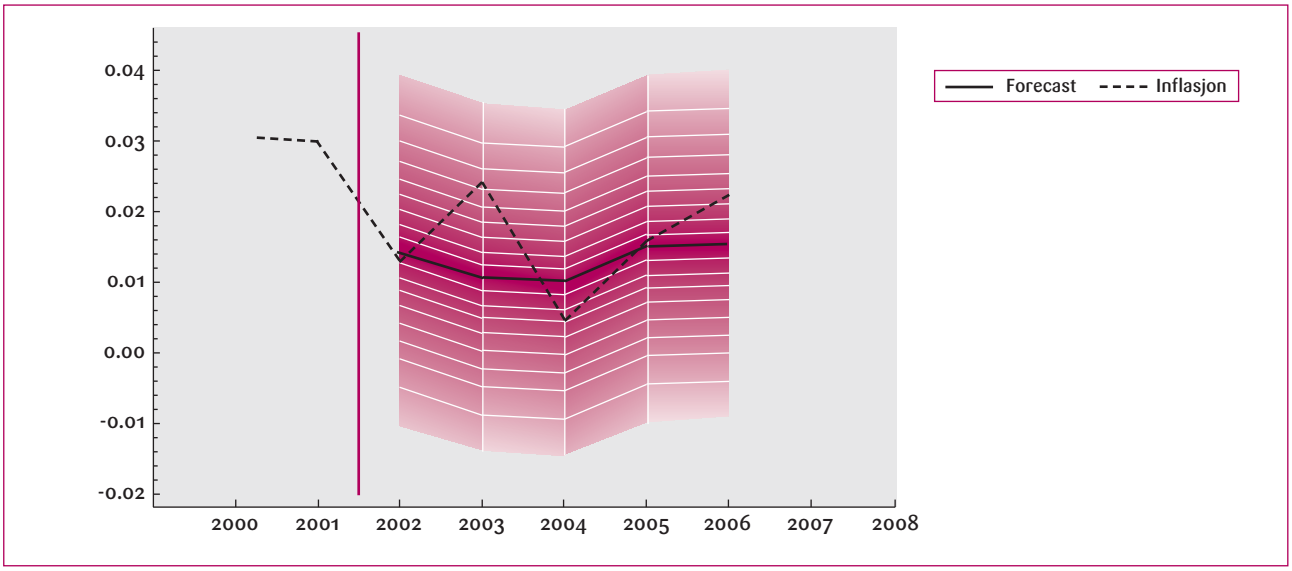
I figur 2 har vi plottet inn tidsseriene for de to varianter av NAIRU-gap vi har beregnet. I tillegg har vi plottet inn den faktiske inflasjonen i Norge i perioden 1972-2006, som er tegnet med rød kurve. Figuren viser at det er en rimelig god sammenheng mellom de to NAIRU-gapene og inflasjonen. Fra 1970 er NAIRU-gapene negative (som betyr liten arbeidsledighet), og det stramme arbeidsmarkedet presser lønningene og inflasjonen opp. Litt senere på 1970-tallet kommer inflasjonen helt opp i 11 % per år. I siste delen av 1970-årene og utover på 1980 tallet er NAIRU-gapene tilnærmet null. En skulle da ikke forvente store bevegelser opp og ned i inflasjonen slik vi kan observere i figur 2 (mellom 5 og 13 %). Denne prisuroen har mest sannsynlig sammenheng med oljeprissjokket midt på 1970-tallet. Fra siste del av 1980-årene blir det arbeidsledighet, etter hvert også betydelig arbeidsledighet. NAIRU-gapene er i denne perioden positive stigende. Som vi nå kan forvente avtar inflasjonen kraftig. Arbeidsledighet flatet ut på 1990-tallet, hvor også inflasjonen fortsetter å avta. På slutten av 1990-tallet er NAIRU-gapene igjen null / litt negativt, og fallet i inflasjonen stopper opp, og viser en svak tendens til økning. I kjølvannet av 11. september 2001 kommer vi igjen inn i en lavkonjunktur og NAIRU-gapene blir igjen positive, og prisstigningen avtar enda

Fig. 2 *Inflasjon og NAIRU-gap.*



[5] *Nymoen (2005) fant en NAIRU på 3,05 % for perioden 1965-1998, men merk at modellen ikke er pålagt kravet om balanse mellom tilbud og etterspørsel i arbeidsmarkedet.*

Figur 3 *Inflasjonsprognoser basert på NAIRU.*



mer. Inflasjonen stabiliserer seg etter 2002 på et meget lavt nivå (bl.a. på grunn av billig import fra Kina). Til slutt, rundt 2005, passerer NAIRU-gapene null på veien til et stramt arbeidsmarked, og inflasjonen peker svakt oppover.

I prisprognosen har vi tatt konsekvensen av at det er en god sammenheng mellom NAIRU-gapet og inflasjonen. I tillegg er inflasjonen forklart av den importerte prisveksten, lagget KPI-indeks og det brede pengemengdebegrepet - M2. Modellen er spesifisert som en ADL-modell. Modellen inneholder et likevektsjusteringsledd, ECM[6], som angir inflasjonens avvik fra den langsiktige likevekten. Modellen inkluderer dermed både den langsiktige likevekten og en kortsiktig dynamikk. Ved avvik fra den langsiktige likevekt, vil det estimerte ECM-leddet angi hvor raskt variabelen - i vårt tilfelle prisstigningen - vil bevege seg tilbake til langsiktig likevekt.

Ved utarbeidelsen av prisprognosen ble den empiriske undersøkelsesperiode endret til 1973-2001, og vi definerte perioden 2002-2006 som prognoseperioden. Prognosene for prisutviklingen i denne perioden er vist grafisk figur 3. Prisprognosen (Forecast) har vi sammenlignet med den faktiske prisutvikling uttrykt ved KPI-indeksen (Inflasjon). Avviket har vi igjen sammenliknet med differensen mellom prisanslagene til Norges Bank og den faktiske prisutvikling. Dette vil gi en indikasjon på hvor godt NAIRU-baserte prisberegninger kan predikere inflasjonen sammenlignet med Norges Banks prognosearbeid[7].

Norges Banks prisprognoser er hentet fra Norges Banks inflasjonsrapporter som utgis tre ganger i året. Hver utgivelse inneholder anslag opp til tre år frem i tid. For å sammenlikne med våre prisanslag har vi for hvert år i prognoseperioden brukt Norges Banks anslag for ett år fremover i tid. Vi har regnet ut ett årlig gjennomsnitt av Norges Banks prisprognoser for neste når det i ulike inflasjonsrapporter er angitt forskjellige prognosetall.

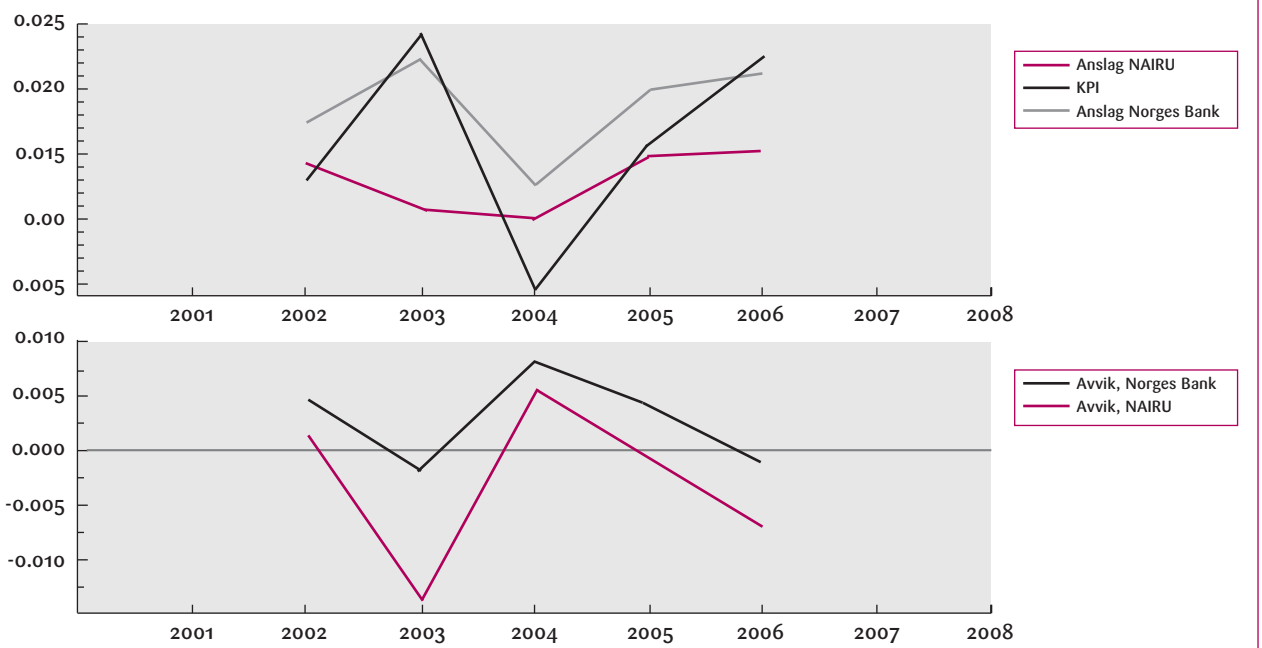
Norges Banks prisprognoser er presentert grafisk øverst i figur 4 (Anslag Norges Bank). I figuren har vi også tegnet inn NAIRU-prognosene (rød kurve) samt utviklingen av KPI. I figurens nederste del har vi tegnet inn avviket mellom NAIRU-prisprognosene henholdsvis Norges Banks prisprognoser og den faktiske inflasjon.

Ved en sammenlikning av prisprognosene bør vi legge vekt på flere ting: i) Avvikene mellom prognose og faktisk inflasjonsutvikling og ii) hvor godt prognosen forutser endringer og brudd i inflasjonsraten. Når det gjelder tidspunktene for topp og bunnpunkter og brå endringer i KPI-indeksen,

[6] *Error Correction Model.*

[7] *Det må poengteres at Norges Bank i sin pengepolitikk måler prisutviklingen ved å korrigere for forandringer i avgifter og energipriser (KPI-JAE indeksen). Offisielle årstall for KPI-JAE indeksen foreligger imidlertid først fra og med 2003, og vi har derfor valgt å måle inflasjonen i analyseperioden ved KPI-indeksen.*

Fig. 4 *Øverst: Inflasjonsprognoser, NAIRU/Norges Bank.*
Nederst: Avviksanalyse (Kilde:Inflasjonsrapport 2001-2005, Norges Bank).



fanger prognosen til Norges Bank disse opp på en rimelig god måte, og klart bedre enn NAIRU-prognosen - som avrunder endringene og holder på en historisk trend for lenge. På den annen side fanger ikke prisprognosen til Norges Bank opp den svært lave inflasjonen mellom 2003 og 2005. Sentralbankens prisprognoser blir i denne periode liggende delvis langt over nivået på prisutviklingen representert med KPI-kurven[8]. Størsteparten av denne periode er NAIRU-prisprognoser (mye) nærmere den faktiske prisutvikling, målt ved KPI- kurven. Rundt 2005 krysser konsumpriskurven NAIRU-prognosene fra underside, og fra nå av undervurderer NAIRU-prognosene den reelle prisstigning, mens Norges Banks prognoser framover gir mer og mer et korrekt bilde av faktisk prisstigning.

Det er en svakhet ved NAIRU-prognosen at den kun i ettertid fanger opp tendenser til endringer i prisutviklingen. NAIRU-prognoser underestimerer inflasjonen de to første årene i prognoseperioden, hvor også retningen på prisutviklingen er blitt gal. NAIRU-prognosene treffer ikke verst fra siste halvdel av år 2003 og et stykke ut i 2005, og er i denne periode klart bedre enn Norges Bank som kraftig overvurderer inflasjonen.

NAIRU-basert vurdering av rentesettingen

Vi bruker nå NAIRU-gapet som en proxy for produksjonsgapet som vi setter inn i Taylors formel[9]. Taylors formel i likning (11) sier at hvis NAIRU-gapet er positivt (og det er et relativt slakt arbeidsmarked), skal renten - gitt at en ikke går på tvers av inflasjonsmålet - settes ned. Er inflasjonsgapet negativt og NAIRU-gapet positivt, skal renten uten forbehold settes lavere enn likevektslangtidsrenten, mens renten entydig skal opp hvis inflasjonsgapet er positivt og NAIRU-gapet negativt[10].

$$(11)\ r = \bar{r} + \alpha(\pi - \pi^*) + \beta(-(u - u^{NAIRU})),\ \alpha > 0,\ \beta > 0,$$

hvor r er nominell rente, $\bar{r}$ er langsiktig likevektsrente, π er faktisk prisstigning, π^* er inflasjonsmålet, $(u\text{-}u^{NAIRU})$ er NAIRU-gapet, og α og ε er konstant parametere.

[8] *For flere detaljer om Norges Banks prisprognoser og hvorfor de bommer så kraftig på prisstigningen, se Nymoen (2005).*
[9] *I Taylors formel er produksjonsgapet vanlig vis definert som differensen mellom aktuell produksjon og potensiell produksjon. Ved å forutsette OKUNs lov kan vi substituere produksjonsgapet med NAIRU-gapet (ganger minus 1).*
[10] *Vi har ikke satt verdier på koeffisientene (som bør bestemmes politisk). Dette har den konsekvens at vi i den etterfølgende diskusjon blir mindre enn det vi ellers kunne vært.*

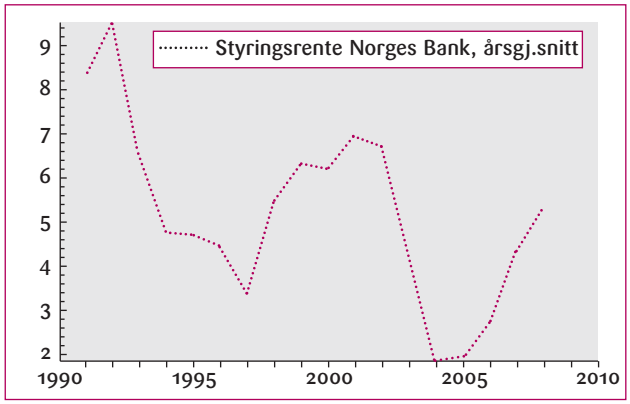
Vår analyseperiode er som tidligere sagt avgrenset til å gjelde perioden etter 2001 da Norge formelt fikk et fleksibelt inflasjonsmål. Vi husker at NAIRU-gapet, estimert ved Kalman filteret, fra 2001/2002 var positivt, se figur 2. Først var det tilnærmet null, så gradvis mer positiv (det gjelder begge varianter av filteret). Dette betyr at arbeidsledigheten på dette tidspunktet er større enn NAIRU og produksjonsgapet er negativt. Da skal etter Taylors renteregel renten settes ned dersom det ikke motsies av prisutviklingen. Sentralbankens prisprognose viser stigende inflasjon gjennom 2002 – og indikerer også at på et tidspunkt at den vil kunne bli opp mot inflasjonsmålet. Dette forklarer - mest sannsynlig - sentralbankens rentesettingspolitikk i 2001/2002 som må karakteriseres som både nølende og lite klarleggende for publikum: I desember 2001 satte sentralbanken ned renten, og holdt den uendret til høsten året etter, da en igjen satte den litt opp – til ca. gammelt nivå, se figur 5. Selv om det var riktig at prisene steg i 2002, var inflasjonen hele tiden lavere enn inflasjonsmålet, og innen utgangen av 2002 hadde inflasjonen dessuten avtatt betydelig. Med utgangspunkt i det vi i dag vet, burde det vært ført en mer ekspansiv pengepolitikk i den nevnte periode med tanke på raskere å få lukket inflasjons- og produksjonsgapene.

Hvis vi ser på den NAIRU-baserte inflasjonsprognosen, ser vi at modellen indikerer fallende inflasjon etter 2001/2002 fram til 2004. Deretter viser prisprognosen stigende verdi fram til 2006. Hele perioden ligger imidlertid prisprognosen markert under inflasjonsmålet (på 2,5 %). Altså ville en NAIRU-basert inflasjonsprognose i sammenheng med Taylors formel gitt et entydig signal om at renten allerede fra 2001/2002 må settes ned. Hvis dette rådet hadde blitt fulgt, ville Norge lukket produksjons- og inflasjonsgapene raskere enn det som ble konsekvensen av Norges Banks pengepolitikk.

Sentralbanken hadde i 2005 fremdeles ikke lukket inflasjons- og produksjonsgapet. Den mest sannsynlige forklaring på at sentralbanken i denne perioden utformet en for lite stimulerende pengepolitikk, er bankens inflasjonsprognoser som nesten i hele i perioden 2003 – 2006 systematisk lå over faktisk prisstigning, delvis meget høyere, jr. figur 4. Altså, sentralbankens overvurdering av faren for inflasjon førte til en for lite ekspansiv pengepolitikk i perioden fra 2001/2002 - 2005.

Et moment i bankens vurdering kan ha være koeffisienten foran inflasjonsgapet i Taylors formel, α-koeffisienten (i likning (11)). Hvis sentralbanken i sin utøvelse av pengepolitikken har tillagt denne parameteren en stor vekt, dvs. gitt inflasjonsmålet stor relativ betydning i forhold til produksjonsmålet, og banken samtidig forventer høy framtidig inflasjon, sier Taylors formel at sentralbanken skal svare på et negativt produksjonsgap med bare moderat rentereduksjon.

Fig. 5 *Styringsrente 1991-2008, kilde: Norges Bank.*



Ifølge NAIRU- beregninger er produksjonsgapet tilnærmet lukket i 2005. Bruken av Taylors formel gir nå ikke lenger noen entydig konklusjon når det gjelder rentesettingen. Et positivt produksjonsgap tilsier høyere rente, mens det negative framtidige inflasjonsgapet som følger av NAIRU-prisprognose tilsier redusert rente. Fra juli 2005 begynte som kjent Norges Bank å sette opp renten, men til å begynne med meget langsomt og fram til februar 2006 steg renten bare 0,25 prosentpoeng. Fra oktober 2006 økte Norges Bank foliorenten med ca. 0,25 % på hvert rentemøte helt fram til november 2007. Med NAIRU-baserte beregninger av inflasjon og produksjonsgapet kan en forvente at tendensen til lavere rente hadde vært mer markert i 2002 enn det som var sentralbankens politikk. Dermed kunne en ha lukket inflasjonsgapet og produksjonsgapet raskere enn det ble gjort. Fra 2005 er det vanskelig å påvise noe signifikant avvik mellom sentralbankens rentesetting og hva som ville vært anbefalingen fra NAIRU-beregninger.

6 KONKLUSJONER

Vi har i denne artikkelen blant annet brukt NAIRU-modellen til å lage prisprognoser. De NAIRU baserte prisprognosene har visse svakheter sammenliknet med prognosene til Norges Bank. Svakheten er i første rekke at de er dårligere i stand til å forutsi endringer. På den annen side har Norges Bank overvurdert inflasjonen i perioden 2003-2005, trolig

med det resultat at det har tatt uforholdsmessig lang tid å lukke inflasjons- og produksjonsgapet.

Fordelen ved det rentesettingsregime vi har i Norge i dag, er at sentralbanken kan nyttiggjøre seg all tilgjengelig informasjon. Dette er ikke mulig når en har en regelbestemt rentesetting, for eksempel basert på Taylors formel. De NAIRU-beregninger som er demonstrert i dette arbeidet kan ikke desto mindre være med på å gi relevant informasjon for pengepolitikken, blant annet om situasjonen i arbeidsmarkedet, inflasjonspresset m.m. Spesielt kan vi anta at NAIRU-analysene kan fungere som en krysspeiling og et varsel, hvor sentralbanken må stille grunnleggende og nødvendige spørsmål om politikken når NAIRU-anbefalingene er inkonsistent med det rentevedtak sentralbanken planlegger å iverksette på grunnlag av sine analyser. I slike situasjoner er det rimelig å spørre om ikke planlagte tiltak må gjennomtenkes en gang til. Som følge av dette vil sentralbanken måtte gå dypere inn i visse spørsmål og problemstillinger, noe som vil resulterer i bedre underlag for beslutninger.

Det vil også være en god praksis at Norges Bank publiserer NAIRU-beregninger. Det vil føre til at sentralbanken må skjerpe sin begrunnelse for rentesettingen (særlig når en må forklare en rentesetting som ikke er konsistent med den estimerte NAIRU), samtidig som den offentlige interesse og debatt om pengepolitikken vil være både større og mer kompetent.

Til slutt skal nevnes at de NAIRU–beregninger og simuleringer som er vist i denne artikkelen, krever relativt svært små analyseressurser.

REFERANSER:

Ball, L., Mankiw, G.N. (2002): The NAIRU in Theory and Practice, National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper series, May 2002.

Blanchard, O., Katz, L.F. (1997): What We Know and Do Not Know about the Natural Rate of Unemployment, Journal of Economics Perspectives, Volume 11, No, 1, pp. 51-72.

Brown, R.G. and Hwang, Y.G.(1997): Introduction to random Signals and applied Kalman filtering, 3rd ed. New York: John Wileyand Sons.

Bårdsen, G., Nymoen, R. (2003):Testing steady-state implications for the NAIRU, The Review of Economics and Statistics, 85, pp. 1070-1075.

Bårdsen, G., Nymoen, R. (2005): The Econometrics of macroeconomic modeling, Oxford University Press.

Espinosa, M.A., Russel, S. (1997): History and Theory of the NAIRU: A critical Review, Economic Review – Federal Reserve Bank of Atlanta, second quarter 1997.

Estrella, A og Mishkin, F (1999): Rethinking the role of NAIRU in monetary policy: Implication of model formulation and uncertainty, in J.B.Taylor (ed) Monetary Policy Rules, University of Chicago Press, Chicago,T.L.

Fisher, I. (1926): A statistical relation between unemployment and price changes, International Labour Review 13, pp. 785-792.

Friedman, M. (1968): The role of monetary policy, American Economic Review 58, pp. 1-17.

Hodrick, R.J., and Prescott, E.C. (1997): Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 29, pp. 1-16.

Holden, S. og R. Nymoen (1998): Measuring Structural Unemployment: NAWRU Estimates in the Nordic countries. The Scandinavian Journal of Economics. 104, 2002, 87-104.

Layard, R., S Nickel log R.Jackman (1991): Unemployment, Oxford University Press, Oxford.

Meyer, L. (2000): The economic outlook and the challenges facing monetary policy. Speech given at the Century Club Breakfirst Series, Washington University, St.Louis, Missouri, October 19, 2000.

Meyer, L.H., Swanson, E.T. and Wieland, V.W. (2001): NAIRU Uncertainty and Nonlinear Policy Rules, *The American Economic Review*, Vol. 91, No. 2, Papers and Proceedings of the Hundred Thirteenth Annual Meeting of the American Economic Association (May, 2001), pp. 226-231.

Modigliani, F, & Papademos, L. (1975): Targets for monetary policy in the coming years, Brookings Papers on Economic Activity 1, pp. 141-163.

Munkvold, Ø. (2007): Estimation of the Norwegian NAIRU, Master Thesis, Norwegian University of Life Sciences.

Nelles, J.G. og D. Parker (2004): Principles of Macreconomics, Pearson Education Limited, 2004, FT Prentice Hall.

Nymoen, R. (2005): Inflasjonen i 2003 og 2004: Har Norges Bank empirisk belegg for sitt syn?, Økonomisk Forum, No. 2, 2005, pp. 5-9.

Phelps, E. (1967): Phillips curves, expectations of inflation and optimal employment over time. Economica 34, pp 254-281.

Phillips, A.W.P: (1958): The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom 1861-1957, which was published in the Quarterly Journal Economica, November 1958, pp.293-299.

Samuelson P. A., & Solow, R.M. (1960): Analytical aspects of anti-inflation policy, American Economic Review 50, pp. 177-194.

Staiger, D., Stock, J.H., Watson, M.W. (1997): The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy, Journal of Economic Perspectives, Volume 11, No. 1, pp. 33-49.

Stiglitz, J (1997): Reflections on the Natural Rate Hypothesis, Journal of Economic Perspectives, Volume 11, No. 1, pp. 3-9.

Stølen, N.M. (1990): Is there a NAIRU in Norway?, Working Paper 56, Central Bureau of Statistic.

ARTIKKEL

EILEV S. JANSEN
Forsker, Statistisk sentralbyrå

Kan formueseffekter forklare utviklingen i privat konsum?*

En ny konsumfunksjon i SSBs makroøkonomiske modell KVARTS viser at realformuen har en klar effekt på husholdningenes konsum. Boligformuen utgjør en betydelig andel av denne formuen. Den nye konsumfunksjonen er homogen i inntekt og formue på lang sikt, og den er i stand til å forklare konsumutviklingen i de siste tre årene bedre enn en alternativ spesifikasjon uten formueseffekter. Et endret korrelasjonsmønster mellom realrenten etter skatt og formuen avdekker at det er nødvendig å inkludere formuen i relasjonen. Alternative modellformuleringer basert på såkalte Euler-likninger bidrar lite til å forklare konsumutviklingen så vel historisk som i dagens aktuelle situasjon.

Finanskrisen og de store endringene i formuesverdier som den har ført med seg, har aktualisert spørsmålet om hvordan endringer i formuesverdiene påvirker realøkonomiske forhold. Spesielt er det av interesse å kartlegge hvorvidt og i hvilken grad realverdien av husholdningenes formue påvirker husholdningenes konsumetterspørsel. Dette kaster også lys over i hvilken grad formuesendringene leder til en finansiell konsolidering i husholdningene, siden sparingen er definert som den delen av husholdningenes inntekt som ikke går til konsum. Erfaringene fra tiden før og under bankkrisen i 1990 – 1992 peker i retning av at fall i formuesverdiene kan slå ut i en økning i spareraten for husholdningene.

Disse effektene fanges best opp av en betinget konsumfunksjon, som viser sammenhengen mellom konsumet og dets bestemmende faktorer. Vi konstaterer at konsumfunksjonen holder stillingen som en sentral relasjon i moderne makrolærebøker, for eksempel i Blanchard (2009) og i standardverket Blanchard og Fischer (1989). Rett nok har amerikanske teoribygninger – som i sin natur impliserer at konsumet i liten grad er predikerbart – vunnet innpass i akademia og i Norges Banks nye modell for norsk økonomi (NEMO, se Brubakk *m.fl.,* 2006). Disse modellene – som er basert på Euler-likninger – forutsetter at økonomien alltid er nær likevekt og at likevekten raskt

* *Tord Krogh har gitt verdifull forskningsassistanse i forbindelse med dette prosjektet sommeren 2008 – både med datagjennomgang og i form av prosjektnotater som ligger bak litteraturoversikten i seksjon 2 i denne artikkelen (Krogh, 2008a,b). Takk også til Joakim Prestmo for assistanse med KVARTS-beregningene og til en anonym konsulent, Sigbjørn Berg, Roger Bjørnstad, Ådne Cappelen, Håvard Hungnes og Ragnar Nymoen for gode kommentarer. Jeg har også hatt nytte av innspill under et seminar 26. mars 2009 ved Institutt for samfunnsøkonomi, NTNU. Originalene til figurene kan fåes ved henvendelse til forfatteren (e-post: eja@ssb.no)*

gjenopprettes når den utsettes for sjokk. Finanskrisen, som Norge – i likhet med andre land – står overfor i dag, viser at dette neppe er en god beskrivelse av situasjonen. Modellene har dessuten viktige implikasjoner for effekten av økonomisk politikk. For eksempel er etterspørselsvirkninger via realinntekt og realformue av å senke renten for å bringe en lav inflasjon opp på inflasjonsmålet fraværende i modeller basert på Euler-likninger, jf. Bjørnstad (2009). Det er nødvendig å ha et godt grep på modelleringen av konsumet for å treffe beslutninger om økonomisk politikk og når en skal lage prognoser på kort og mellomlang sikt for norsk økonomi.

I denne artikkelen skal vi først drøfte forutsetningene for å operere med en langsiktig sammenheng mellom konsum, inntekt og formue i en betinget konsumfunksjon. Dernest vil vi i seksjon 2 redegjøre for eksisterende empiri på dette feltet langs ulike tilnærmingslinjer, med spesiell vekt på studier som benytter norske data. I seksjon 3 tallfestes to konkurrerende konsumfunksjoner – en med og en uten formueseffekter i langsiktssammenhengen – for privat konsum (eksklusive helse- og boligkonsum). Når formueseffekter får spille en rolle, vises det at fallet vi har sett i formuesverdiene nylig – eventuelt forsterket av et fortsatt fall framover – vil lede til en finansiell konsolidering i husholdningene som kan avleses i en sterk økning i spareraten.

1 EN LANGSIKTIG MAKROSAMMENHENG MELLOM KONSUM, INNTEKT OG FORMUE

Det er velkjent fra standard lærebøker at ikke bare husholdningenes inntekter men også deres netto formuesposisjon kan påvirke utviklingen i privat konsum. Empirisk er det også påvist en langsiktig sammenheng mellom privat konsum, husholdningenes disponible inntekt og deres netto formue ved hjelp av makroøkonomiske tidsserier fra en rekke land, se for eksempel oversiktene i Muellbauer og Lattimore (1995) og Barrell og Davis (2007).

Det er ofte slik at alle de tre variablene vokser over tid, og at de på logaritmisk nivåform er ikke-stasjonære variable, som blir stasjonære ved differensiering.[1] Dersom det da finnes minst en lineær kombinasjon av variablene som er stasjonær, har vi kointegrasjon. Anta at det finnes én og bare én slik sammenheng.[2] Granger's representasjonsteorem (Engle og Granger 1987) sier da at vi kan etablere en eller flere likevektskorrigeringsrelasjoner mellom variablene som inngår. En variabel som likevektskorrigerer, endrer seg for å gjenopprette likevekten hvis variabelen på et tidspunkt ikke er lik likevektsverdien (definert ved denne lineære kombinasjonen). Teoremet sier imidlertid ikke hvilken eller hvilke variable som likevektskorrigerer i vårt konkrete tilfelle.

Dersom det kan vises at det bare er konsumet som likevektskorrigerer, kan vi stille opp en betinget konsumfunksjon som har den stiliserte formen

$$(1)\ \Delta c_t = \text{konstant} + \gamma \Delta z_t + \alpha_{cyw}(c - \beta_y y - \beta_w w)_{t-1} + \varepsilon_t; \quad \alpha_{cyw} < 0,$$

der c_t, y_t og w_t er logaritmen til henholdsvis privat konsum, disponibel inntekt og formue, z_t er ment å representere alle variable som påvirker konsumet på kort sikt og ε_t er et stokastisk restledd. Δ er differensoperatoren, det vil si $\Delta z_t = z_t - z_{t-1}$, og Δz_t kan for eksempel være inntektsvekst og inflasjon.

Det er en styrke ved en modell av typen (1) at den gir en *gradvis* tilpasning mot likevektssammenhengen $(c - \beta_y y - \beta_w w)$. Gitt at sammenhengen er meningsfylt ut fra økonomisk teori gir en signifikant negativ tilpasningshastighet (α_{cyw}) kredibilitet til likevektstolkningen. Dersom Δz_t er stasjonær innebærer dessuten kointegrasjon at (1) er en *balansert* likning, siden alle forklaringsvariablene da er stasjonære og innehar de samme grunnleggende statistiske egenskapene som den variabelen vi søker å forklare (Granger 1990). Residualene arver denne egenskapen og anvender vi minste kvadraters metode direkte på (1), vil koeffisientestimatene generelt ha gode egenskaper.

Hendry og von Ungern-Sternberg (1981) lanserte en modell som kan motivere en slik konsumrelasjon:

$$(2)\ \Delta c_t = \text{konstant} + \gamma \Delta z_t + \alpha_{cy}(c - y)_{t-1} + \alpha_{wy}(w - y)_{t-1} + \varepsilon_t;$$
$$\alpha_{cy} < 0\ ,\ \alpha_{wy} > 0,$$

[1] *En stasjonær variabel er en stokastisk variabel som har tilnærmet konstant forventningsverdi og varians. Den er kjennetegnet ved at den vender tilbake til en utgangsverdi dersom den utsettes for et tilfeldig sjokk. En ikke-stasjonær variabel sies å være integrerbar av første orden, I(1), dersom den blir stasjonær ved å differensieres en gang. Den differensierte, stasjonære, serien sies å være I(0). Når variabelen i utgangspunktet er på logaritmisk form betyr dette at vekstraten er stasjonær.*

[2] *For en enkel framstilling av kointegrasjon, se Jansen (2004).*

Ideen med denne modellen er at på lang sikt søker konsumentene samtidig å opprettholde proporsjonalitet mellom konsumet og inntekt på den ene siden og mellom formue og inntekt på den andre. Det vil si på nivåform at

(3) $C^* = K \cdot Y$ og $W^* = B \cdot Y$,

der asterisk (*) står for likevekt i *steady state* og K og B er konstanter. (2) innebærer i likhet med (1) at formuen påvirker forholdet mellom konsum og inntekt. Hendry og von Ungern-Sternberg tolker formueseffekten som en kontrollmekanisme, siden graden av ulikevekt for beholdningen w (i forhold til y) er lik summen av avvikene fra likevekt for strømningsbegrepene c og y, når vi ser bort fra omvurderinger. Eksistensen av en formueseffekt kan imidlertid motiveres ut fra en rekke andre teoribygninger og er for eksempel konsistent med implikasjonene av så vel permanentinntektshypotesen (Friedman 1957) som livssykelhypotesen (Modigliani og Brumberg 1954).

Generelt vil likning (2) være en balansert likning dersom proporsjonalitetsforutsetningene (3) holder og c, y og w er I(1), se fotnote 1. Da er (c – y) og (w – y) stasjonære, og det finnes to kointegrasjonslikninger mellom de tre variablene. Modellen (1), som har én langsikts-sammenheng, er imidlertid konsistent med modellen til Hendry og von Ungern-Sternberg dersom vi har homogenitet i langsiktsparametrene

(4) $\beta_y + \beta_w = 1$,

det vil si at $\alpha_{cy} = \alpha_{cyw}$ og $\alpha_{wy} = -\alpha_{cyw} \cdot \beta_w$. I likning (1) kointegrerer ikke konsum og inntekt alene og (c – y) kan ikke forklare utviklingen i konsumet. Det innebærer samtidig at spareraten ikke er en stasjonær variabel, men vil avhenge av verdien på formuen. På lang sikt, langs en steady state vekstbane, vil vi ha proporsjonalitet mellom inntekt og formue, og spareraten vil gå mot en konstant likevektsverdi.

En teoretisk utledning som leder fram en tilsvarende langsiktssammenheng mellom konsum, inntekt og formue finnes i Lettau og Ludvigson (2001, 2004). De splitter totalformue i to komponenter, fysisk og finansiell formue på den ene side og humankapital på den andre siden. Langs en steady state vekstbane vil forholdet mellom de to komponentene være konstant. Humankapitalen er uobserverbar og som en empirisk tilnærmelse tolkes humankapitalen som nåverdien av all framtidig inntekt, som igjen antas proporsjonal med dagens inntektsnivå. Siden inntekten tolkes som en proxy for humankapitalen, kan forholdet mellom konsum og totalformue uttrykkes ved hjelp av langsiktsammenhengen i (1) med pålagt homogenitet (4).[3] Med data fra USA og med utgangspunkt i denne langsiktssammenhengen finner Lettau og Ludvigson innenfor en tre-variabel vektorautoregressiv (VAR) modell – at det er formuen, og bare formuen, som likevektskorrigerer. Det vil si at de kan stille opp en likevektskorrigeringsmodell for formuen på formen (1) med endringen i formue Δw som den avhengige variabelen. En endring i formuen vil da kunne ha en kortsiktig, men ingen langsiktig, effekt på konsumet. Et særtrekk ved de amerikanske dataene er at aksjer og verdipapirer utgjør en stor andel av formuen og at variasjonen i formuen er dominert av bevegelsene i børsverdiene.

Hamburg *m. fl.* (2008) bygger på samme tilnærming som Lettau og Ludvigson, men de finner med tyske data at det er inntekten, og bare den, som likevektskorrigerer. Det vil si at når konsum, inntekt og formue avviker fra sin felles trendmessige vekst er det inntekten som primært sørger for å gjenopprette likevekten. Et karakteristisk trekk ved de tyske dataene er at formuen er mindre volatil enn inntekten. Resultatene i Hamburg *et. al.* er forenlige med en hypotese om at konsumet (og formuen) følger en random walk, og at kausaliteten går fra konsum til inntekt, ikke omvendt.[4]

Basert på norske data fant Brodin og Nymoen (1992) flere år tidligere også empirisk støtte for én (og bare én) kointegrasjonssammenheng mellom konsum, inntekt og formue. Sammenhengen er:

(5) EqCM = c – 0,56 y – 0,23 w

Brodin og Nymoen viser i artikkelen at det bare er privat konsum som likevektskorrigerer som i likning (1). Dette underbygges ved statistiske tester som viser at inntekt og formue er svakt eksogene med hensyn på parametrene i

[3] *De viser til Campbell og Mankiw (1989) som utleder at logaritmen til forholdet mellom konsum og totalformue for en representativ agent blir en lineær funksjon av summen av rasjonelle prediksjoner på differansen mellom formuesavkastningen og konsumveksten i all framtid. Lettau og Ludvigson argumenterer for at dette uttrykket er stasjonært – det vil si at c, y og w kointegrerer.*

[4] *Dette svarer til situasjonen vi har beskrevet i avsnitt 2.2. nedenfor der framoverskuende konsumenter med rasjonelle forventninger lar en intertemporal optimalitetsbetingelse (Euler-likning) bestemme omfanget av konsumet.*

kointegrasjonssammenhengen (se Johansen 1992). Det vil si at forutsetningene for gyldig betinging er oppfylt og at den langsiktige sammenhengen (3) har forklaringskraft i en betinget konsumfunksjon. I tillegg finner de at marginale modeller for inntekt og formue viser klare tegn til strukturelle brudd. Ved å demonstrere at den betingede konsumfunksjonen likevel framtrer som stabil viser Brodin og Nymoen at koeffisientene i konsumfunksjonen er invariante overfor disse bruddene i marginalmodellene og at inntekt og formue er supereksogene forklaringsvariable, jf Engle *m. fl.* (1982).[5]

I modellen er konsumet et resultat av en betinget plan hos aktørene – de fastlegger konsumet etter det de allerede vet om inntekt og formue. En modell der konsumentene fastsetter konsumet ut fra (rasjonelle) forventninger om framtidige inntekter utgjør en konkurrerende hypotese, se Hall (1978). Denne teorien impliserer at Lucas-kritikken rammer Brodin og Nymoens betingede modell, som i følge dette vil ha ustabile parametere dersom forventningene om framtidige inntekter endrer seg. Påvisningen av supereksogenitet innebærer derfor også at Lucas-kritikken er lite relevant i dette tilfellet.

Brodin og Nymoen tallfestet sin modell med kvartalsdata fra 1968(3)- 1989(4). På bakgrunn av at det snart er 20 år siden deres siste observasjon, skal vi se nærmere på hva som har skjedd med norsk empirisk forskning omkring konsumfunksjonen siden da.

2 NORSK EMPIRISK FORSKNING OM MAKRO-KONSUMET

2.1. Betingede konsumfunksjoner

Brodin og Nymoen (1992) ble til som svar på de faglige utfordringene som oppsto da eksisterende konsumfunksjoner, der konsumet i hovedsak ble forklart av inntektsutviklingen, brøt sammen og ikke kunne forklare den sterke konsumveksten i Norge i årene 1985-1987 i kjølvannet av dereguleringen av kredittmarkedet. Deres svar var at formuen – definert som summen av husholdningenes boligformue og deres likvide fordringer fratrukket gjeld – som steg kraftig på grunn av økt realpris på boliger, måtte inkluderes sammen med inntekten for å oppnå en balansert relasjon som kunne forklare denne konsumveksten. Analysen – og de svar som ble gitt – har paralleller i andre land der det fant sted en finansiell deregulering på om lag samme tid (blant annet Sverige og Storbritannia).

Jansen (1992) påpekte at modellens parametere var stabile også utenfor den opprinnelige observasjonsperioden, og at modellen var i stand til å predikere konsumutviklingen etter observasjonsperioden. Den svake konsumutviklingen i 1991 – til tross for god inntektsvekst – kunne forklares ved en finansiell konsolidering etter et markant fall i boligprisene. Dette innlegget ble imøtegått av Magnussen og Moum (1992) som hadde en rekke innvendinger mot Brodin og Nymoens modell. De argumenterte på et teoretisk grunnlag for at dereguleringen av kredittmarkedene *a priori* var et regimeskift som påvirket både rammebetingelsene og atferden til konsumentene på en slik måte at samme relasjon neppe kunne være gyldig både før og etter dereguleringen. Videre etterlyste de en selvstendig virkning av realrenten etter skatt på konsumet, og framholdt dette som en viktig forklaringsfaktor etter dereguleringen, blant annet for å fange opp effekten av intertemporal substitusjon. Manglende homogenitet[6] i den langsiktige sammenhengen (5) som utelukker en steady state vekstbane der konsum, inntekt og formue vokser i samme takt, ble også påpekt som en svakhet teoretisk sett.

Det mest sentrale ankepunktet var likevel at boligprisen som inngår i modellen ikke gjenspeiler den faktiske utviklingen i annenhåndsmarkedet for boliger, blant annet ved å utelate prisinformasjon om borettslagsleiligheter (ca 20 prosent av boligmarkedet).[7] Moum og Magnussen påviste at andre boligprisindekser viser andre forløp for realprisen på bolig i perioden fra 1980 – 1987. Deres foretrukne boligpris (basert på data fra Norsk Byggforskningsinstitutt for denne perioden) fanger blant annet opp effekten av at prisreguleringen på borettslagsleiligheter ble opphevet i 1982, og gir en mindre dramatisk boligprisstigning i

[5] *Dette funnet blir underbygget av Jansen og Teräsvirta (1996) som med samme datasett viser invarians av inntekt og formue med hensyn på langsiktskoeffisientene ved hjelp av en alternativ, ikke-lineær, metode for å modellere bruddene i marginalmodellene.*

[6] *Manglende homogenitet kan forklares med at akkumulasjonslikningen* $\Delta W_t = Y_t - C_t$ *ikke gjelder i data på grunn av omvurderinger og i Brodin og Nymoens tilfelle også fordi mindre likvide finansobjekter ikke var med i formuesbegrepet.*

[7] *Dagens boligprisindeks fra Statistisk sentralbyrå er publisert fra 1992. Boligprisen i Brodin og Nymoen gjelder for perioden før dette og er dokumentert i Brodin (1989). Den er lik nasjonalregnskapets boligkapitaldeflator fram til 1984 (basert på husleiekomponenten i konsumprisindeksen fram til 1978, deretter på SSBs byggekostnadsindeks), Grunneiendom-, Adresse- og Bygningsregisteret for årene 1984-1986, og boligpristall fra Norges Eiendomsmeglerforbund for den gjenværende perioden fram til og med 1989.*

Tabell 1 *Oversikt over estimerte langsiktskoeffisienter i den norske konsumfunksjonen.*[*]

Studie	Sampel	Konsum-variabel	Formues-variabel Boligpris[1]	Elastisitet inntekt	Elastisitet formue	Semielastisitet Realrente e. skatt	Semielastisitet Aldersvariabel	Tilpasnings-hastighet (e.g. α_{cyw})	Residualt st.avvik (prosent)
Brodin og Nymoen (1992)	1968(3)-1989(4)	Totalt konsum	Bolig + likvide fordringer	0,56 (0,03)	0,27 (0,02)			-0,71 (0,08)	1,33
Ekeli (1992)	1976(4)-1991(4)	Totalt konsum	Total formue BN92 boligpris	0,63 t-verdi=2,1	0,27 t-verdi=3,2			-0,96 t-verdi=11,1	1,04
Brubakk (1994)	1968(2)-1991(4)	Ikke-varige goder	Total formue MM92 boligpris	0,59 t-verdi=5,0	0,13[2]			-0,49 t-verdi=5,7	1,63
Frøiland (1999)	1967(3)-1997(3)	Konsum ekskl bolig og helse	Total formue MM92 boligpris	0,58[2]	0,21[2]			-0,71[2]	1,53
Evjen(2000)	1968(1)-1998(4)	Totalt konsum	Boligformue BN92 boligpris	0,67[3]	0,15[3]			-0,38 t-verdi=6,4	1,64
Evjen(2000)	1986(1)-1998(4)	Totalt konsum	–	0,60[3]		-1,95[3]		-0,36 t-verdi=3,9	1,34
Eitrheim et. al. (2002)	1968(3)-1998(4)	Totalt konsum	Total formue BN92 boligpris	0,65 (0,17)	0,23 (0,07)			-0,34 (0,08)	1,55
Erlandsen og Nymoen (2008)	1968(3)-2004(4)	Totalt konsum per capita	Total formue per capita BN92 boligpris	0,66 (0,03)	0,17 (0,02)	-0,42 (0,19)	-0,31 (0,08)	-0,47 (0,07)	1,43

* standardavvik i parantes
[1] BN92 = boligpris fra Brodin og Nymoen (1992), MM92 = boligpris fra Magnussen og Moum (1992)
[2] Dette er verdien etter skiftet i 1985. Den er summen av to koeffisienter, som begge er signifikante.
[3] Dette estimatet er forholdet mellom to signifikante koeffisienter (hhv. for variabelen og for tilpasningshastigheten).

1985-1986 enn Brodin og Nymoens indeks. Ved å rekonstruere formuesvariabelen med denne boligprisen fant Magnussen og Moum at Brodin og Nymoens modell bryter sammen i 1985-86 og at den reestimerte relasjonen med deres boligpris underpredikerer konsumveksten gjennom hele perioden 1985-1991.

Disse debattinnleggene viser at det eksisterte to forskjellige forskningsstrategier eller programmer for økonometrisk modellering av privat konsum. Det ene programmet har modellert konsumet ut fra Moum og Magnussens hypotese om at et regimeskift rundt 1985-1986 endret parametrene i konsumfunksjonen. Det andre programmet har videreført analysen til Brodin og Nymoen og basert konsumfunksjonen på eksistensen av en stabil langsiktssammenheng mellom konsum, inntekt og formue over et tidsrom som også omfatter observasjoner før dereguleringen av kredittmarkedet. I dette programmet har en valgt å beholde formuesvariabelen basert på Brodins boligprisindeks for perioden før 1992. Dette kan begrunnes med en hypotese om at denne boligprisen fører til at formuesvariabelen fanger opp effekten av dereguleringen av kredittmarkedet på 80-tallet. Det er rimelig at boligprisvekst hadde en svakere effekt på konsumet i 1982 da kredittmarkedet var regulert enn en tilsvarende boligprisstigning ville ha hatt i 1985/86 da reguleringene var fjernet. Hvis hypotesen er riktig, ga Brodins formuesvariabel i alle fall en mulighet til å komme raskt i gang med å modellere konsumet uten å vente på nye data *etter* regimeskiftet. Ideelt sett ville det imidlertid vært ønskelig med å modellere samspillseffekter mellom en variabel som fanger opp stramheten i kredittmarkedet for husholdninger som søker lån og de øvrige forklaringsvariablene i makrokonsumfunksjonen og da i første rekke inntekt og formue.[8]

I tabell 1 har vi samlet langsiktselastisitetene i makrokonsumfunksjonen fra empiriske studier fra begge de to forskningsstrategiene. Ekeli (1992) viser at resultatene til

[8] *John Muellbauer har i flere arbeider vist at en indikator for stramheten i kredittmarkedet, basert på mikrodata for blant annet lån i forhold til takst for førstegangs boliglån i bank fra 1980 til i dag, fanger opp effekten av dereguleringene i Storbritannia på 1980-tallet på en fleksibel måte. Han argumenterer for relevansen av slike samspillseffekter for å forklare konsumutviklingen under dagens finanskrise (Muellbauer 2007; Aron m. fl., 2008).*

Brodin og Nymoen ikke påvirkes nevneverdig av å utvide formuesvariabelen til også å omfatte aksjer, obligasjoner og forsikringskrav. Han finner forbedret forklaringskraft med en modell der det i korttidsdynamikken åpnes for at fordringer med forskjellig likviditetsgrad har ulik effekt. Estimert på data for 1976(4) – 1991(4) gir modellen langsiktskoeffisientene 0,63 og 0,27 for henholdsvis inntekt og formue, men han forkaster en restriksjon om homogenitet, det vil si at summen av dem er lik 1.

Brubakk (1994) tallfester en makrokonsumfunksjon for ikke-varige forbruksgoder. Som Ekeli benytter han en utvidet formuesvariabel og rapporten underbygger at valget av boligprisvariabel har betydning for resultatet. Med Brodins boligpriser i formuesvariabelen finner han en velspesifisert modell med om lag samme inntekts- og formueselastisiteter som i Brodin og Nymoen (1992). Når han benytter et alternativt (og antatt bedre) anslag på boligprisen[9] finner han som Magnussen og Moum at modellen bryter sammen. Brubakk forsøker å kontrollere for liberaliseringen av kredittmarkedet ved å innføre en dummyvariabel som er lik 0 før 1985(1) og 1 etter. Når han lar formueseffekten variere med denne dummyen, finner han i forhold til Brodin og Nymoen at formueselastisiteten halveres til 0,13 før 1985(1) og 0,12 etter, mens inntektselastisiteten stiger fra 0,52 til 0,59. Vi noterer også at tilpasningshastigheten (tilsvarende α_{cyw} i (1)) øker i tallverdi fra -0,44 til -0,49, noe som isolert sett peker mot raskere tilpasning.

Frøiland (1999) modellerer privat konsum (eksklusive helse- og boligkonsum) og utvider Brubakks datasett med data for perioden 1992(4) – 1997(3). Han fører Brubakks analyse et steg videre ved å åpne for at også tilpasningshastigheten endrer seg før og etter 1985(1). Frøiland finner at tilpasningshastigheten faller i tallverdi fra -0,73 til -0,71, mens inntekts- og formueselastisitetene endrer seg fra 0,60 og 0,19 før 1985(1) til 0,58 og 0,21 etter.[10]

I Norges Bank var en konsumfunksjon basert på Brodin og Nymoens arbeid i operativ bruk i praktisk prognosearbeid med den makroøkonomiske modellen RIMINI (se Bårdsen *m. fl.*, 2005) helt til modellen ble faset ut i 2002 og nedlagt i 2004. Det er interessant at regelmessig reestimering av modellen med stadig utvidede data over hele denne tidsperioden ikke avslørte tegn til sammenbrudd i den langsiktige sammenhengen mellom konsum, inntekt og formue. Evjen (2000) bekrefter dette på et sampel fra 1968(1) til 1998(4), men han viser også at formueseffekten faller bort i langsiktsløsningen til fordel for en effekt av realrente etter skatt når han benytter en kortere observasjonsperiode (1986(1) – 1998(4)). En slik realrenteeffekt ble bygget inn i SSBs modeller flere år tidligere, jf. omtalen av konsumfunksjonen i KVARTS i seksjon 3.

Felles for disse studiene er at de i motsetning til Brodin og Nymoen (1992) er basert på en-relasjonsmetoder. Brodin og Nymoen benyttet Søren Johansens metoder (Johansen, 1988) for testing av graden av kointegrasjon – antall uavhengige kointegrasjonslikninger – og til å tallfeste og teste den ene langsiktssammenhengen de fant støtte for innenfor en velspesifisert multivariat VAR modell i konsum, inntekt og formue. En-relasjonsmetodene tar mange av disse forholdene for gitt. De er betinget av at det finnes bare én langsiktssammenheng og at det er konsumet og bare konsumet som likevektskorrigerer, jf. seksjon 1 foran. Dette antas oppfylt dersom konsumvariabelen er en I(1) variabel og tilpasningshastigheten (koeffisienten foran konsumnivået) er klart signifikant og de øvrige nivåvariablene inkluderes dersom de er signifikante (på 5 % nivå).

En fullstendig analyse av langsiktssammenhengen i konsumfunksjonen er imidlertid også foretatt i Eitrheim *m. fl.* (2002) og Erlandsen og Nymoen (2008). Eitrheim *m. fl.* (2002) gjenfinner alle hovedresultatene fra Brodin og Nymoen (1992) på et datasett for perioden 1968(3) – 1998(4), det vil si med 36 nye kvartalsobservasjoner. Som det framgår av tabell 1 øker inntektselastisiteten på lang sikt fra 0,56 til 0,65 mens elastisiteten for formue reduseres fra 0,27 til 0,23. De viser også at simultan estimering at et likningssystem som forklarer privat konsum, inntekt, formue og boligprisen, gir et tilsvarende resultater for konsumfunksjonen som estimering av en relasjon på formen (1) med minste kvadraters metode.

Den statistiske støtten for én kointegrasjonsvektor mellom konsum, inntekt og formue avtar imidlertid noe over tid i analysen til Eitrheim *m. fl.* (2002). Erlandsen og Nymoen (2008) kaster lys over dette og med data fram til 2004(4)

[9] *Boligprisindeksen bygger på informasjon fra Husbanken og Boliginstituttet Veritas i perioden 1966-1970. For perioden 1971-1991 er den basert på data fra Norges Eiendomsmeglerforbund.*

[10] *Frøiland (1999) tallfester også en modell der han splitter formuen i likvid og ikke-likvid formue.*

viser de at støtten til én kointegrasjonsvektor gjenopprettes ved å inkludere realrenten etter skatt (i tråd med Magnussen og Moums ønske 16 år tidligere) og en variabel som fanger opp aldersammensetningen i befolkningen i analysen.[11] Det er en omfattende internasjonal litteratur som støtter at alderssammensetningen i befolkningen kan ha betydning for konsumutviklingen i makro[12], mens realrenteeffekten er i tråd med den etterlyste substitusjonseffekten ovenfor siden en økt realrente gjør konsum i dag dyrere relativt til konsum i morgen. Foreløpige beregninger jeg har foretatt, bekrefter alle funn i Erlandsen og Nymoen på et utvidet datasett (til 2007(4)). I hvert av disse tilfellene forkastes imidlertid en restriksjon av typen (4) – det er ikke støtte for homogenitet i konsum, inntekt og formue.

2.2 Konsummodeller basert på Euler-likninger

Disse modellene har utgangspunkt i et tankeskjema der tilpasningen av makrokonsumet kan beskrives ved en representativ konsument som optimaliserer konsumet over tid. Dersom konsumenten ikke har problemer med kreditt-tilgangen og har rasjonelle forventninger om framtidige inntekter, vil konsumveksten ikke påvirkes av løpende inntektsendring, bare av overraskende og uforutsette inntekter. Dersom renten er konstant og lik depresieringsraten, kan konsumet beskrives som en «random walk» prosess

$$(6)\ \log(C_t) = \text{konstant} + \log(C_{t-1}) + \varepsilon_t,$$

der ε_t er et stokastisk restledd. Avvik fra en normalvekst i konsumet er i følge (6) umulig å predikere. Dersom renten varierer over tid vil imidlertid konsumutviklingen variere med renten over tid i følge førsteordensbetingelsen (Euler-likningen). Den mest utførlige drøftingen av Halls modell som også behandler norske forhold, er i Lønning (1997). Han drøfter hvorvidt ulike «puzzles» fra denne litteraturen – som oppstår når modellens prediksjoner ikke stemmer med data – er relevant for norsk økonomi. Mange av disse motsigelsene har sin rot i antagelsen om at økonomien som helhet kan beskrives ved adferden til en representativ konsument.[13]

Det er også gjort forsøk på å estimere konsumfunksjoner med utgangspunkt i Euler-likninger på norske data. Mork og Smith (1989) finner ikke å kunne forkaste Halls modell basert på paneldata fra 1975-1977, men antyder selv at resultatene kan være lite utsagnskraftige. Steffensen (1989) estimerer Euler-likninger med tidsrekkedata for årene fra 1962 til 1987. For å korrigere for at ikke alle husholdninger optimerer ifølge Hall sin teori ovenfor, antar han som Campbell og Mankiw (1989, 1991) at en andel λ av husholdningene konsumerer sin løpende inntekt, mens en andel $(1 - \lambda)$ får konsumveksten bestemt av uventet inntektsvekst og realrenta. Steffensen finner støtte for en intertemporal substitusjonselastisitet på mellom 0,2 og 0,3. Samtidig estimeres λ til å ligge mellom 0,4 og 0,6. Modellen er imidlertid ikke i stand til å forklare den sterke konsumveksten i 1985 og 1986.

Med det samme teoriutgangspunktet undersøker Boug *et. al.* (1995) om perioden etter liberaliseringen av kredittmarkedene kan gi sterkere støtte til hypotesen om rasjonelle, framoverskuende husholdninger. Med andre ord at det er kredittrasjoneringen som hindrer oss å finne støtte til rasjonalitet *før* liberaliseringen. Boug *et. al.* deler estimeringsperioden fra 1968(2) – 1994(2) i to og lar observasjonene før og etter 1984(2) representere henholdsvis situasjonen med og uten kredittregulering. Den estimerte ligningen forklarer 4-kvartalersvekst for konsum ved hjelp av en konstant og 4-kvartalersvekst for inntekt.[14] Koeffisienten foran inntektsveksten tilsvarer λ. Det estimeres med to ulike sett instrumentvariable. For den første delperioden estimeres λ til 0,75 og 0,37. For den andre delperioden er estimatene 0,02 og 0,03. Dette tas – med noen forbehold – som indikasjoner på at liberaliseringen av kredittmarkedene har «sluppet løs» framoverskuende husholdninger.

[11] *Realrenten inkluderes fra og med dereguleringen av kredittmarkedene, det vil si perioden 1984(1) – 2004(4), og er satt lik null tidligere. Aldersvariabelen angir antall personer i befolkningen som er mellom 50 – 66 år i forhold til resten av den voksne befolkningen over 20 år. Både realrenten og aldersvariabelen blir funnet å være stasjonære I(0) variable. VAR-analysen utføres med privat konsum, inntekt og formue som endogene variable, mens realrenten og aldersvariabelen er eksogene variable som kan inngå i den langsiktige kointegrasjonssammenhengen.*

[12] *Tilsvarende kan også inntektsfordelingen mellom sosioøkonomiske grupper (lønnstakere, selvstendige og trygdede) være av betydning. Cappelen (1980) analyserer effekten av slike variable på makrokonsumet i Norge.*

[13] *Dette understrekes av Deaton som skriver: «The main puzzle is not why these representative agent models do not account for the evidence, but why anyone ever thought that they might, given the absurdity of the aggregation assumptions they require» (Deaton 1992, s. 70). Jf.også Carroll (2001).*

[14] *For å unngå simultanitetsproblemer estimeres inntektseffekten ved bruk av instrumentvariable. Boug et.al. bruker to ulike sett av instrumenter. Det ene består av 4-kvartalers vekst i inntekt, offentlige utgifter og arbeidsledighet, lagget 5 kvartaler tilbake. Det andre har de samme variablene i tillegg til nominell rente og indeksen på Oslo Børs (også disse lagget 5 kvartaler).*

Magnussen (1997) følger opp studien til Boug *m. fl.*, men ser bare på data for perioden etter dereguleringen (1984(3)-1994(4)). Han benytter også et annet sett instrumenter, som blant annet inkluderer konsumentenes konjunkturvurderinger.[15] Magnussen finner et estimat for λ på 0,64, og om han bruker de samme instrumentene som Boug et. al. (op. cit.) finner han et insignifikant estimat på 0,14. Resultatet er svært følsomt for valg av instrumenter, noe Magnussen påpeker kan trekke resultatene til Boug et. al. (op. cit.) i tvil. En annen konklusjon som kan følge er at begge modellene blir tvilsomme i lys av disse resultatene. Interessant nok utvider Magnussen Campbell-Mankiw modellen ved å inkludere den langsiktige sammenhengen (5) fra Brodin og Nymoen (1992), samt kortsiktseffekter av inntekt, formue, nominell rente og forventningsvariabelen. I alle disse utvidede spesifikasjonene er likevektsjusteringsvariabelen fra Brodin og Nymoen klart signifikant.

I Norges Banks modell NEMO modelleres konsumtilpasningen ved en Euler-likning for en økonomi med identiske konsumenter eller to grupper av konsumenter som hver består av like forbrukere. I følge dokumentasjonen (Brubakk *m. fl.,* 2006) følger konsumtilpasningen en Campbell-Mankiw modell med to typer konsumentadferd som over. I Brubakk og Sveen (2008) er imidlertid denne spesifikasjonen blitt erstattet av en Euler-likning med en modell som i Hall (1978) – med tidsvarierende rente og utvidet med lagget konsum som antas å fange opp effekten av vanedannelse. Det gis imidlertid ingen referanser – verken til norske eller internasjonale studier – som kan underbygge endringen i modellspesifikasjon eller at modellene er relevante for norske forhold.

I Eitrheim *m. fl.* (2002) foretas en formell test av en betinget konsumfunksjon (CF) mot en Euler-likning (EE) estimert på data fra 1968(3) til 1984(4). I denne perioden støtter data en konstant sparerate – det vil si en likevektssammenheng med et konstant forhold mellom inntekt og konsum på lang sikt. I artikkelen vises det først teoretisk hvor stor prognoseskjevhet CF-modellen og EE-modellen vil få når det skjer et brudd i likevektsspareraten og den sanne modellen er en av to modellene. Hvis EE-hypotesen er sann vil begge modellene være immune mot et brudd i spareraten som inntreffer *etter* at prognosen lages. Hvis derimot CF-hypotesen er sann vil begge modellene gi prognosefeil i dette tilfellet. Når de estimerte modellene brukes til å lage prognoser for perioden 1985(1) – 1987(4) gir begge modeller klare prognosefeil. Bruddet i spareraten anslås til å inntreffe tidlig i 1985 og de observerte utfallet er dermed bare logisk forenlig med at CF-hypotesen er riktig.

Av de to hovedretningene er det den betingede konsumfunksjonen som har gitt mest innsikt og som har resultert i modeller som er brukbare til prognoser og konjunkturanalyse. Om formueseffekten er overvurdert i Brodin og Nymoens nybrottsarbeid er et annet spørsmål. Svaret ser ut til å være at punktestimatet for formueselastisiteten ikke er representativt for årene før dereguleringen, da konsumfunksjoner som bare inkluderte realinntekten fungerte bra. I perioden etter dereguleringen derimot kan vi, i lys av senere studier, fastholde at formueseffekten er relevant, men anslår nå at punktestimatet er litt for høyt.

3 EN NY KONSUMFUNKSJON I KVARTS

I det følgende skal vi sammenligne egenskapene til en konsumfunksjon som på lang sikt forklarer konsumet med inntekt, formue og realrente med en konsumfunksjon uten formueseffekter på lang sikt. Begge er hentet fra kvartalsmodellen KVARTS, der en ny konsumfunksjon med formueseffekter i februar 2009 erstattet den tidligere konsummodellen som ikke har med eksplisitte formueseffekter. Det sentrale konsumbegrepet som forklares er privat konsum eksklusive bolig- og helsetjenester (cpeb).[16]

Den nye konsumfunksjonen er estimert med et analyseopplegg etter mønster fra Erlandsen og Nymoen (2008).[17] Det vil si at den bygger på en Johansen-analyse av en VAR bestående av *cpeb*, realdisponibel inntekt etter skatt (utenom aksjeinntekter) *y* og reell nettoformue *w* (der boligformuen er beregnet med Brodins boligprisindeks), transformert til logaritmer. I tillegg betinger vi analysen på at to

[15] *Bruken av instrumenter varierer, men er valgt ut blant følgende: 4-kvartalersendring i inntekt, offentlig konsum, formue og ledighetsrate, i tillegg til realrente etter skatt og forventningsvariabelen. Disse variablene er tatt med lagget 5,6 og 7 kvartaler tilbake. Forventningsindikatoren er omtalt i et vedlegg hos Magnussen (1997).*

[16] *I KVARTS er helsekonsumet fastlagt utenfor modellen fordi dette i stor grad er påvirket direkte av offentlige stønader og politikkbeslutninger. Boligkonsumet er bestemt som en fast andel av boligkapitalen, noe som samsvarer – om enn litt forenklet – med beregningsmåten i nasjonalregnskapet. Konsumfunksjonen fanger opp om lag tre fjerdedeler av totalkonsumet i KVARTS.*

[17] *Alle beregninger ved estimeringen er gjort i PC-Give 12, se Doornik og Hendry (2006a,b).*

Tabell 2 *Johansen tester for kointegrasjon for CPEB-modellen med formue.*

Egenverdi	Hypoteser om rang og trace-test (λ_{max})			
λ_i	H_0	H_1	λ_{max}	5% kritisk nivå*
0,158	r = 0	r ≥ 1	59,81	57,32
0,118	r ≤ 1	r ≥ 2	33,60	35,96
0,090	r ≤ 2	r = 3	14,49	18,16

VAR system av 5 orden, 1970(3)-2008(2), endogene variable (på logaritmisk form) cpeb, y og w, eksogene variable AGE, RR og trend; deterministiske variable, Const.,CPSTOP, CS1, CS2, CS3.

Tester av VAR(5) systemet**)
Vector AR(1-5) test: F(45,333) = 1,24 [p-verdi = 0,15]
Vector Normalitets test: $\chi^2(6)$ = 4,20 [p-verdi = 0,65]
Vector Heterosk. test: F(216,524) = 0,84 [p-verdi = 0,94]

*) De kritiske verdiene er hentet fra tabell 13 i Doornik (2003) – med to eksogene variable i systemet
**) Se Doornik og Hendry (2006b)

Tabell 3 *Testing av overidentifiserende restriksjoner på kointegrasjonsvektoren i en kointegrert VAR (r=1) – basert på VAR(5)-systemet i tabell 2. 1970(3)–2008(2)*.*

i) Modellen uten testbare restriksjoner (β_{cpeb} = 1 er en identifiserende restriksjon)
cpeb + β_y y + β_w w+ β_{AGE} AGE + β_{RR} RR + γ Trend; ingen restriksjoner på α_{cpeb} α_y og α_w
Log L = 1166,25

ii) Modell med γ = 0
cpeb – 0,79 y – 0,18 w + 0,07 AGE + 0,70 RR; α_{cpeb} = – 0,48, α_y = 0,02, α_w = – 0,18
(0,05) (0,03) (0,12) (0,30) (0,10) (0,10) (0,13)
Log L = 1165,67 $\chi^2(1)$ = 1,15 [p-verdi = 0,28]

iii) Modell med γ = 0, β_{AGE} = 0
cpeb – 0,78 y – 0,18 w + 0,58 RR; α_{cpeb} = – 0,48, α_y = 0,01, α_w = – 0,16
(0,05) (0,03) (0,30) (0,10) (0,09) (0,12)
Log L = 1165,53 $\chi^2(2)$ = 1,43 [p-verdi = 0,49] $\chi^2(1)$ = 0,28 [p-verdi = 0,59]

iv) Modell med γ = 0, β_{AGE} = 0, α_y = 0, α_w = 0, α_w = 0
cpeb – 0,74 y – 0,20 w + 0,49 RR; α_{cpeb} = – 0,47
(0,05) (0,03) (0,20) (0,10)
Log L = 1164,93 $\chi^2(4)$ = 2,62 [p-verdi = 0,62] $\chi^2(2)$ = 1,20 [p-verdi = 0,55]

v) Modell med γ = 0, β_{AGE} = 0, α_y = 0, α_w = 0, β_y + β_w = – 1
cpeb – 0,85 y – 0,15 w + 0,71 RR; α_{cpeb} = – 0,38
(-) (0,02) (0,22) (0,08)
Log L = 1163,37 $\chi^2(5)$ = 5,75 [p-verdi = 0,33] $\chi^2(1)$ = 3,13 [p-verdi = 0,08]

*) Standardavik i parantes under koeffisientestimatene

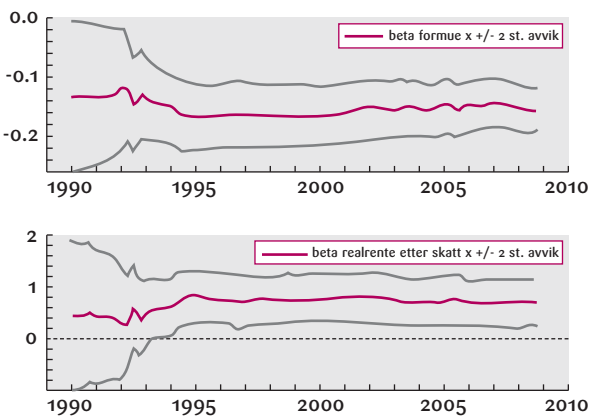
eksogene nivåvariable, aldersammensetningsvariabelen *AGE* (se fotnote 11) og realrenten etter skatt, *RR*, kan inngå i en langsiktig kointegrasjonssammenheng. Krogh (2008a) viser at cpeb og y er I(1), w er I(1) med en deterministisk trend og AGE er I(0). RR blir også bedømt til å være I(0) når vi tillater deterministiske skift i gjennomsnittet.[18]

En VAR i disse variablene med 5 lag i cpeb, y og w sammen med ett lag i AGE og RR gir en velspesifisert modell i følge dokumentasjonen i tabell 2. Der har vi i tråd med anbefalingene i Harbo *et. al.* (1998) inkludert en deterministisk trend. I tillegg inngår (uten restriksjoner) et konstantledd, sesongdummier (CS1, CS2, CS3) og en dummyvariabel CPSTOP som fanger effekten av lønns-prisstoppen i 1978-79. I tabell 2 rapporterer vi trase-tester av rangen til systemet. Testene gir støtte til at det er bare én kointegrasjonsvektor i systemet.

Når vi betinger på denne langsiktssammenhengen kan vi teste ytterligere restriksjoner på kointegrasjonsvektoren.

[18] *Testene er foretatt på hele samplet med unntak av RR der vi ser på perioden etter liberaliseringen av kredittmarkedet 1984(2)- 2007(4). Impulsdummier er brukt for å fange opp korte perioder med uvanlig høye eller lave renter i 1997, 1998, 2003 og 2004, se fotnote 3 i Erlandsen og Nymoen (2008).*

Figur 1 *Ny konsumrelasjon med formueseffekt: Rekursive koeffisienter for formue og realrente i langsiktssammenhengen, fra tabell 3 v), der* $\beta_y + \beta_w = -1$. *1990(1)-2008(4).*



Vi ser i tabell 3 at den deterministiske trenden blir insignifikant i det kointegrerte VAR-systemet (p-verdi=0,28). Likeens finner vi at AGE variabelen kan utgå (p-verdi = 0,59). Viktigere er det at y og w kan betraktes som svakt eksogene med hensyn på langsiktsparametrene i kointegrasjonsvektoren (samlet p-verdi = 0,55), jf seksjon 1 over, og at vi får akseptert en restriksjon om homogenitet i inntekt og formue, om enn marginalt (p-verdi = 0,08), i tråd med anbefalingene fra Magnussen og Moum (1992), jf diskusjonen i avsnitt 2.1. Figur 1 viser at de estimerte koeffisientene er rekursivt stabile.

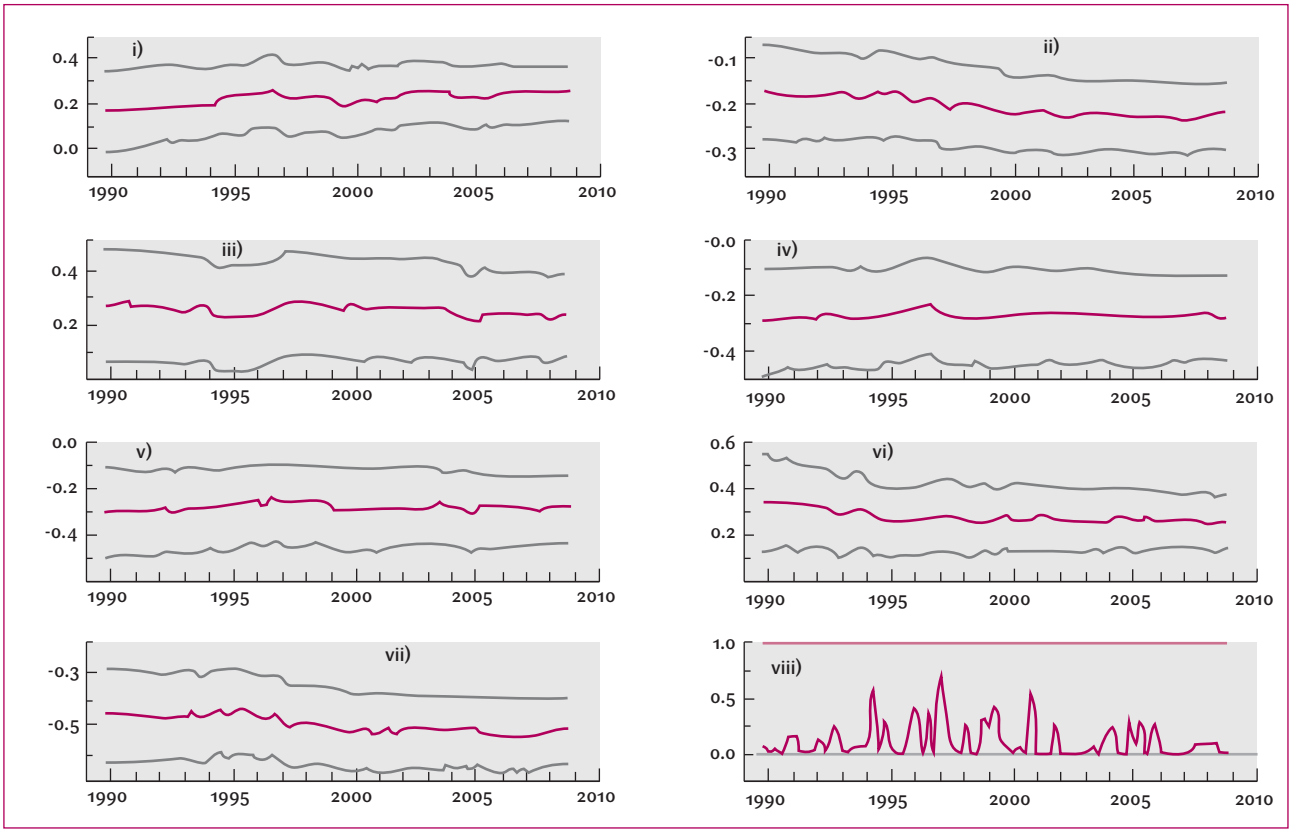
Vi har dernest estimert den betingede konsumfunksjonen med data fra 1971(1) – 2008(4), der vi starter med en generell spesifikasjon med fire lag i Δcpeb, Δy, Δw, og ΔRR som deretter forenkles ved å sløyfe insignifikante variable ved modelleringen av korttidsdynamikken. Vi har i tillegg tatt med et dobbelt sett sesongdummier for å fange opp en endring i kvartalsfordelingen av inntektstallene fra og med 2002(1). I tabell 4 har vi estimert modellen både med kointegrasjonsvektoren som variabel (Modell A) og med nivåvariablene i den hver for seg (Modell B). I begge tilfeller er modellen velspesifisert i følge tester og vi viser i figur 2 og 3 at koeffisientene er rekursivt stabile. I tabellen har vi også tatt med en Modell C, som er lik Modell A, men estimert på samplet 1986(3) – 2008(4) slik at vi lettere kan sammenligne den med den tidligere konsumfunksjonen i KVARTS, som er tallfestet på dette samplet. Koeffisientene er stabile, men de er mindre skarpt bestemt med det kortere sampelet. I figur 4 har vi reestimert modell A fram til 2005(4) og gjort et steg fram prognoser for veksten i CPEB ($\Delta cpeb_t$). Modellen treffer den faktiske utvikling tilfredsstillende. Om vi gjør samme eksperiment med Modell C får vi nesten like gode betingede prognoser (p-verdien for $\chi^2(12)$-testen faller fra 0,99 til 0,92).

Tabell 4. Ny konsummodell for $\Delta cpeb_t$ med $EqCM08q4_t = cpeb_{t-1} - 0{,}85\ y_{t-1} - 0{,}15\ w_t + 0{,}7\ RR_{t-1}$

	A. 1971(1) – 2008(4)		B. 1971(1) – 2008(4)		C. 1986(3) – 2008(4)	
	Koeff.	t-verdi	Koeff.	t-verdi	Koeff.	t-verdi
$\Delta cpeb_{t-4}$	0,25	4,14	0,25	4,23	0,23	2,78
Konstant	-0,22	-6,15	0,10	0,66	-0,27	-5,92
Δy_t	0,24	3,14	0,24	3,12	0,23	1,81
Δy_{t-1}	-0,28	-3,52	-0,26	-3,27	-0,34	-2,19
Δy_{t-2}	-0,29	-3,91	-0,29	-3,89	-0,26	-1,95
Δw_{t-1}	0,25	4,23	0,24	4,04	0,12	1,64
$EqCM08q4_t$	-0,51	-8,30			-0,59	-7,55
$cpeb_{t-1}$			-0,55	-8,55		
y_{t-1}			0,41	7,77		
w_t			0,10	5,62		
RR_{t-1}			-0,28	-2,70		
dummier						
SER (st. avvik for regresjonen)	1.82%		1.81%		1.66%	
Tester*:	observator	Verdi [p-verdi]	observator	Verdi [p-verdi]	observator	Verdi [p-verdi]
AR 1-5	F(5,133)	1,61[0,16]	F(5,130)	1,62[0,16]	F(5,71)	0,79[0,56]
ARCH(4)	F(4,130)	0,69[0,60]	F(4,127)	0,65[0,63]	F(4,68)	0,22[0,92]
Normalitet	$\chi^2(2)$	0,09[0,96]	$\chi^2(2)$	0,91[0,63]	$\chi^2(2)$	0,77[0,68]
Heteroskedasitet	F(19,118)	1,07[0,39]	F(25,109)	0,98[0,49]	F(19,56)	0,49[0,95]
Reset	F(1,137)	0,41[0,52]	F(1,134)	0,02[0,89]	F(1,75)	0,62[0,43]

*) Se Doornik og Hendry (2006a)

Figur 2 *Ny konsumrelasjon med formueseffekt: Modell A fra tabell 4. Rekursive koeffisientestimater 1990(1)-2008(4). Estimeringsperiode 1971(1)-2008(4). Grafene viser: i) Δ cpeb$_{t-4}$, ii) konstant, iii) Δ y$_t$, iv) Δ y$_{t-1}$, v) Δ y$_{t-2}$, vi) Δ w$_{t-1}$, vii) EqCM08q4$_t$ = cpeb$_{t-1}$ - 0,85 y$_{t-1}$ - 0,15 w$_t$ + 0,7 RR$_{t-1}$, viii) Et steg opp Chow-test, se Doornik og Hendry (2006a).*



Den nye modellen kan sammenlignes med den konsumfunksjonen som var i bruk i KVARTS ut 2008. Den langsiktige sammenhengen i denne relasjonen har formen, jf. likning 5.3.4. i Boug og Dyvi (2008):

(7) $ecm_t = cpeb_t - 0{,}98\ y_t - 0{,}02\ ya_t + 1{,}7\ RR_t$,

Likning (7) er altså homogen i husholdningenes realdisponible inntekt etter skatt, der en skiller mellom aksjeinntekter (ya) og inntekten utenom aksjeinntekter (y). Det er en beskjeden effekt av husholdningenes aksjeinntekter, ingen formueseffekter[19] og semielastistiteten for realrenten etter skatt er over dobbelt så stor som i den nye modellen. En ADF test av residualene i (7) viser at de er stasjonære, med en Dickey-Fuller observator med t-verdi på -4,1.

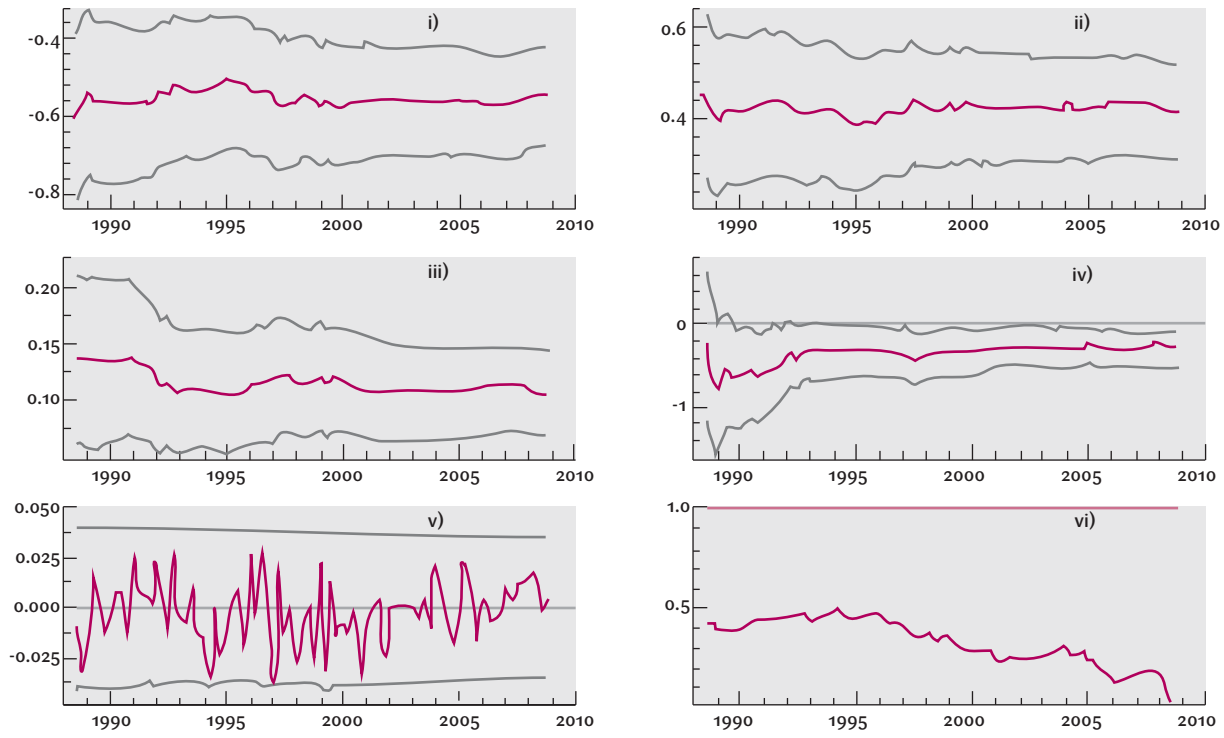
Denne konsumfunksjonen har en meget enkel korttidsdynamikk med bare egendynamikk (Modell D), og den viser noe svakere føyning enn den nye modellen estimert på observasjonsperioden 1968(3) – 2008(4). Dersom vi modellererer relasjonen generell til spesifikk ved å inkludere fire lag i Δcpeb, Δy, Δya og Δw, (Modell E) får vi bedre forklarings kraft. I tabell 5 er begge modeller rapportert.[20] Modellene viser tegn til ustabilitet over de siste tre årene av observasjonsperioden (se figur 5 for modell D). Dette har som konsekvens at modellen gir svakere prognoser et steg fram når vi estimerer modellen fram til og med 2005(4), som i Figur 6. Modell E gir ikke bedre prognoser enn Modell D og en figur for dette er utelatt her.

Vi kan foreta en direkte sammenligning av prognosefeilene i ny konsumfunksjon (modell A fra tabell 4) og

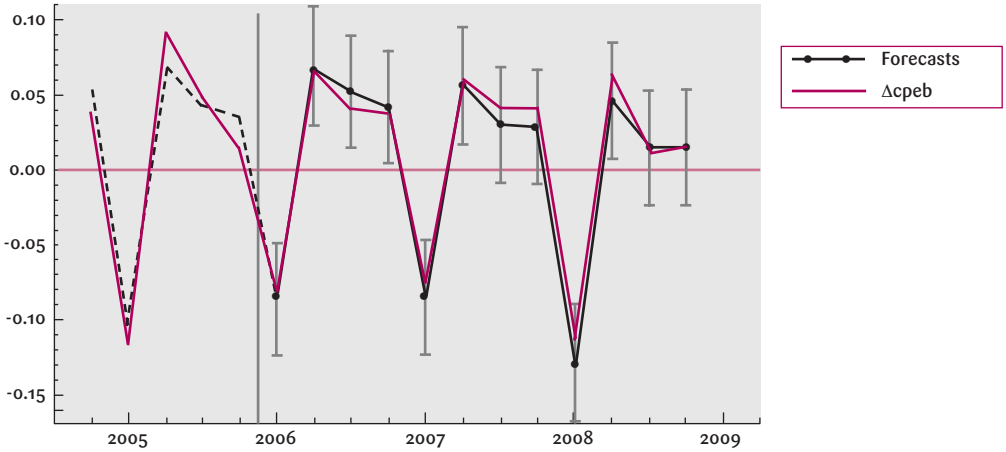
[19] *Som nevnt blir boligkonsumet i KVARTS bestemt av den akkumulerte boligkapitalen, som imidlertid skiller seg fra formuesverdien blant annet ved å se bort fra omvurderinger.*

[20] *Vi har også estimert modellen med lag i ΔRR (som for den nye konsumfunksjonen). Dette gir bedre føyning, men også et urimelig, positivt estimat på kortsiktseffekten av en renteendring.*

Figur 3 *Langsiktskoeffisientene i ny konsumrelasjon med formueseffekt: Modell B fra tabell 4. Rekursive koeffisientestimater 1988(1) – 2008(4). Estimeringsperiode 1971(1) – 2008(4). Grafene viser: i) $cpeb_{t-1}$, ii) y_{t-1}, iii) w_t, iv) RR_{t-1}, v) rekursive residualer, vi) rekursive forecast Chow-tester, se Doornik og Hendry (2006a).*



Figur 4 *Ny konsumrelasjon med formueseffekt: Modell A fra tabell 4. Et steg fram prognoser i 12 kvartaler fra 2006(1) til 2008(4), estimeringsperiode 1971(1) – 2005(4).*



Forecast-tester: Forecast $\chi^2(12) = 3{,}5915$ [p-verdi=0,9897], Chow: $F(12,126) = 0{,}24125$ [p-verdi=0,9957], CUSUM $t(11) = 0{,}7012$ [p-verdi=0,4977], se Doornik og Hendry (2006a).

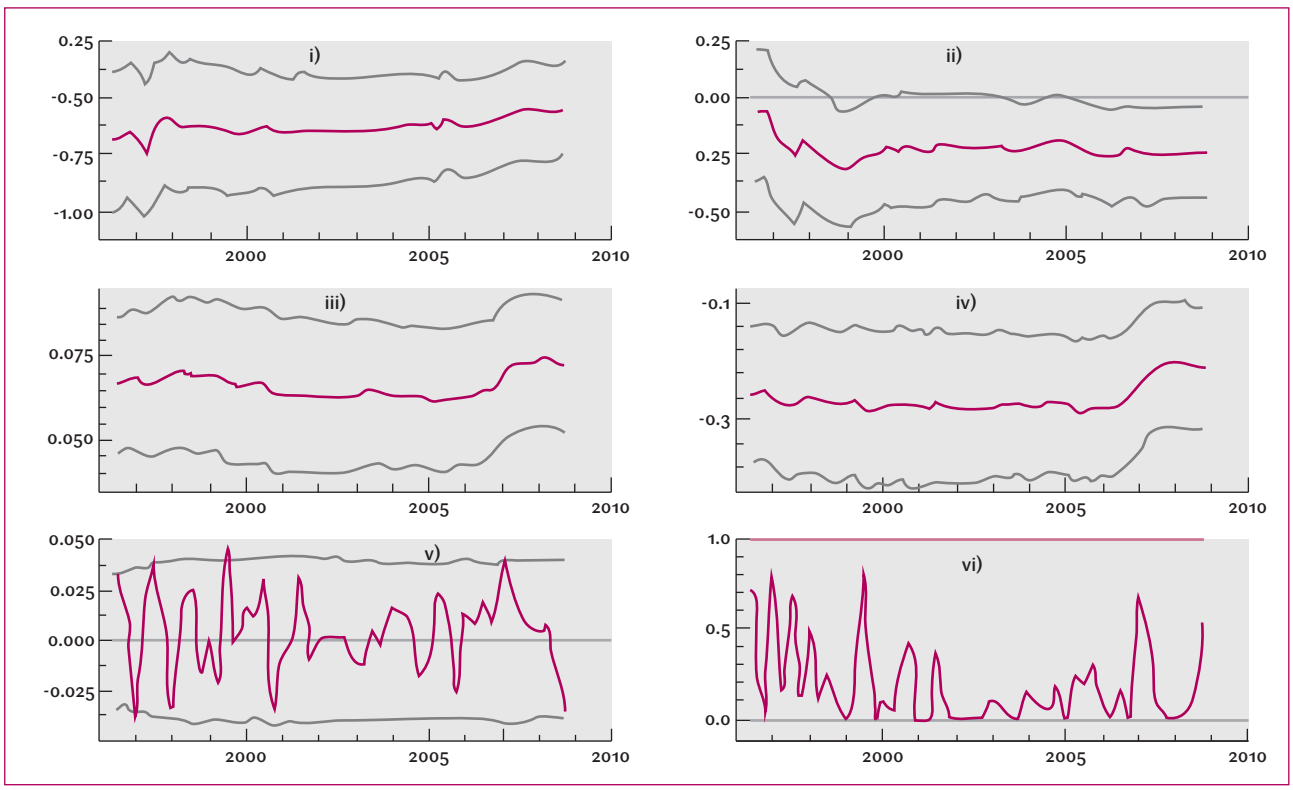
den tidligere konsumfunksjonen (modell D fra tabell 5). For å kontrollere for ulik sampellengde har vi også inkludert modell C fra tabell 4 som har samme sampellengde som alternativet. Vi ser i figur 7 at den tidligere konsumfunksjonen undervurderer i betydelig grad konsumveksten i 2006-07 og overvurderer den kraftig i 2008(4). Den nye konsumfunksjonen unngår de store feilene, selv om også den undervurderer konsumveksten i 2007 og inn i 2008. Modell A treffer eksakt konsumveksten i 2008(4).

Tabell 5 *Gammel konsumfunksjon uten eksplisitt formueseffekt på lang sikt der* $ecm_t = cpeb_{t-2} - y_{t-2} - 0{,}02\ (ya - y)_{t-2} + 1.7\ RR_{t-1}$

	D. 1986(3) – 2008(4)		E. 1986(3) – 2008(4)	
	Koeff.	t-verdi	Koeff.	t-verdi
$\Delta cpeb_{t-1}$	-0,55	-5,43	-0,70	-8,33
$\Delta cpeb_{t-2}$	-0,22	-2,27	-0,47	-5,77
$\Delta cpeb_{t-3}$			-0,24	-2,90
Konstant	0,07	7,80	0,06	4,92
Δw_{t-1}			0,30	4,10
ecm_t	-0,27	-4,62	-0,23	-3,97
dummier				
SER (st. avvik for regresjonen)	1.97%		1.82%	
Tester*:	observator	Verdi [p-verdi]	observator	Verdi [p-verdi]
AR 1-5	F(5,74)	0,69[0,63]	F(5,75)	0,42[0,83]
ARCH(4)	F(4,71)	0,11[0,98]	F(4,72)	0,85[0,50]
Normalitet	$\chi^2(2)$	0,47[0,79]	$\chi^2(2)$	1,36[0,50]
Heteroskedasitet	F(13,65)	1,27[0,25]	F(14,65)	0,62[0,83]
Reset	F(1,78)	0,01[0,94]	F(1,79)	0,34[0,56]

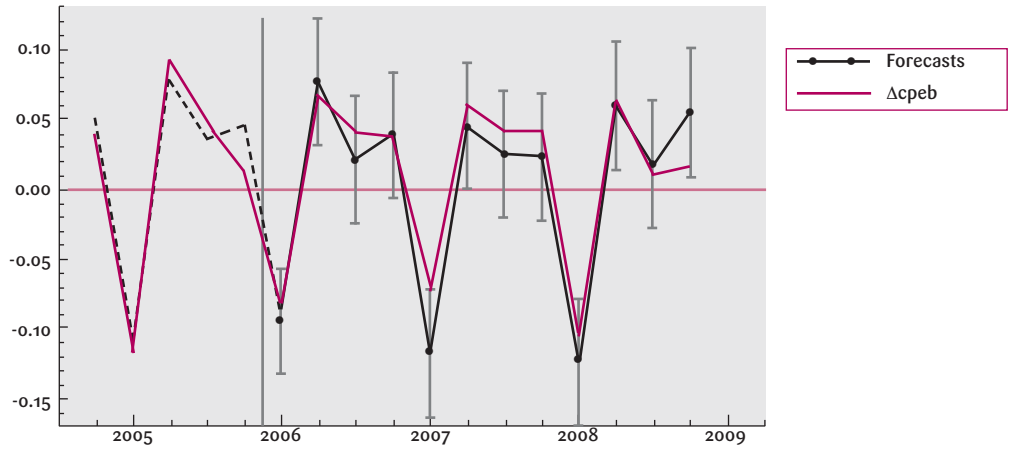
*) Se Doornik og Hendry (2006a)

Figur 5 *Gammel konsumrelasjon uten formueseffekt: Modell D fra tabell 5. Rekursive koeffisientestimater 1995(1)-2008(4). Estimeringsperiode 1986(3)- 2008(4). Grafene viser: i)* $\Delta\ cpeb_{t-1}$, *ii)* $\Delta\ cpeb_{t-2}$, *iii) konstant, iv)* $ecm_t = cpeb_{t-2} - y_{t-2} - 0{,}02\ (ya - y)_{t-2} + 1{,}7\ RR_{t-1}$, *v) rekursive residualer, vi) Et steg opp Chow-test, se Doornik og Hendry (2006a).*



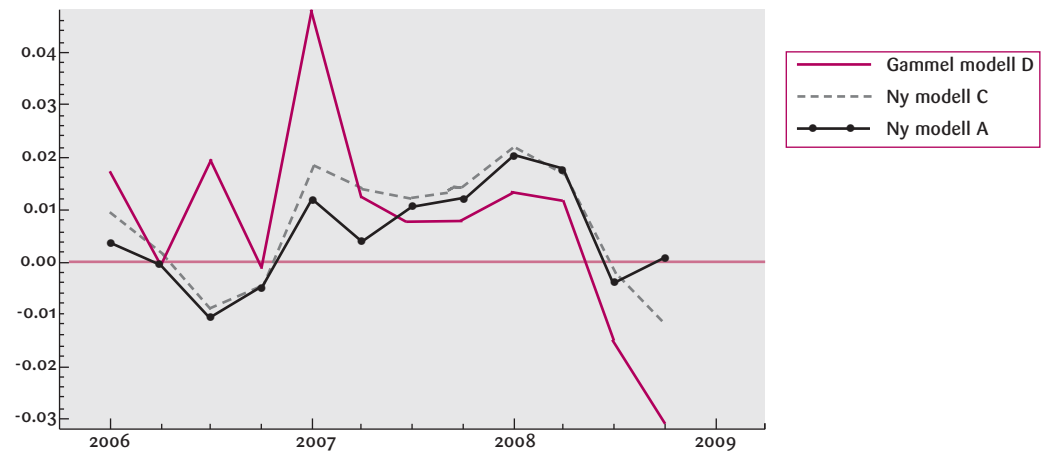
Vi har foretatt omslutningstester basert på prognosefeilene fra gammel og ny konsumfunksjon i tabell 6, se Bårdsen *m. fl.* (2005, s.178). Testen består i å kjøre en statisk regresjon av prognosefeilene for modell 1 mot differansen mellom prognosefeilene til en modell j og modell 1. Under H_0 at modell j ikke har forklaringskraft, utover det som allerede finnes i modell 1, er regresjonskoeffisienten lik null. Av tabellen framgår det at den nye modellen omslutter den gamle spesifikasjonen meget klart, og modellen basert på den lengste observasjonsperioden har de beste

Figur 6 *Gammel konsumrelasjon uten formueseffekt: Modell D fra tabell 5. Et steg fram prognoser i 12 kvartaler fra 2006(1) til 2008(4), estimeringsperiode 1986(3) – 2005(4).*



*Forecast-tester: Forecast $\chi^2(12)$ = 27,796 [p-verdi=0,0059**], Chow: F(12,67) = 1,5401 [p-verdi=0,1319], CUSUM t(11) = 1,705 [p-verdi=0,1162], se Doornik og Hendry (2006a).*

Figur 7 *Sammenlikning av prognosefeil (faktisk endring – prognose, et steg fram), 2006(1) -2008(4), for $\Delta cpeb_t$ for to varianter av ny konsumfunksjon (modellene A og C fra tabell 4) og gammel konsumfunksjon (modell D fra tabell 5). Modell A er her estimert med data fra perioden 1971(1)-2005(4), mens modellene C og D har observasjonsperioden 1986(3) – 2005(4).*



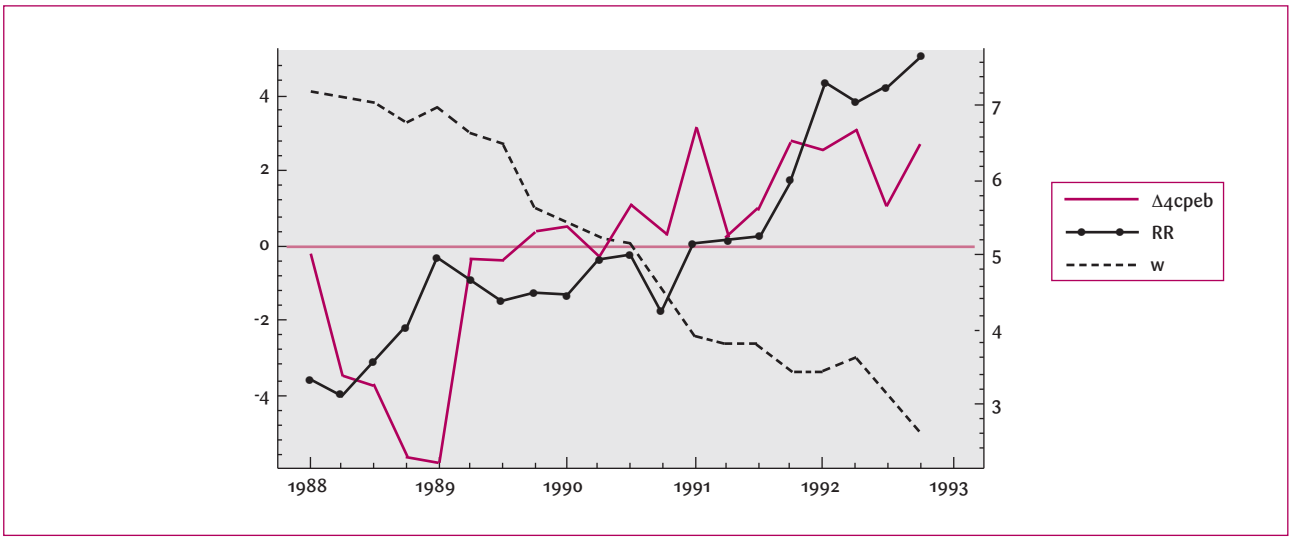
prognoseegenskapene, helt i tråd med det visuelle bildet i figur 7.

Tabell 6 *Omslutningstester av prognosefeilene til gammel (modell D) mot ny konsumfunksjon (modell j = A, C). 2006(1)- 2008(4). p-verdi for koeffisienten foran feildifferansen.*

Versjon av ny modell	Modell D vs Modell j	Modell j vs Modell D
Modell A	0,0002**	0,6402
Modell C	0,016*	0,8656

De to alternative modellene (med og uten formuesvariabel) synes imidlertid å forklare utviklingen før og under bankkrisen tidlig på 90-tallet om lag like godt. Faktisk er det liten forskjell i forklaringsevne fram til 2006. De siste tre årene er prognoseegenskapene til modellen med formuesvariabel klart bedre enn konkurrenten. Figur 8 og 9 gir en enkel forklaring på dette. I perioden 1988(1) – 1992(4) var korrelasjonen mellom w og RR lik –0,85 mens den i perioden 2006(1)- 2008(4) var 0,76. I perioden fra 1986(3) – 2005(4) var korrelasjonen –0,54. Siden den estimerte effekten av de to variablene har motsatt fortegn følger det at maksimalt en

Figur 8 *Årsvekst for privat konsum ($\Delta_4$cpeb, venstre akse) plottet mot realrente (RR, høyre akse) og formue (w). Korrelasjonen mellom konsumveksten og realrente er – 0,85 i perioden 1988(1)–1992(4).*



Figur 9 *Årsvekst for privat konsum ($\Delta_4$cpeb, venstre akse) plottet mot realrente (RR, høyre akse) og formue (w), 2004(1)–2008(4). Korrelasjonen mellom konsumvekst og realrente er 0,76 i perioden 2006(1)–2008(4), sammenlignet med -0,54 i perioden 1986(3)– 2005(4).*

av modellene kan forventes å forklare utviklingen etter 2006 på en tilfredsstillende måte. Dette er nærmest et skoleeksempel på hvordan endret korrelasjonsmønster mellom potensielle forklaringsvariable kan avdekke at en viktig variabel er utelatt fra en modellspesifikasjon.

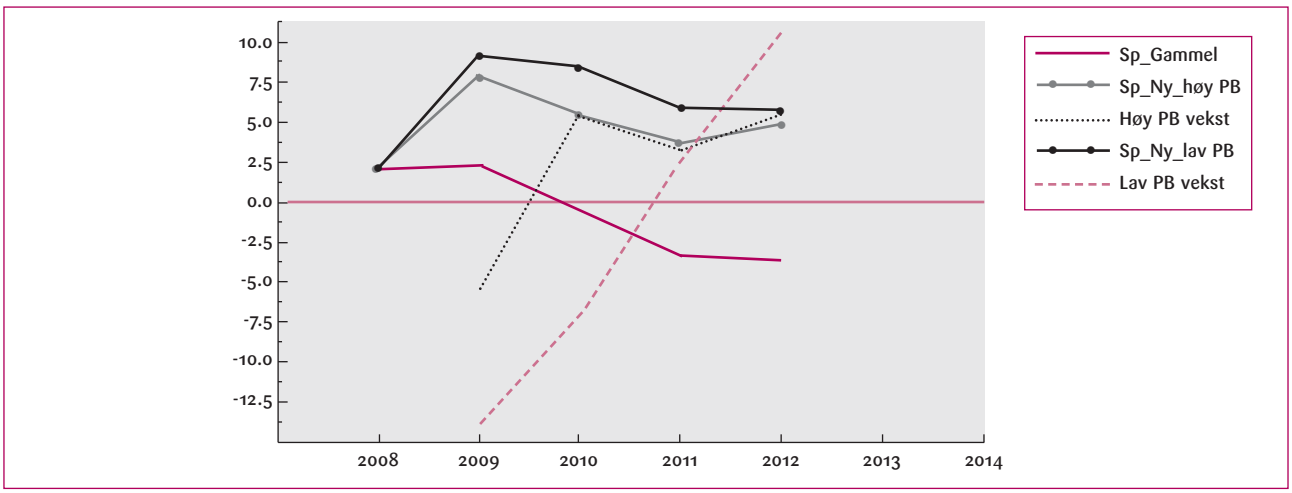
4 HVA BLIR KONSEKVENSENE FOR SPARERATEN ?

Begge de to konsumfunksjonene impliserer en konstant sparerate i steady state. Konsumfunksjonen uten formueseffekter har et konstant forhold mellom inntekten og konsumet, dersom vi antar at helse- og boligkonsumet utvikler seg i takt med resten av konsumet (CPEB). Det konstante nivået vil imidlertid være forskjellig ved ulike nivåer for den langsiktige realrenten etter skatt.

Den nye konsumfunksjonen vil - under de samme antakelser som over – ha den samme egenskapen i en steady state vekstbane der inntekt og formue vokser i takt, jf drøfting under likning (4) foran. Spareraten vil da være lik:

(8) log ((Y-C)/Y) = konstant + 0,15 log (Y/W)

Figur 10 *KVARTS-beregninger av spareraten (Sp) under to alternative forutsetninger om boligprisveksten (PB vekst) med konsumfunksjon med formueseffekt (henholdsvis Ny_høy_PB og Ny_lav_PB) og uten formuesvariabel (Gammel). Både spareraten og boligprisårsveksten er i prosent.*



Dersom realformuen får et negativt sjokk – slik vi vedvarende ser gjennom perioden 1988(1)-1992(4) i figur 8 og de fire siste kvartalene i 2008 i figur 9 – vil responsen fra forbrukerne være en betydelig økning i spareraten når (8) gjelder.[21]

Vi har forsøkt å belyse dette ved noen simuleringer med kvartalsmodellen KVARTS. Under ellers like forutsetninger for simuleringene fra 2009(1)–2012(4), hentet fra SSBs siste konjunkturrapport i *Økonomisk utsyn over året 2008*, har vi endret boligprisene til et høyt og et lavt prisforløp i 2009 og 2010 der forskjellen i årsveksten for boligprisene er om lag 10 prosentpoeng mellom de to forløpene. Vi har altså styrt boligprisene eksogent og sett bort fra eventuelle tilbakevirkninger via rentesettingen og valutakursrespons. Tilbakevirkningene er i dette konkrete tilfellet relativt beskjedne, og vi oppnår på denne måten å rendyrke formueseffekten av boligprisene i konsumfunksjonen. I figur 10 ser vi at det er ingen forskjell mellom de to boligpris-alternativene for konsumfunksjonen uten formueseffekter: spareraten holder seg lav og blir faktisk negativ som et resultat av lav realrente og god realinntektsvekst. For konsumfunksjonen med formueseffekter ser vi at det finner sted en finansiell konsolidering i husholdningene gjennom en betydelig økning i spareraten inn i 2009 og denne økningen forsterkes når vi legger inn alternativet med lav boligprisvekst i 2009 og 2010. I 2011 er forskjellen mellom spareratene med og uten formueseffekter i konsumfunksjonen om lag 10 prosentpoeng under alternativet med lav boligpris, mens forskjellen er om lag 8 prosentpoeng med høy boligpris. Disse funnene er robuste overfor endringer i de øvrige forutsetningene som gjort i disse beregningene.[22]

4 KONKLUSJON

Vi har funnet at en konsumfunksjon med formueseffekter gir bedre forklaringskraft for utviklingen i privat konsum over de siste tre årene vi har data for enn en alternativ modell uten formueseffekter. Formueseffektene er såpass sterke at spareraten vil stige framover og de vil bidra til å dempe den ekspansive effekten av lav rente, som gir både en positiv direkte effekt på konsumet og en indirekte via en markert økning i realdisponibel inntekt.

Man kan stille spørsmål ved størrelsen på formueseffekten. Som nevnt ville det vært ønskelig å inkludere en variabel for stramheten i kredittmarkedet i analysen og å undersøke samspilleffekter mellom stramhetsindikatoren og de andre forklaringsvariablene. Det er trolig at anslaget for formueselastisiteten fanger opp noe av effekten fra denne utelatte variabelen. Kredittmarkedet de siste tre årene var kjennetegnet av en relativt generøs utlånspraksis overfor husholdningene fram til sommeren 2008 som ble

[21] *Eika og Nymoen (1992) gir en mer utførlig drøfting av dette fenomenet for Norge og flere andre land.*
[22] *Det er eksogent antatt at børskursene – som påvirker verdien av finansiell formue – flater ut i 2. kvartal 2009 for deretter å stige svakt ut prognoseperioden.*

etterfulgt av en innstramming høsten 2008. Under disse forhold taler mye for at formueselastisiteten ikke er overvurdert.

I tråd med ideen bak et empirisk forskningsprogram er det viktig med en tett oppfølging av utviklingen i konsumet og dets potensielle forklaringsvariable i tiden framover. En oppsplitting av formuesvariabelen i likvide, mindre likvide og ikke likvide fordringer, samt husholdningenes lån, kan bedre forklaringskraften i konsumfunksjonen, spesielt de siste kvartalene. Likeens er det mulig at en indikator som fanger opp stramheten i kredittmarkedet – jf fotnote 8 – både kan gi en forklaring på hva som hendte med konsumet på 1980-tallet og kan kaste lys over boligprisutviklingen som via formueseffekter bidrar til konsumutviklingen under finanskrisen. Det er liten grunn til å tro at vi er i mål ennå – selv om vi har funnet en foreløpig beste forklaringsmodell basert på norske data.

REFERANSER:

Aron, J., J. N. Muellbauer og A. Murphy (2008): «Housing wealth, credit condition and UK consumption», paper presentert i ESEM 2008, Milano.

Barrell, R. og E. P. Davies (2007): «Financial liberalisation: consumption and wealth effects in seven OECD countries», *Scottish Journal of Political Economy,* 54, 254-267.

Bjørnstad, R. (2009): «Finanskrisen: Forsterket av doktrinen bak inflasjonsmålene» *Samfunnsøkonomen,* 63 (2009/4), 69-77.

Blanchard, O. J. (2009): *Macroeconomics,* 5 utgave, Upper Saddle River, N.J, Prentice Hall.

Blanchard, O. J. og S. Fischer (1989): *Lectures on macroeconomics,* MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Boug, P., K. A. Mork og T. Tjemsland (1995): «Financial deregulation and consumer behavior: the Norwegian experience» Discussion Paper 156, Statistisk sentralbyrå, Oslo.

Boug, P. og Y. Dyvi, red. (2008): *MODAG – En makroøkonomisk modell for norsk økonomi* Sosiale og økonomiske studier 111, Statistisk sentralbyrå, Oslo.

Brodin, P. A. (1989): «Makrokonsumfunksjonen i RIKMOD», Arbeidsnotater 1989/1, Norges Bank, Oslo.

Brodin, P. A. og R. Nymoen (1992): «Wealth effects and exogeneity: The Norwegian consumption function 1966(1) – 1989(4)», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* 54, 431-454.

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

Brubakk, L. og T. Sveen (2008): «NEMO – en ny makromodell for prognoser og pengepolitisk analyse» *Penger og Kreditt,* 36 (1/2008), 33-40.

Brubakk, L., T. A. Husebø, J. Maih, K. Olsen og M. Østnor (2006): «Finding NEMO: documentation of the Norwegian economy model», Staff Memo 2006/6, Norges Bank, Oslo.

Bårdsen, G., Ø. Eitrheim, E. S. Jansen og R. Nymoen (2005): *The econometrics of macroeconomic modelling,* Oxford University Press (Advanced Texts in Econometrics), Oxford.

Campbell, J. Y. og N. G. Mankiw (1989): «Consumption, income and interest rates: reinterpreting the time series evidence», i O. J. Blanchard og S. Fischer (eds.) *NBER Macroeconomic Annual* 1989, MIT Press, Cambridge, Mass, 185-216.

Campbell, J. Y. og N. G. Mankiw (1991): «The response of consumption to income: a cross-country investigation», *European Economic Review,* 35, 723-767.

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

Carroll, C. D. (2001): «Death to the log-linearized consumption Euler equation! (And very poor health to the second-order approximation)», *Advances in Macroeconomics,* 1(1), 1-36.

Deaton, A. (1992): *Understanding consumption,* Clarendon Press, Oxford.

Doornik, J. A. (2003): «Asymptotic tables for cointegration tests based on the gamma distribution» upublisert notat, Nuffield College, Oxford.

Doornik, J. A. og D. F. Hendry (2006a): *Empirical econometric modelling: PC-Give,* Volume 1, Timberlake, London.

Doornik, J. A. og D. F. Hendry (2006b): *Modelling dynamic systems : PC-Give,* Volume 2, Timberlake, London.

Eika, K. og R. Nymoen (1992): «Finansiell konsolidering som en konjunkturfaktor», *Penger og Kreditt,* 20, 29-38.

Eitrheim, Ø., E. S. Jansen og R. Nymoen (2002): «Progress from forecast failure – the Norwegian consumption function», *Econometrics Journal,* 5, 40-64.

Ekeli, T. (1992): «Formueseffekter i konsumet», upublisert notat (RIKMOD-notat nr 67), Norges Bank, Oslo.

Engle, R. F. og C. W. J. Granger (1987): «Co-integration and error correction: representation, estimation and testing», *Econometrica,* 55, 251-276.

Engle, R. F., D. F. Hendry og J.- F. Richard (1983): «Exogeneity», *Econometrica,* 51, 277-304.

Erlandsen, S. og R. Nymoen (2008): «Consumption and the population age structure», *Journal of Population Economics,* 21(3), 505-520.

Evjen, S. (2000): «Privat konsum og forventninger», upublisert notat (ØKA-notat 2000/17), Norges Bank, Oslo.

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

Frøiland, G. (1999): «Økonometrisk modellering av husholdningenes konsum i Norge: Demografi og formueseffekter», *Notater* 1999/86, Statistisk sentralbyrå, Oslo.

Granger, C. W. J. (1990): «General introduction: where are the controversies in econometric methodology» i C. W. J. Granger (ed.) *Modelling economic series*, Oxford University Press, Oxford, 1-23.

Hall, R. E. (1978): «The stochastic implications of the life cycle – permanent income hypothesis: theory and evidence», *Journal of Political Economy,* 86, 971-987.

Hamburg, B., M. Hoffmann og J. Keller (2008): «Consumption, wealth and business cycles in Germany», *Empirical Economics,* 34, 451-476.

Harbo, I., S. Johansen, B. Nielsen og A. Rahbek (1998): «Asymptotic inference on cointegrating rank in partial systems» *Journal of Business and Economic Statistics* 16, 388-399.

Jansen, E. S. (1992): «Makrokonsumfunksjonen - tas empirien på alvor ?» *Sosialøkonomen,* 46 (1992/5), 2-6.

Jansen, E. S. (2004): «Nobelprisen i økonomi 2003 tildelt: The Champions of the 1. and 2. moments» *Økonomisk Forum,* 58 (2004/3), 7-13.

Jansen; E. S. og T. Teräsvirta (1996): «Testing parameter constancy and super exogeneity in econometric equations», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* 58, 735-763.

Johansen, S. (1988): «Statistical analysis of cointegration vectors», *Journal of Economics Dynamics and Control,* 12, 231-254.

Johansen, S. (1992): «Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis», *Journal of Econometrics,* 52, 389-402.

Krogh, T. (2008a): «Test av enhetsrøtter», upublisert notat, Statistisk sentralbyrå, Oslo

Krogh, T. (2008b): «Litteratur om konsumfunksjonen i Norge», upublisert notat, Statistisk sentralbyrå, Oslo

Lettau, M. og S. C. Ludvigson (2001): «Consumption, aggregate wealth, and expected stock return», *Journal of Finance,* 56, 815-849.

Lettau, M. og S. C. Ludvigson (2004): «Understanding trend and cycle in asset values: reevaluating the wealth effect on consumption», *American Economic Review* 94, 276-299.

Lønning, D. (1997): «Some implications and tests of the permanent-income hypothesis and rational consumer behaviour» Doktorgradsavhandling. Norges Handelshøyskole, Bergen.

Magnussen, K. A. (1997): «Konsumatferd, kredittrasjonering og forsiktighetsmotivert sparing – en analyse på norske makrodata 1984-1994», *Norsk Økonomisk Tidsskrift* 111, 1-33.

Magnussen, K. A. og K. Moum (1992): «Konsum og boligformue: Tar Eilev Jansen likevel feil?» *Sosialøkonomen,* 46 (1992/6), 13-18.

Modigliani, F. og R. Blumberg (1954): «Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data», i K. K. Kurihara (ed.): *Post-Keynesian economics,* N. J. Rutgers Press, New Brunswick, N. J., 388-436.

Mork, K. A. og V. K. Smith: «Testing the life cycle hypothesis with a Norwegian household panel», *Journal of Business and Economic Statistics,* 7(3), 287-296.

Muellbauer, J. N. (2007): «Housing, credit and consumer expenditure» i *Housing, Housing Finance, and Monetary Policy,* A Symposium Sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole, Wyoming, August 30 - September 1, 2007, 267-334.

Muellbauer, J. N. og R. Lattimore (1995): «The consumption function: A theoretical and empirical overview», kapittel 5 i M. H. Pesaran og M. R. Wickens (eds.): *Handbook of Applied Econometrics, Volume 1: Macroeconomics,* Blackwell, Oxford.

Steffensen, E. (1989): «Konsumetterspørselen i Norge estimert ved hjelp av Euler-likninger på årsdata 1962-1987», Arbeidsnotat 20/1989, Senter for anvendt forskning, Bergen.

Veiledning for bidragsytere

1. Samfunnsøkonomen trykker artikler om aktuelle økonomfaglige emner, både av teoretisk og empirisk art. Temaet bør være av interesse for en bred leserkrets. Bidrag må ha en fremstillingsform som gjør innholdet tilgjengelig for økonomer uten spesialkompetanse på feltet.

2. Manuskripter deles inn i kategoriene artikler, aktuelle kommentarer, debattinnlegg og bokanmeldelser. Bidrag i førstnevnte kategori sendes normalt til en ekstern fagkonsulent, i tillegg til vanlig redaksjonell behandling.

3. Manuskriptet sendes i elektronisk format i Word til Samfunnsøkonomenes Forening ved jannicke.halvorsen@samfunnsokonomene.no, eller direkte til en av redaktørene. Bidragene skal leveres med dobbel linjeavstand og 12 pkt skrift. Artikler bør ikke overstige 20 A4-sider, aktuelle kommentarer 12 sider, debattinnlegg og bokanmeldelser 6 sider.

4. Artikler og aktuelle kommentarer skal ha en ingress på max. 100 ord. Ingressen bør oppsummere artikkelens problemstilling og hovedkonklusjon.

5. Matematiske formler bør brukes i minst mulig grad. Unngå store, detaljerte tabeller. Alle figurer og tabeller skal det henvises til i teksten med figur- og tabellnummer (ikke benytt formen «ovenfor» eller «under» o.l.).

6. Referansene skal følge Harvard Style of Referencing
   Referanselisten:
   Tidsskrifter: Isachen, A. J. og J. T. Klovland (1982): Pengemengde og inflasjon, hvordan gikk det?, Sosialøkonomen 36(1), 11-13.
   Bøker: Johansen, L. (1982): Kriser og beslutningssystemer i samfunnsøkonomien. Universitetsforlaget, Oslo.
   Working papers/rapporter: Finstad, A. G. Haakonsen og K. Rypdal (2002): Utslipp til luft av dioksiner i Norge – Dokumentasjon av metode og resultater, Rapporter 7, Statistisk sentralbyrå.

7. Referansene i teksten:
   Hhv én, to og flere enn to forfattere: «...Johansen (1982), Isachen og Klovland (1982), Finstad m. fl. (2002)».
   Referanser i paranteser: «...(Johansen, 1982; Hoel, 2008)...».

DENNIS FREDRIKSEN
Seniorrådgiver ved Statistisk sentralbyrå

NILS MARTIN STØLEN
Forsker ved Statistisk sentralbyrå

Pensjonsreformen: Virkninger på arbeidstilbud, finansieringsbyrde og fordeling*

Aldringen av befolkningen i de nærmeste tiårene vil blant annet innebære en sterk økning i offentlige utgifter til alderspensjon. Den vedtatte pensjonsreformen vil delvis motvirke dette. Foruten å begrense utgiftsveksten er det grunn til å regne med at reformen både vil gi insentiver til utsatt pensjonering og ha positive effekter på arbeidstilbudet for de yrkesaktive. Reduksjonen i finansieringsbyrden forutsetter imidlertid at også uførepensjonen og ordningene for tjenestepensjon og AFP i offentlig sektor blir tilpasset det vedtatte systemet for levealdersjustering. Tettere sammenheng mellom opptjening av pensjonsrettigheter og tidligere arbeidsinntekter innebærer at personer med de høyeste inntektene kommer best ut av omleggingen.

1 INNLEDNING

Norge står overfor en aldring av befolkningen de nærmeste tiårene som vil ha betydelige konsekvenser for offentlige pensjonsutgifter. Folketrygdens utgifter til alders-, uføre- etterlattepensjon er anslått å øke fra dagens 10 prosent til vel 20 prosent av verdiskapningen i fastlandsøkonomien i 2060[1], gitt en videreføring av dagens pensjonssystem. Hvordan Norge velger å håndtere denne utfordringen vil ha stor betydning for velferdsstatens innhold og omfang. Med en fortsatt videreføring av løpende skattefinansiering (PAYGO) og dagens pensjonssystem, vil framtidas yrkesaktive måtte tåle en klart større finansieringsbyrde enn i dag. Blant annet kan det innebære en betydelig økning i skattenivået dersom offentlige budsjetter skal gå i balanse.

Dersom vi legger til grunn middelalternativet i de siste befolkningsframskrivingene fra Statistisk sentralbyrå

* *Artikkelen bygger på Stensnes, Stølen og Texmon (2007), Fredriksen, Stensnes og Stølen (2007), Brunborg, Fredriksen, Stølen og Texmon (2008) og Fredriksen, Gunnes og Stølen (2008).*

[1] *Nasjonalbudsjettet for 2006 (St. meld. nr. 1, 2005-2006).*

(2008), vil forholdet mellom antall personer i aldersgruppen 20-66 år og antall personer 67 år og eldre avta fra 4,7 i 2008 til 2,7 i 2050. Allerede om få år vil tallet på personer som er 67 år og eldre øke markant ettersom store alderskull født fra og med 1946 erstatter små kull født på 1920- og 1930-tallet. I tillegg ventes økningen i levealderen å fortsette. Forventet gjenstående levealder ved 62 år er i det nevnte mellomalternativet anslått å øke med over 4 år fram til 2050 for både menn og kvinner, og dermed nå henholdsvis 24 og 27 år. Sammenlignet med utviklingen i levealderen observert de siste ti årene, er dette nøkterne anslag. Samtidig som vi forlater en demografisk periode som har vært svært gunstig fra et statsfinansielt synspunkt, vil gjennomsnittspensjonene også øke i tiden som kommer. Dette skyldes at nye pensjonister i større grad har opparbeidet seg rettigheter til tilleggspensjon, og er en naturlig følge av at folketrygden modnes som pensjonssystem.

Arbeidet med pensjonsreformen startet med at Regjeringen Stoltenberg I nedsatte Pensjonskommisjonen i mars 2001. Oppgaven for kommisjonen var å foreslå endringer av pensjonssystemet med bred politisk tilslutning[2]. Pensjonskommisjonen la fram sin innstilling i NOU 2004:1. Forslagene ble i stor grad fulgt opp av Regjeringen Bondevik II i St.meld. nr. 12, (2004-2005), og et bredt flertall[3] på Stortinget gav i mai 2005 sin tilslutning til hovedprinsippene[4] for pensjonsreformen.

I forbindelse med behandlingen våren 2005 uttrykte Stortingets flertall at de ønsket en ny vurdering av fordelingsprofilen i Pensjonskommisjonens forslag, justert slik at personer med lavere og midlere inntekter skulle komme bedre ut. Regjeringen fikk derfor i oppdrag å utarbeide et justert forslag til opptjening og uttak av alderspensjon, og dette ble lagt fram i St. meld. nr 5 (2006-2007) i oktober 2006. Med noen mindre justeringer ble dette forslaget vedtatt av et flertall[5] på Stortinget i april 2007.

Foruten tettere sammenheng mellom opptjening av pensjonsrettigheter og arbeidsinntekter over livsløpet, er det viktigste elementet i det nye pensjonssystemet prinsippet om at de opparbeidede rettighetene skal divideres med forventet antall år som pensjonist (det såkalte delingstallet). Nedre aldersgrense for pensjonering er satt til 62 år. Jo tidligere pensjonering, desto lavere årlige ytelser fordi det blir flere år å dele de gitte rettighetene på. Forslag til detaljene i utformingen av de nye reglene og konkretisering av levealdersjusteringen ble først lagt fram av Arbeids- og inkluderingsdepartementet i form av et høringsnotat[6]. Dette er fulgt opp med en lovproposisjon for Stortinget i februar i år[7].

Under lønnsoppgjøret i 2008 ble det mellom partene i arbeidslivet og Regjeringen inngått en forståelse om et justert opplegg for avtalefestet pensjon (AFP) i privat sektor. Et opplegg for obligatorisk tjenestepensjon i privat sektor har allerede vært på plass siden 1. juli 2006. Det gjenstår imidlertid å komme fram til et justert opplegg for AFP og tjenestepensjon tilpasset det nye pensjonssystemet for ansatte i offentlig sektor. Dette skal det forhandles om i vårens lønnsoppgjør. Folketrygdens ytelser til uføre og etterlatte må også tilpasses det nye opplegget for alderspensjon. Hvis ikke disse ordningene blir tilpasset det systemet som nå er vedtatt for levealdersjustering og delingstall, kan reduksjonen i den framtidige finansieringsbyrden som følge av pensjonsreformen bli mindre enn intensjonen.

Forskningsavdelingen i Statistisk sentralbyrå (SSB) har hatt en sentral rolle i det faglige arbeidet med pensjonsreformen ved at SSBs dynamiske mikrosimuleringsmodell MOSART[8] har vært brukt til å beregne virkninger av ulike endringsforslag som har vært lansert i reformprosessen. Hovedformålet med artikkelen er å belyse de viktigste konsekvensene av pensjonsreformen når det gjelder mulige effekter på arbeidstilbud, offentlige finanser og inntektsfordeling. Artikkelen er begrenset til å belyse de direkte virkningene, og går i motsetning til Holmøy og Stensnes (2007) ikke inn på en helhetlig analyse som inkluderer generelle likevektseffekter i økonomien.

[2] *Kommisjonen kunne basere seg på en rekke relevante analyser og reformer planlagt og iverksatt i andre land. I Norge ble bl.a. fondering av Folketrygden utredet i NOU 1998: 10 (Molandutvalget), og mer en fleksibel ordning for førtidspensjonering ble utredet i NOU 1998: 19 (Olsenutvalget).*

[3] *Avtalepartene er Arbeiderpartiet, Høyre, Kristelig Folkeparti, Senterpartiet og Venstre. Framskrittspartiet og Sosialistisk Venstreparti sto utenfor.*

[4] *Se Finanskomiteens innstilling, Innst. S. nr. 195, 2004-2005.*

[5] *Flertallet besto nå av Arbeiderpartiet, Høyre, Sosialistisk Venstreparti, Kristelig Folkeparti, Senterpartiet og Venstre, mens Framskrittspartiet fortsatt sto utenfor.*

[6] *Arbeids- og inkluderingsdepartementet (2008)*

[7] *Ot.prp. nr. 37 (2008-2009)*

[8] *Se Fredriksen (1998) for dokumentasjon.*

2 VIKTIGSTE ELEMENTER I REFORMEN

Tettere sammenheng mellom opptjente rettigheter og tidligere arbeidsinntekter

Formålet med å endre opptjeningen av pensjonsrettigheter er ikke å redusere de framtidige utgiftene. Derimot bidrar den økte sammenhengen til at skatteelementet i finansieringen av pensjonsytelsene blir redusert ved at den enkelte i større grad får tilbake det som betales som pensjon. I dagens system er denne sammenhengen svak og uforutsigbar for opptjening i det enkelte år. Omleggingen kan derfor ha en positiv effekt på arbeidstilbudet, og de viktigste elementene er som følger:

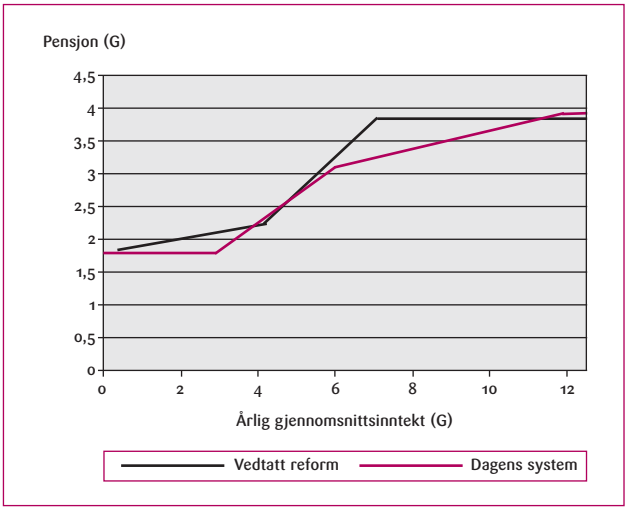
- Opptjeningen av pensjonsrettigheter skjer fra første krone, mot inntekter utover 1G[9] i dagens system.
- Den øvre grensen på 40 opptjeningsår i dagens system fjernes. Alle år vil dermed telle i opptjeningen.
- Besteårsregelen, som sier at pensjonsnivået i dagens system, skal beregnes med utgangspunkt i de 20 beste inntektsårene, blir erstattet av en alleårsregel.
- Rettighetene til inntektsavhengig pensjon beregnes med utgangspunkt i en opptjeningsprosent på 18,1 prosent av løpende inntekter. Dette avsettes til oppbygging av en formue, og opptjeningen er i gjennomsnitt noe gunstigere enn det som er tilfellet for tilleggspensjonen i dagens system.
- Det gis full opptjening av rettigheter opp til et tak på 7,1G for årlige inntekter i det nye systemet, mot et skråtak med en tredels vekt mellom 6 og 12G i dagens system.

I lovproposisjonen fra februar 2009 blir det foreslått at de nye reglene om alderspensjon fra folketrygden skal gjelde fullt ut fra personer født fra og med 1963. Personer født fra og med 1954 til og med 1962 foreslås å få sine pensjonsrettigheter beregnet med en forholdsmessig andel fra dagens alderspensjon og ny alderspensjon. Dette innebærer at personer født før 1954 får beregnet sin opptjening av pensjonsrettigheter etter dagens regler.

Sosial profil og utjevning av inntektsforskjeller

Garantipensjonen er det viktigste tiltaket for å videreføre et pensjonssystem med en sosial profil som utjevner inntektsforskjeller. Nivået skal tilsvare minstepensjonen i dagens system. Mens særtillegget blir avkortet krone for krone mot tilleggspensjonen i dagens system, er avkortingen av garantipensjonen mot inntektspensjonen fastlagt til 80 prosent med det nye systemet. Dette innebærer at personer med lavere inntekter også får noe økning i pensjonsrettighetene ved å arbeide. Videre vil man i det nye systemet være sikret en pensjonsopptjening på 4,5G for ulønnet omsorgsarbeid så lenge man har barn som er under seks år. Det vil også bli beregnet pensjonsrettigheter for alle som avtjener førstegangstjeneste på minst seks måneder.

Figur 1 *Sammenhengen mellom inntekt og pensjon i dagens og vedtatt pensjonssystem.* *



* Beregnet for en enslig med satsen for minstepensjon fra 2007 og under forutsetning om 40 års jevn opptjening.

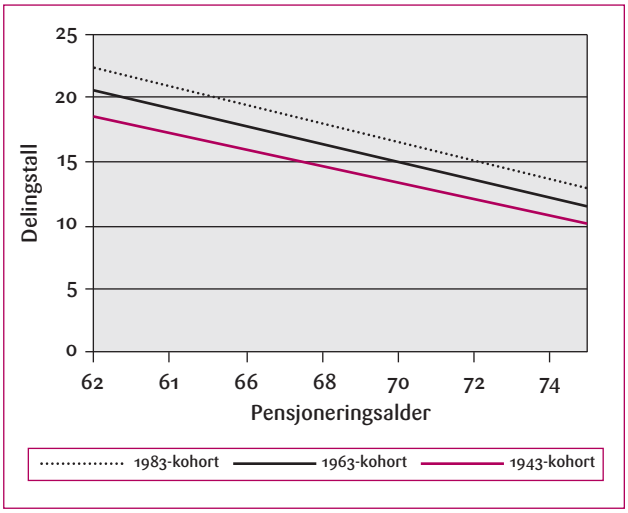
Sammenhengen mellom inntekt og pensjon for en tenkt enslig person med jevn opptjening i 40 år og gitt nivået for minstepensjon fra 2007, er vist i figur 1. Minstepensjonen for en enslig var i 2007 på 1,79G. I forbindelse med trygdeoppgjøret i 2008 ble det imidlertid vedtatt en opptrapping av minstepensjonen ved å øke satsene for særtillegget fra 0,79G i 2007 til 0,94G per 1. mai 2008, og videre i 2009 og 2010 slik at minstepensjonen for enslige kommer opp i 2 ganger folketrygdens grunnbeløp per 1. mai 2010. For 2008 ble det dessuten lagt til grunn at økningen av minstepensjonen skulle motsvares av en underregulering av grunnbeløpet på 0,65 prosentpoeng sammenlignet med lønnsveksten i dette året. Den ytterligere opptrappingen i 2009 og 2010 innebærer at de gjennomsnittlige pensjonsytelsene vokser noe sterkere enn lønningene. Økningen i minstepensjonen vil heve den første horisontale delen av kurven med dagens system og den første skrådelen med nytt system. Endringen berører derfor flere personer med det nye systemet.

Fleksibel pensjonering og levealdersjustering av ytelsene

Fra og med en nedre aldersgrense på 62 år gir det nye systemet full fleksibilitet for når pensjonen kan tas ut, og det

[9] *Grunnbeløpet i folketrygden er på kr 70 256 fra 1. mai 2008*

Figur 2 *Delingstall etter pensjoneringsalder for ulike kohorter.*



er ingen beskrankninger på hvor mye en kan arbeide ved siden av pensjonen. Tankegangen bak utformingen er at en gitt opparbeidet pensjonsrettighet skal fordeles på forventet antall år som pensjonist. Kombinert med en økt sammenheng med tidligere arbeidsinntekter i opptjeningen, innebærer dette at systemet får et stort innslag av forsikringsmessige elementer. Tidlig pensjonering gir lavere årlige ytelser fordi det blir flere år å dele de gitte rettighetene på. Ved sen pensjonering blir den årlige ytelsen derimot høyere. Dersom levealderen øker, blir det også flere år å dele de gitte rettighetene på. Den enkelte kan motvirke lavere ytelser som følge av økt levealder ved å arbeide lenger. Hovedformålet med levealdersjusteringen er derfor både å øke arbeidstilbudet gjennom utsatt pensjonering samtidig som veksten i de framtidige pensjonsutgiftene blir redusert dersom levealderen fortsetter å øke.

Justeringen som følge av levealdersutviklingen må ha et utgangspunkt. I det nye pensjonssystemet er dette fastlagt på grunnlag av forventet gjenstående levealder for en person født i 1943 som går av med alderspensjon i en alder av 67 år i 2010. Levealdersjusteringen innføres dermed for pensjonering fra og med 1. januar 2011. Beregning av de årlige pensjonsytelsene for kohorter født etter 1943, samt for andre forutsetninger om pensjoneringsalder, skjer ved at de opptjente rettighetene divideres med et tall (delingstallet) som blir større jo tidligere en pensjonerer seg og jo mer levealderen øker. Dette er illustrert i figur 2[10]. Delingstallene blir lavere (og dermed blir de årlige ytelsene høyere) jo lenger pensjoneringen blir utsatt. For en gitt pensjoneringsalder vil delingstallene øke for hver kohort dersom levealderen fortsetter å øke.

I de empiriske illustrasjonene av levealdersjusteringen i Pensjonskommisjonens innstilling og behandlingen i Regjering og Storting i tidligere runder, ble det lagt til grunn en ytelseslignende utforming. Med denne utformingen skulle ytelsene for senere kohorter justeres i forhold til ytelsene for en person fra 1943-kohorten som pensjonerer seg ved 67 år. I forslaget til den detaljerte utformingen fra Arbeids- og inkluderingsdepartementet (2008) ble det derimot foreslått å beregne ytelsene for framtidige kohorter ved å dividere de opptjente rettighetene med forventet antall år som pensjonist (sparelignende utforming). Under bestemte forutsetninger vil det ikke være noen reelle forskjeller mellom de to framstillingsmåtene. Endringen kan begrunnes med at folk flest lettere skal se sammenhengen mellom hva man hypotetisk betaler inn og hva man får igjen av årlige ytelser.

I forbindelse med overgangen til sparelignende framstilling foreslo imidlertid Regjeringen et tilleggselement ved at det også skal tas hensyn til såkalte arvegevinster før 62 år. Arvegevinster oppstår i pensjonssystemet når de opparbeidede rettighetene til de som dør fordeles på de gjenlevende i samme kohort. En konsekvent levealdersjustering tilsier at utviklingen i levealderen både for yrkesaktive og pensjonister blir tatt i betraktning. Redusert dødelighet før 62 år vil over tid innebære reduserte arvegevinster. Ettersom opptjeningsprosenten på 18,1 er kalibrert med utgangspunkt i levealdersforutsetningene lagt til grunn for 1943-kohorten, vil elementet med arvegevinster før 62 år over tid bidra til lavere pensjonsutgifter.

I tråd med de faglige anbefalingene fra Brunborg med flere (2008) har Regjeringen i Ot.prp. nr. 37 (2008-2009) gått inn for at levealdersjusteringen gjennomføres med utgangspunkt i *observasjoner* for dødeligheten framfor *prognoser*. Den viktigste begrunnelsen for dette er at justeringen ikke bør baseres på skjønn og politiske vurderinger. Faktiske observasjoner vil imidlertid være påvirket av tilfeldige svingninger fra år til år, og det er nødvendig med glatting. Lengden på glatteperioden kan diskuteres, og ut fra en helhetlig vurdering er det foreslått å legge til grunn gjennomsnittet for de ti siste årene. Normalt burde ikke glatting ha store reelle konsekvenser. Levealderen økte

[10] *Personer fra 1943-kohorten kan ikke gå av med alderspensjon før 67 år, og de beregnede delingstallene for lavere aldre for denne kohorten er bare tatt med i figuren for å sammenligne.*

imidlertid kraftig i 2003 og 2004 slik at de faktiske observasjonene for disse årene ligger klart over de glattede verdiene. For at delingstallene i det nye pensjonssystemet skal være kjent i forkant av første mulige pensjoneringsalder på 62 år, må de beregnes på grunnlag av observasjoner til og med det året en kohort fyller 60. Normeringen mot forutsetningene lagt til grunn for personer fra 1943-kohorten innebærer at et ti års gjennomsnitt av observasjoner i 2003 danner utgangspunktet. Ettersom veksten i de glattede verdiene fram til senere kohorter er større enn for de uglattede, innebærer glattingen høyere delingstall og dermed en liten innstramming i pensjonsutgiftene.

På grunn av den sterke økningen i levealderen fra 2002 til 2004 lå det an til at levealdersjusteringen for de første kohortene berørt av pensjonsreformen (det vil si fra og med 1944-kohorten) ville bli klart sterkere enn tidligere lagt til grunn med støtte i dødelighetsforutsetningene i Statistisk sentralbyrås befolkningsframskrivinger. Som et element i forhandlingene rundt utformingen av ordningen med avtalefestet pensjon (AFP) i lønnsforhandlingene våren 2008, ble det derfor inngått en forståelse om en mer lempelig innfasing av levealdersjusteringen for de første kohortene som blir berørt uavhengig av om de er AFP-berettigede eller ikke (se Brunborg med flere 2008). Den isolerte konsekvensen er naturlig nok økte utgifter til alderspensjon i en overgangsperiode.

Indeksering

I det nye systemet er det eksplisitt lagt til grunn at pensjonsrettighetene oppreguleres med lønnsveksten. Uten en slik indeksering ville hele pensjonssystemet ha blitt undergravd på lang sikt. For de løpende ytelsene etter pensjonering er det derimot lagt til grunn at de skal reguleres med lønnsveksten fratrukket 0,75 prosentpoeng. Dette elementet innføres også fra 1. januar 2011. Motivasjonen er å redusere utgiftsveksten. Samtidig sikrer det at utbetalingene sammenlignet med lønnsnivået blir høyest i de første årene som pensjonist. Garantipensjonen forutsettes å bli oppregulert med lønnsveksten fratrukket veksten i levealderen.

Obligatorisk tjenestepensjon i arbeidsforhold

Som et ledd i pensjonsreformen er det innført obligatorisk tjenestepensjon i arbeidsforhold med økonomisk virkning for de ansatte senest fra 1. juli 2006. Arbeidsgiverne er pålagt å betale et innskudd som minst tilsvarer 2 prosent av lønnen utover 1G. I motsetning til de offentlige tjenestepensjonsordningene, hvor ytelsene er samordnet med folketrygden, kommer de private tjenestepensjonsordningene som et rent tillegg.

Avtalefestet pensjon (AFP) i privat sektor

Intensjonen med levealdersjustering i det nye pensjonssystemet ville ha blitt motvirket av den gjeldende ordningen for avtalefestet pensjon (AFP). Under lønnsoppgjøret i 2008 ble det derfor inngått en forståelse mellom Regjeringen og partene i arbeidslivet om et justert opplegg i privat sektor. Opplegget innebærer at ansatte fra og med 1948-kullet som arbeider i bedrifter som er omfattet av ordningen, får godskrevet ekstra rettigheter til en pensjonsytelse med 0,314[11] prosent av årlig inntekt opp til 7,1G. Opparbeidingen av rettigheter skjer fram til 62 år. Som den ordinære alderspensjonen kan AFP-tillegget kombineres med arbeid uten avkorting og øker ved senere uttak, men ikke etter 70 år. For å motvirke en klar svekkelse av ordningen i de første årene fra og med 2011 sammenlignet med dagens AFP-ordning, innføres det dessuten et kompensasjonstillegg. Dette fases ut i takt med at rettigheter basert på dagens folketrygd også fases ut.

3 BEREGNINGSOPPLEGGET

Beregningene i denne artikkelen er basert på Statistisk sentralbyrås dynamiske mikrosimuleringsmodell MOSART som er nærmere dokumentert i Fredriksen (1998). Fra et representativt utvalg av befolkningen i et utgangsår simulerer modellen det videre livsløpet for de personene som inngår. Livsløpet er simulert med utgangspunkt i mulige overganger fra en tilstand til en annen gitt ved overgangssannsynligheter avhengig av karakteristika ved de aktuelle personene. Følgende hendelser er inkludert i simuleringene: inn- og utvandring, fødsler, død, inngåelse av ekteskap, skilsmisse, utdanningsaktiviteter, pensjonering og arbeidstilbud. Modellen inneholder dessuten beregning av pensjonsytelser på grunnlag av tidligere arbeidsinntekter og andre forhold som er angitt i folketrygdens regelverk. Alderspensjon, uførepensjon, etterlattepensjon og førtidspensjonering (AFP) er inkludert i modellen. For alderspensjon er alle detaljer i dagens system og mulige utforminger av det nye pensjonssystemet inkludert.

[11] *Opptjeningen av rettigheter til AFP-ordningen er beregnet med utgangspunkt i en ytelsesbestemt utforming. Omregnet til en sparelignende form tilsvarer dette en opptjeningsprosent på rundt 4 prosent som er sammenlignbar med opptjeningsprosenten i folketrygden på 18,1.*

En dynamisk mikrosimuleringsmodell er spesielt velegnet til å analysere de direkte effektene av en pensjonsreform ettersom det er snakk om et komplisert regelverk. Ulike deler av befolkningen kan stå overfor ulike regler, og det kan være store problemer forbundet med å beregne den totale effekten på offentlige budsjetter av endringer i pensjonssystemet. Styrken med MOSART-modellen ligger i å analysere de direkte effektene på individuelle pensjonsytelser og offentlige utgifter av endringer i det norske pensjonssystemet. I tillegg til de direkte effektene har vi også innarbeidet pensjonsreformens effekter på arbeidstilbudet eksogent i modellen. Slike effekter er spesielt viktige for å forstå hvordan utformingen av pensjonssystemet kan påvirke avgangsalderen.

Beregningene i denne artikkelen er basert på et representativt utvalg av befolkningen fra 1993 som i hovedtrekkene er kalibrert til situasjonen i 2006. De demografiske forutsetningene er basert på middelalternativet i Statistisk sentralbyrås siste befolkningsframskrivninger fra mai 2008. Et samlet fruktbarhetstall på 1,85 og en synkende nettoinnvandring fra om lag 40 000 personer i 2007 til vel 20 000 personer i året etter 2030 innebærer at størrelsen på de yngre og de middelaldrende kohortene er i ferd med å stabilisere seg mot 2050. Antall personer i de eldre kohortene vil derimot vise en vedvarende økning på grunn av forutsetninger om økende levealder. Fram til 2050 innebærer forutsetningene at levealderen ved fødselen vil øke med 6-7 år.

Antakelsene om tilbøyelighetene til å gå inn i uførhet er basert på observasjonene fra 2006. Dette representerer et gjennomsnitt av de fluktuerende tilbøyelighetene det siste tiåret. Siden AFP-ordningen ble etablert på slutten av 1980-tallet har det vært en økende tilbøyelighet til å benytte ordningen, og framskrivingene er basert på de observerte tilbøyelighetene fra 2006. Det samme gjelder forutsetningene om yrkesdeltaking og arbeidstid.

4 EFFEKTER PÅ ARBEIDSTILBUDET

Pensjonsreformen påvirker arbeidstilbudet positivt på to måter:

1. Sterkere sammenheng mellom tidligere arbeidsinntekter og pensjonsytelser. Dette innebærer en implisitt reduksjon av skatten på arbeidsinntekt, og vil ha en positiv effekt på arbeidstilbudet for de yrkesaktive.
2. Systemet med delingstall og levealdersjustering innebærer at de årlige ytelsene øker dersom en utsetter pensjoneringen. I beregningene har vi lagt til grunn at avgangsalderen øker så mye at ytelsene i hovedsak blir opprettholdt.

Effekten på arbeidstilbudet for de yrkesaktive har sammenheng med at en del av den skatten som betales inn på grunnlag av arbeidsinntektene går med til å dekke framtidige pensjonsutbetalinger i form av en implisitt premie. Tettere sammenheng mellom hva som betales inn og hva en får igjen i pensjon, gjør at en større andel av innbetalingen kan betraktes som tvungen sparing. Pensjonsreformen innebærer et klart skritt i denne retning. Opphevelsen av dagens grense på maksimalt 40 opptjeningsår er ett av elementene som bidrar. Økningen av opptjeningsprosenten for inntektsavhengig pensjon bidrar også.

Tallfestingen av den tettere sammenhengen mellom inntekt og pensjon er nærmere dokumentert i Stensnes (2007). Til disse beregningene er MOSART-modellen benyttet til å vurdere effekten på nåverdien av framtidige pensjonsytelser av et lite tillegg i arbeidsinntektene i et bestemt år. Ved å utføre denne analysen både med dagens system og det nye pensjonssystemet, indikerer beregningene at den implisitte marginalskatten på arbeidsinntekter vil bli redusert med om lag 5 prosentpoeng. Analyser av sammenhengen mellom skatt og arbeidstilbud indikerer at en slik skattereduksjonen vil øke arbeidstilbudet med 2,5 prosent. I beregningene har vi skjønnsmessig lagt til grunn at både yrkesfrekvensene og gjennomsnittlig arbeidstid øker med 1,25 prosent.

Utsatt avgangsalder betyr mer for arbeidstilbudet enn marginale tilpasninger i arbeidstilbudet for de som er i jobb. Dette er et sentralt resultat i internasjonale analyser at omlegginger av skatte- og pensjonssystemene. For Norge viser analyser av blant annet Hernæs med flere (2000) og Røed og Haugen (2002) at den nåværende AFP-ordningen favoriserer tidlig pensjonering fordi ordningen ikke har noen negativ innvirkning på framtidige pensjonsytelser. Det er derfor grunn til å tro at omleggingen av disse ytelsene til å bli omfattet av delingstallene, vil bidra til utsatt pensjonering og økt yrkesdeltaking for eldre arbeidstakere.

Ettersom det ikke har funnet sted noen sammenlignbare endringer i det norske pensjonssystemet, har det bare vært mulig å utarbeide grove anslag på hvordan pensjonsalde-

ren kan bli påvirket av et skifte mot et mer aktuarisk pensjonssystem. Beregningene av disse effektene bygger på Fredriksen med flere (2005). Utgangspunktet har vært gjennomsnittet av to observasjoner av yrkesdeltakingen: Den relativt høye yrkesdeltakelsen blant menn i aldersgruppen 60-66 år fra begynnelsen av 1980-årene, før AFP-ordningen ble innført, og den lave yrkesdeltakingen observert blant de AFP-berettigede i 1999. Etter videre korreksjoner fordi bare vel 60 prosent av arbeidsstyrken kommer inn under AFP-ordningen og fordi ikke alle berettigede gjør bruk av den, er den gjennomsnittlige avgangsalderen etter en overgangsperiode anslått å øke med 0,6 år i 2015.

Systemet med levealdersjustering av pensjonsytelsene innebærer at individene forventes å utsette pensjoneringen når forventet gjenstående levealder øker. Ved 67 år er i dag om lag 40 prosent av befolkningen mottakere av uføreytelser. Uførepensjonistene vil bli overført til alderspensjon ved en alder fastsatt av myndighetene[12]. Videre har vi lagt til grunn at om lag 40 prosent av befolkningen (det vil si hovedtyngden av dem som ikke er uførepensjonister ved 67 år) vil utsette pensjoneringen med 2/3 år når levealderen øker med ett år. Fordi utsatt pensjonering også innebærer økt opparbeiding av rettigheter er denne utsettelsen tilnærmet tilstrekkelig til å opprettholde nivået på de årlige pensjonene. De resterende 20 prosentene av befolkningen er forutsatt å utsette pensjoneringen med ett år for hvert år levealderen øker. Samlet er gjennomsnittlig pensjonsalder som en konsekvens av reformen anslått til å øke med 1,6 år i 2030 og 2,6 år i 2050.

Som vist i tabell 1, er tallet på alderspensjonister i 2050 anslått å bli om lag 230 000 lavere som en følge av reformen. Til grunn for beregningene er det forutsatt AFP-ordningen og dagens tjenestepensjon i offentlig sektor blir justert slik at de kommer inn under systemet med levealdersjustering og delingstall i det nye systemet. I den grad pensjonsalderen ikke blir utsatt like mye som de usikre anslagene i tabellen indikerer, vil delingstallet medføre at de årlige ytelsene blir lavere. Effekten på utgiftene er derfor ikke nevneverdig påvirket av disse anslagene.

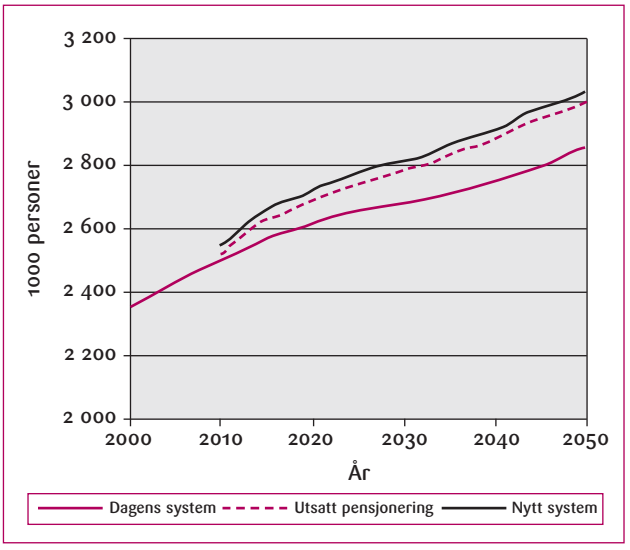
Sammen med økt sysselsetting for de yrkesaktive er den samlede arbeidsstyrken anslått til å øke med 7,2 prosent i 2050 som en konsekvens av reformen, mens utførte timeverk er anslått å øke med 8,5 prosent. I tillegg til dette vil

Tabell 1 *Framskrivinger av tallet på alderspensjonister (inkludert AFP-pensjonister) med dagens og nytt pensjonssystem. 1000 personer.*

	Dagens	Nytt
2000	644	
2010	687	
2020	886	788
2030	1109	954
2040	1333	1123
2050	1461	1229

det, som nærmere diskutert i Holmøy og Stensnes (2007), komme likevektseffekter som følge av et redusert behov for skatteøkning. De direkte effektene på arbeidsstyrken, som følge av utsatt pensjonering og økt yrkesdeltaking, er vist i figur 3. Betydningen av utsatt pensjonering vil naturlig nok tilta etter hvert som levealderen øker.

Figur 3 *Framskrivinger av arbeidsstyrken med nåværende og nytt pensjonssystem. 1000 personer.*



5 VIRKNING PÅ FINANSIERINGSBYRDEN

I et system hvor offentlige pensjonsutgifter finansieres løpende av skatteinntektene, vil forholdet mellom antall pensjonister og antall personer i arbeidsstyrken ha stor betydning for finansieringsbyrden. En bidragsrate, som måler forholdet mellom pensjonsutbetalingene og summen av de løpende pensjonsgivende inntektene, er et mye benyttet kriterium for å tallfeste skattebelastningen av

[12] *Mulige opplegg for tilpasning av uførepensjonen er drøftet i NOU 2007:4.*

Tabell 2 *Bidragsrate for folketrygdens alderspensjon. Det nye pensjonssystemet sammenlignet med dagens. Prosent.*

	2006	2010	2020	2030	2040	2050
Dagens system	10,7	11,2	14,4	17,5	20,2	21,0
Nytt system		10,8	12,6	14,3	16,1	16,6

pensjonsutgiftene for de yrkesaktive. Ettersom pensjonsinntektene i Norge er skattlagt, har vi valgt å beregne en korrigert bidragsrate der halvparten av pensjonsinntektene inngår sammen med arbeidsinntektene i nevneren.

Bidragsraten i det nye pensjonssystemet og dagens system er beregnet på denne måten ved hjelp av MOSART-modellen, og gjengitt i tabell 2. Tabellen viser at bidragsraten til folketrygdens alderspensjon med en videreføring av dagens system, er anslått til å fordobles fra i underkant av 11 prosent i 2006 til 21 prosent i 2050. Men selv med det nye systemet er bidragsraten forventet å komme opp i nærmere 17 prosent i dette året, og nærmere 60 prosent av økningen vil bestå til tross for pensjonsreformen. Hovedårsaken er et skifte fra en demografisk gunstig situasjon, med relativt små kohorter av pensjonister sammenlignet med arbeidsstyrken, og over til en mer normal situasjon når det gjelder befolkningens sammensetning. Pensjonsreformen motvirker i hovedsak bare den økningen i bidragsraten som ellers ville komme som en konsekvens av økende levealder. I tillegg til økningen i tallet på eldre øker også bidragsraten som følge av en modning av dagens system. Ettersom folketrygden ble innført i 1967, er 2007 det første året hvor de yngste alderspensjonistene har nådd grensen på maksimalt 40 års opptjening. I det nye systemet vil en ytterligere forbedret opptjening av rettigheter isolert sett dra i retning av høyere bidragsrate.

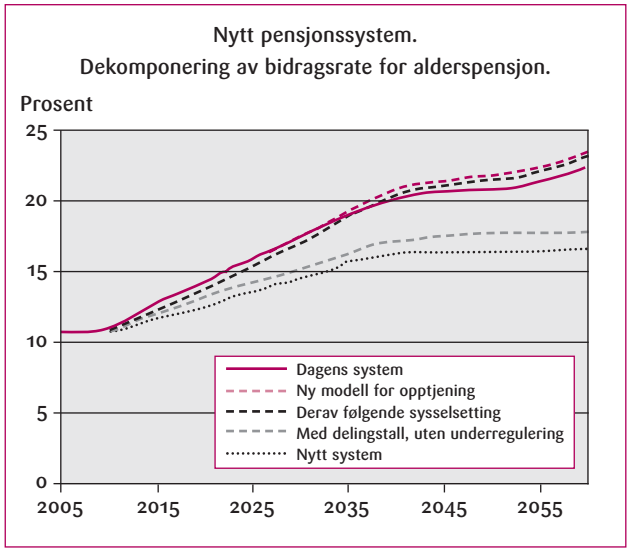
Forskjellen mellom bidragsraten i dagens og det nye pensjonssystemet kan dekomponeres i de viktigste komponentene av reformen. Vi har her valgt å klassifisere i fire hovedelementer:

- Regelverket for opparbeiding av rettigheter.
- Fleksibel pensjonsalder fra 62 år sammen med justering av ytelsene ved økende levealder og valg av pensjoneringstidspunkt.
- Indeksering av ytelsene etter pensjonering med lønnsveksten fratrukket 0,75 prosentpoeng.
- Økt arbeidstilbud for de yrkesaktive.

Dekomponeringen er vist i figur 4. Det gunstigere regelverket for opparbeiding av rettigheter i det nye systemet vil isolert sett øke bidragsraten med 1 prosentpoeng i 2050 sammenlignet med dagens system. Fjerning av det nåværende taket på antall opptjeningsår, og den vedtatte opptjeningsprosenten er de viktigste elementene som bidrar til en mer sjenerøs opparbeiding av rettigheter med det nye systemet. Økt arbeidstilbud som følge av dette blant personer i yrkesaktiv alder drar imidlertid i motsatt retning med 0,4 prosentpoeng. Betydningen av dette elementet for bidragsraten er derfor forholdsvis liten, og avtar også etter 2050 fordi høyere sysselsetting innebærer større opptjening av rettigheter og dermed høyere ytelser på lang sikt.

Kurven med delingstall inkluderer også fleksibel pensjoneringsalder fra 62 år. Avhengig av pensjoneringstidspunkt blir de årlige ytelsene beregnet slik at nåverdien av framtidige utbetalinger er upåvirket av pensjoneringsalder og økende levealder. Denne komponenten reduserer bidragsraten med nærmere 4 prosentpoeng i 2050 og er det viktigste innstammende elementet i reformen. Hvis veksten i levealder blir sterkere enn lagt til grunn for de nåværende beregningene, vil den innstrammende effekten bli forsterket sammenlignet med en videreføring av dagens

Figur 4 *Bidragsrate til alderspensjon dekomponert i reformens viktigste elementer.*



system. Levealdersjusteringen er derfor en viktig effektiv stabilisator for framtidige utgifter til alderspensjon. Våre antakelser om hvor mye pensjoneringsalderen vil bli utsatt som følge av pensjonsreformen er av underordnet betydning for pensjonsutgiftene fordi tidligere pensjonering innebærer lavere gjennomsnittlige ytelser. Indekseringen av ytelsene etter pensjonering med lønnsveksten fratrukket 0,75 prosentpoeng reduserer bidragsraten med 1,2 prosentpoeng i 2050.

6 FORDELINGSVIRKNINGER

I figur 1 viste vi sammenhengen mellom inntekt og pensjon med det nye pensjonssystemet og dagens system for en tenkt enslig person med jevn opptjening i 40 år. En svakhet ved en slik typehusholdsbetraktning er at den ikke inneholder noe informasjon om hvor mange personer som har pensjonsopptjening som tilsvarer de ulike konstante inntektene. Hovedbegrensningen skyldes imidlertid at alle har varierende inntekter over livsløpet, i tillegg til at det er stor forskjell i opptjeningstid mellom personer. I fordelingsanalysene presentert i dette avsnittet benytter vi framskrivinger fra MOSART for et representativt utvalg av den norske befolkningen. Beregningene gir derfor et klart mer realistisk bilde av pensjonsutbetalingene enn typehusholdsbetraktningene.

Med fordelingsvirkninger av pensjonsreformen mener vi kun de direkte virkningene på utbetalt alderspensjon som følger av den vedtatte modellen for opptjening og uttak av alderspensjon i folketrygden. Vi har *ikke* vurdert hvordan innbetalingene til systemet er fordelt mellom personer. Som vist i avsnitt 5, vil pensjonsreformen bidra til å begrense veksten i pensjonsutgiftene. Det har vært utenfor arbeidet å drøfte hvordan de innsparte midlene alternativt kan benyttes. I hvilken grad de blir benyttet til redusert skattenivå eller sterkere vekst i offentlig tjenesteyting, samt selve innretningen av dette, vil ha åpenbare fordelingsvirkninger.

Selv om et av siktemålene med pensjonsreformen er at den skal stimulere til økt arbeidstilbud blant de yrkesaktive og en utsettelse av pensjoneringen, er disse effektene heller ikke tatt i betraktning i fordelingsanalysene. Hovedgrunnen er at endringer i arbeidstilbudet i stor grad er opp til hver enkelt. Økte arbeidsinntekter vil bli vurdert mot mindre fritid, og de som ser seg tjent med det, vil øke arbeidstilbudet. De samme betraktningene gjelder for effektene på pensjoneringstidspunktet, selv om det der ligger inne i beregningsopplegget at effektene kan variere etter kjønn, alder og utdanning.

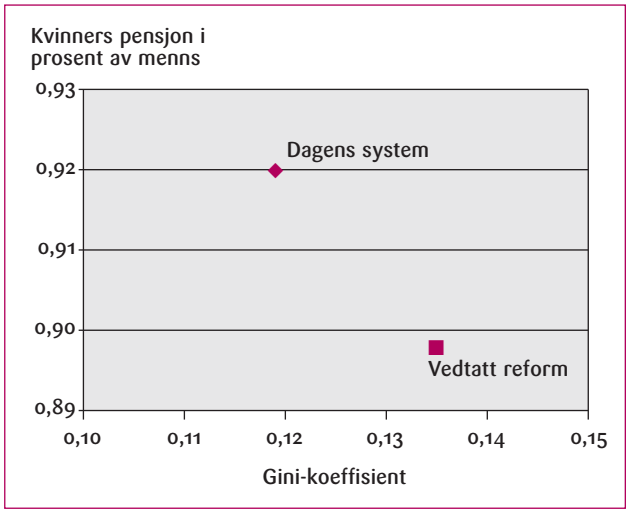
Vi har derfor valgt å presentere fordelingseffektene av omleggingen for gitte forutsetninger om arbeidstilbud og pensjoneringstidspunkt. I tråd med forutsetningene lagt til grunn for Pensjonskommisjonens innstilling (NOU 2004:1) og den første stortingsmeldingen om pensjonsreformen (St. meld. nr. 12, 2004-2005), har vi valgt å illustrere fordelingseffektene på grunnlag av sysselsettingsnivået i det vedtatte systemet[13]. Effektene er også belyst før betydningen av delingstallet og indekseringen av de løpende ytelsene blir tatt i betraktning.

Figur 5 gir et hovedinntrykk av pensjonsreformens fordeling av alderspensjon mellom personer i 2050. Den horisontale aksen angir samlet ulikhet i utbetalt pensjonsinntekt målt ved GINI-koeffisienten. Den antar verdien 0 ved maksimal likhet og verdien 1 ved maksimal ulikhet. Den vertikale aksen angir kvinners pensjonsinntekt i prosent av menns, og belyser dermed kjønnsdimensjonen i opptjeningsmodellen. Øverste venstre hjørne av figuren angir derfor mest likhet langs de to fordelingsdimensjonene, mens nederste høyre hjørne angir mest ulikhet.

Både dagens pensjonssystem og det nye systemet virker utjevnende, i hovedsak på grunn av minstesikringen og taket for opptjeningen av rettigheter. En tettere kobling mellom inntekt og pensjon i det nye systemet tenderer mot å gi litt større ulikhet i utbetalt pensjon. På grunn av vedtaket om styrking av minstepensjonen i trygdeoppgjøret 2008 er den anslåtte økningen i ulikheten mindre enn det som fulgte av forutsetningene lagt til grunn for presentasjonen i Fredriksen, Stensnes og Stølen (2007). Den viste svekkelsen i fordelingsprofilen er også gjennomgående liten sammenlignet med folketrygdens omfordelende effekt mellom kvinner og menn. Mens forholdet mellom kvinners og menns alderspensjon i 2050 kan anslås til 0,9 med vedtatt reform, kan det tilsvarende forholdet mellom kvinners og menns arbeidsinntekt anslås til i underkant av 0,7. Ønsket om å sti-

[13] *Sysselsettingsnivået i det vedtatte systemet er lagt til grunn da dette er mest relevant for sammenligninger av fordelingseffektene av alternative utforminger av det nye systemet. Ved sammenligning med dagens system kunne vi alternativt ha valgt sysselsettingsnivået fra dette systemet. På grunn av svakere sammenheng mellom pensjonsinntekter og arbeidsinntekter over livsløpet i dagens system, ville dette valget medført at personer med de høyeste inntektene ikke ville ha kommet fullt så godt ut i forhold til personer med midlere og lavere inntekter.*

Figur 5 *Fordelingsindikatorer for pensjonsutbetalinger i 2050.*



mulere arbeidstilbudet er en viktig begrunnelse for nærmere sammenheng mellom pensjon og tidligere inntekt. Valget av opptjeningsmodell avspeiler derfor en avveining mellom hensynene til effektivitet og fordeling.

Figur 6 gir en mer detaljert presentasjon av fordelingsvirkningene av opptjeningsmodellen i det nye systemet sammenlignet med dagens system. I denne figuren er alderspensjonistene ordnet etter stigende rekkefølge for folketrygdens utbetalinger av alderspensjon med hvert av de to systemene i 2050[14]. En mer fordelaktig modell for opptjening av rettigheter før en tar levealdersjustering og underregulering av ytelsene i betraktning, innebærer at ingen ser ut til å tape på reformen. Dekomponeringen i figur 4 viser imidlertid at både levealdersjusteringen og underreguleringen bidrar til å begrense pensjonsutgiftene, og dermed ytelsene i framtida. Figur 6 gir derfor et godt bilde av fordelingsprofilen, men er misvisende når det gjelder nivået på ytelsene på lang sikt.

For de 20 prosent av befolkningen som har de laveste alderspensjonene, vil utbetalingene øke noe. Dette skyldes blant annet en 100 prosents avkorting av særtillegget mot tilleggspensjon i dagens system, mens garantipensjonen i det nye systemet bare blir avkortet med 80 prosent mot inntektspensjonen. Hevingen av minstepensjonen bestemt i 2008 gir derfor større utslag for pensjonistene med de laveste inntektene med det nye systemet sammenlignet med dagens system. Pensjonsnivået for alderspensjonister mellom andre og femte desil er tilnærmet upåvirket av reformen før levealdersjustering og underregulering av de løpende ytelsene tas i betraktning. Ulike elementer som følge av endringene i opptjeningsmodellen ser ut til å motvirke hverandre. De fem øverste desilene for alderspensjon ser ut til å tjene på opptjeningsmodellen med det nye systemet. Dette reflekterer blant annet økende opptjeningsprosent og oppheving av 40 års regelen. Personer med de aller høyeste livsinntektene over den yrkesaktive karrieren kommer følgelig gjennomgående best ut av reformen.

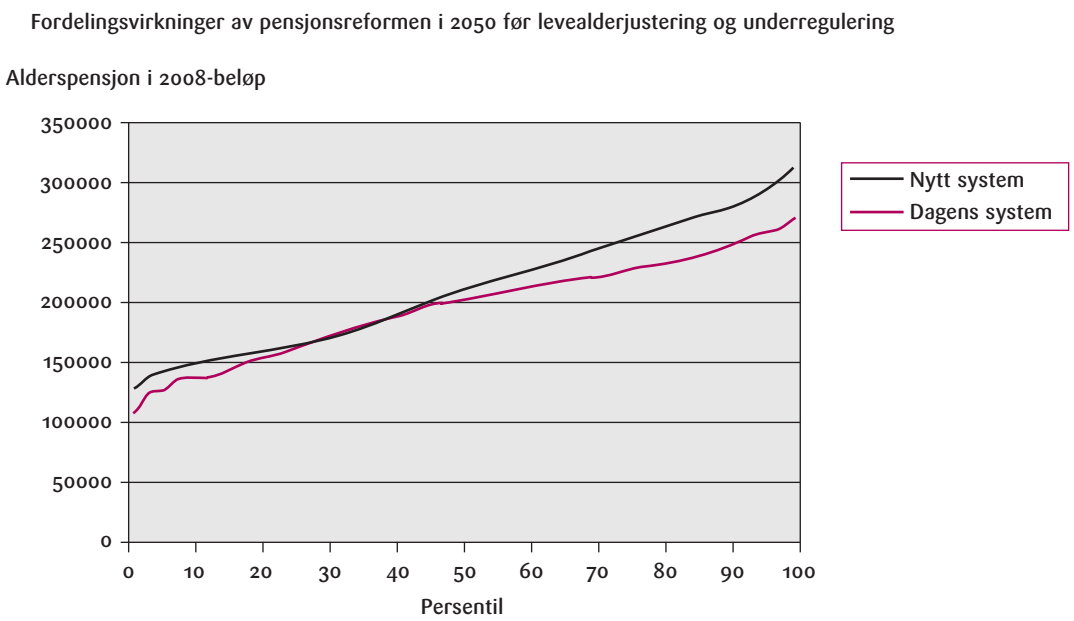
7 OPPSUMMERING

En omlegging av det norske pensjonssystemet i forsikringsmessig retning vil i første rekke gi insentiver til utsatt pensjonering og ha positive effekter på arbeidstilbudet for de yrkesaktive. I 2050 er det anslått at utførte timeverk kan øke med 8,5 prosent som følge av de direkte effektene belyst i denne artikkelen. Levealdersjusteringen, som innebærer lavere pensjonsytelser og/eller utsatt pensjonering, er de viktigste komponentene som bidrar til å redusere veksten i pensjonsutgiftene sammenlignet med en videreføring av dagens system. Svakere indeksering av de løpende ytelsene relativt til lønnsveksten, samt økt arbeidstilbud for de yrkesaktive, bidrar også til å redusere finansieringsbyrden for framtidige skatteytere. Større sammenheng mellom opptjening av pensjonsrettigheter og tidligere arbeidsinntekter fører til at personer med de høyeste inntektene kommer best ut av endringen. Omleggingen har derfor stilt de politiske myndighetene overfor en klassisk avveining mellom effektivitet og fordeling.

Uten en reform ville bidragsraten for finansiering av alderspensjonen dobles fra knapt 11 prosent i 2006 til 21 prosent i 2050. En anslått bidragsrate på i underkant av 17 prosent i 2050 med det nye systemet viser at reformen på langt nær er tilstrekkelig til å motvirke en betydelig økning i den framtidige skattebyrden i forbindelse med finansiering av alderspensjon. Denne økningen skyldes i hovedsak en forverring av forholdet mellom antall sysselsatte og antall alderspensjonister. Dessuten vil modningen av folketrygden, samt en gunstigere opptjeningsmodell med det nye systemet, bidra til at utgiftene øker. Den anslåtte reduksjonen i den framtidige finansieringsbyrden sammenlignet med dagens system er basert på en forutsetning om at uførepensjonen og dagens AFP-ordning og tjenestepensjon for ansatte i offentlige sektor blir tilpasset det systemet som nå er vedtatt for levealdersjustering og delingstall for alderspensjonen.

[14] *Selv om noen personer bytter plass i fordelingen som følge av reformen, spiller ikke dette avgjørende rolle.*

Figur 6 *Fordelingsprofil for utbetalingen av alderspensjon* i 2050.*



* Pensjonsytelsene er beregnet før indeksering og levealdersjustering i konstante 2008-beløp (G = kr 69 108 regnet som årsgjennomsnitt).

REFERANSER:

Arbeids- og inkluderingsdepartementet (2008): N*y alderspensjon i folketrygden – lovutkast*. Høringsnotat.

Brunborg, H., D. Fredriksen, N.M. Stølen og I. Texmon (2008): *Utviklingen i levealder og utforming av delingstall i et reformert pensjonssystem.* Rapporter 2008/23, Statistisk sentralbyrå.

Fredriksen, D. (1998): *Projections of population, education, labour supply and public pension benefits – Analyses with the dynamic microsimulation model MOSART.* Sosiale og økonomiske studier 101, Statistisk sentralbyrå.

Fredriksen, D., Heide, K.M., Holmøy. E. og Solli, I.F. (2005): *Makroøkonomiske virkninger av pensjonsreformer.* Rapporter 2005/2, Statistisk sentralbyrå.

Fredriksen, D., K. Stensnes og N.M. Stølen (2007): Pensjonsreformen: Virkninger på arbeidstilbud, finansieringsbyrde og Fordeling. *Økonomiske analyser 6/2007,* Statistisk sentralbyrå, 31-38.

Fredriksen, D., T. Gunnes og N.M. Stølen (2008): Oppdaterte framskrivinger av arbeidsstyrke, pensjonsutgifter og finansieringsbyrde. *Økonomiske analyser 4/2008,* Statistisk sentralbyrå, 36-43.

Hernæs, E., Sollie, M. og Strøm, S. (2000): Early retirements and economic incentives. *Scandinavian Journal of Economics,* Vol. 102, No3.

Holmøy, E. og Stensnes, K. (2007): An integrated micro-macro assessment of an actual pension reform: Will the Norwegian reform reach its goals? Discussion Papers 557, Statistisk sentralbyrå.

Inst. S. nr. 195 (2004-2005): *Innstilling fra Finanskomiteen om Pensjonsreform – trygghet for pensjonene.* Stortinget, Oslo.

NOU 1998:10: Fondering av folketrygden. Norges offentlige utredninger 1998:10, Finansdepartementet, Oslo.

NOU 1998:19: *Fleksibel pensjonering.* Norges offentlige utredninger 1998:19. Finansdepartementet, Oslo.

NOU 2004:1: *Modernisert folketrygd. Bærekraftig pensjon for framtida.* Norges offentlige utredninger 2004:1, Finans- og sosialdepartementet, Oslo.

NOU 2007:4: *Ny uførestønad og ny alderspensjon til uføre.* Norges offentlige utredninger 2007:4, Arbeids- og inkluderingsdepartementet, Oslo.

Ot.prp. nr. 37 (2008-2009): *Om lov om endringer i folketrygdloven (ny alderspensjon).* Arbeids- og inkluderingsdepartementet 13. februar 2009.

Røed, K. og Haugen, F. (2002): Early retirement and economic incentives – evidence from a quasi-natural experiment. Memorandum, Frisch-senteret, Oslo.

Statistisk sentralbyrå (2008): Befolkningsveksten fortsetter. http://www.ssb.no/folkfram/

St.meld. nr. 12, 2004-2005: *Pensjonsreform – trygghet for pensjonene.* Finansdepartementet, Oslo.

St.meld. nr. 1, 2005-2006: *Nasjonalbudsjettet 2006.* Finansdepartementet, Oslo.

St.meld. nr. 5, 2006-2007: *Opptjening og uttak av alderspensjon i folketrygden.* Arbeids- og inkluderingsdepartementet.

Stensnes, K. (2007): Equity versus Efficiency in Public Pension Schemes. Microsimulating the Trade-off. Discussion Papers 515, Statistisk sentralbyrå.

Stensnes, K., N.M. Stølen. N.M. og I. Texmon (2007): Pensjonsreformen: *Virkninger på statsfinanser, effektivitet og fordeling.* Rapporter 2007/11, Statistisk sentralbyrå.

JENS HERMUNDSTAD ØSTMOE
Forskningsjef ved NØI-INDECO

Er det virkelig slik at lave renter gir økt inflasjon? – Norges Bank bør holde fast på lavrentepolitikken

Norges Bank antar at økte renter overveltes negativt i prisnivået, gir lavere inflasjon, og lav rente høy inflasjon. Dette gjelder bare i helt spesielle tilfeller, som ikke er så aktuelle i en åpen økonomi som den norske. Normalt vil økte kapitalkostnader som følge av økte renter, til en viss grad overveltes i prisene i form av høyere prisnivå og økt inflasjon, og lave renter fører til lav inflasjon. Tar man ikke hensyn til dette i politikkutformingen, kan det bære galt avsted. Det er ikke noe rart at Norges Bank sliter med å oppnå sitt inflasjonsmål på 2,5 prosent, med lavrente-politikken. Det forventes nå i markedet at Norges Bank vil sett opp renten. Dette vil øke inflasjonen, og bidra til økt arbeidsledighet. Næringsøkonomisk Institutt anbefaler at Norges Bank holder fast på lavrentepolitikken.

Norges Bank baserer sin politikk på Keynesmodeller, og dette kan bære galt avsted. Nobelprisvinner i økonomi Ragnar Frisch hevdet «I forhold til problemstillingen i dag er det mer naturlig å klassifisere Keynes-tilhengerne ... sammen med den kompakte masse av tankekonstruksjoner vi har arvet fra fortiden [bl.a. nyklassikerne] ... Det vi har arvet fra dem er ... helt ufullstendig som analyseapparat til å angripe de praktisk-økonomiske problemene i verden slik den ser ut i dag.» Som alternativ til dette lanserte Frisch *samgripingsmodeller*. NØI-INDECO har utarbeidet en samgripingsmodell for analyse og løsning av resesjonsproblemet, inklusive forslag til varig løsning av problemet. Et notat om denne modellen ligger utlagt på NØI-INDECOs Webside, www.indeco.no, for de som måtte være interessert.

Samgripingsmodellen består av økosirksammenhenger, herunder nasjonal-, sysselsettings- og prisøkosirk, som er praktisk talt sikre. I drøftingen refereres det i tillegg til avanserte markedsteoretiske modeller, spesielt overveltningsteori. Profittmarginen, lik summen av markedsmakt- og skalakoeffisient kan variere. Prisøkosirken har med kapitalkostnader, og man antar da altså at disse har betydning for prisdannelsen i makro. En bedrift som ikke tar hensyn til disse sub-

optimerer som regel, og sett i makro og på noe sikt vil det som regel bli feil å anta at disse ikke inngår i prisdannelsen.

Samgripingsmodellen er mer realistisk og gir til dels andre resultater en Keynesmodeller. Bl.a. antar Keynesianerne i Norges Bank at økte renter overveltes negativt i prisnivået, gir lavere inflasjon, og lav rente høy inflasjon. Samgripingsmodellen viser at dette sannsynligvis bare gjelder i helt spesielle tilfeller, som ikke er så aktuelle i en åpen økonomi som den norske. Normalt vil økte kapitalkostnader som følge av økte renter, til en viss grad overveltes i prisene i form av høyere prisnivå og økt inflasjon og lave renter fører til lav inflasjon. Tar man ikke hensyn til dette i politikkutformingen, kan det bære galt avsted. Det er ikke noe rart at Norges Bank sliter med å oppnå sitt inflasjonsmål på 2,5 prosent, med lavrente-politikken. Man kan stille et spørsmål om fornuften i dette inflasjonsmålet. Det forventes nå i markedet at Norges Bank vil sett opp renten. Dette vil trolig øke inflasjonen, og bidra til økt arbeidsledighet. Næringsøkonomisk Institutt anbefaler at Norges Bank holder fast på lavrentepolitikken.

Samgripingsmodellen antyder også at store ringvirkninger av tradisjonelle Keynes-baserte finans- og pengepolitiske tiltak sannsynligvis uteblir, i norsk økonomi av i dag.

Samgripingsmodellen viser at nedgang i sysselsettingen og krise kan skyldes at a) total etterspørsel etter BNP svikter, b) at inflasjonen er for sterk, at c) arbeidsproduktiviteten vokser for sterkt, eller d) at arbeidsstyrken vokser for sterkt. Skal man løse resesjonsproblemer og skape varig stabil størst mulig vekst, må man altså *reversere a-d,* og dette krever et bredt anlagt sett av virkemidler og offentlig styring, tradisjonell Keynesinspirert penge- og finanspolitikk er som regel ikke tilstrekkelig alene. Tiltakene må settes inn både via tilbuds- og etterspørselssiden. Samgripingsmodellen viser på en klarere måte hvordan tilbudssiden griper sammen med etterspørselssiden enn tradisjonelle Keynesmodeller gjør. Samgripingsmodellen legger i større grad enn tradisjonell Keynespolitikk vekt på tilbudssiden, bl.a. konkurransepolitikk, etc.

KØBENHAVNS UNIVERSITET

Direktør for Fødevareøkonomisk Institut

Det Biovidenskabelige Fakultet, KU

Stillingen som direktør ved Fødevareøkonomisk Institut, Det Biovidenskabelige Fakultet ønskes besat per 1. oktober eller snarest derefter.

Fødevareøkonomisk Institut udfører uddannelse og forskning og varetager desuden sektorforskningsopgaver og myndighedsopgaver for Ministeriet for Fødevarer, Landbrug og Fiskeri. Varetagelsen af sektorforskningsopgaverne indebærer tætte myndigheds- og erhvervskontakter og krav om at levere et forskningsbaseret grundlag for politikformulering og - implementering.

Læs mere på www.life.ku.dk.

Det er afgørende, at direktøren kan videreføre og udvikle instituttets strategi og stå i spidsen for den fortsatte indsats med at styrke relationerne til instituttets eksterne interessenter: det politiske system, erhvervslivet, de uddannelsessøgende og forskningsverden.

Stillingen besættes på et attraktivt lønniveau på åremål for en femårig periode med mulighed for forlængelse. Ansættelse sker i henhold til AC-overenskomsten med tilhørende protokollater.

Det fulde stillingsopslag med yderligere oplysninger om stillingsindhold, kvalifikationskrav samt formkrav til ansøgningen kan hentes på www.life.ku.dk/job

www.ku.dk

SAMFUNNSØKONOMENE

HØSTKONFERANSEN 2009

TORSDAG 17. SEPTEMBER

Tema for konferansen:

Olje-Norge: Fra vekst til solnedgang

Konferansen blir arrangert sentralt i Oslo, og forelesningene starter kl 13.00.

Konferansen avrundes med servering av vin og tapas.

Mer informasjon om program, påmelding og arrangørsted kommer på:
www.samfunnsokonomene.no

Vel møtt!

Er du medlem av Samfunnsøkonomenes Forening, vil vi gjerne ha din e-post adresse.

Send på e-post til:
nina.risasen@samfunnsokonomene.no

Norfund

Norfund er eid av staten og tjener som et instrument i norsk utviklingspolitikk. Gjennom investering i lønnsomme bedrifter og overføring av kunnskap og teknologi, bidrar Norfund til fattigdomsreduksjon og økonomisk utvikling i fattige land. I 2008 hadde Norfund avtalefestede investeringer for 4,8 milliarder kroner. Antall ansatte er 40.

Norfund søker:

Makro- og utviklingsøkonom

Arbeidsoppgaver:
- Analyse av økonomisk utvikling i utviklingsland;
- Skriving av innlegg / kronikker;
- Bidrag til Norfunds presentasjoner, webside og rapporter;
- Organisere faglige møter og arrangementer.

Kvalifikasjoner:
- Høyere universitetsgrad i økonomi;
- Erfaring med makroøkonomisk analyse;
- Avansert bruker av MS Excel, PowerPoint og Word;
- God muntlig og skriftlig fremstillingsevne på norsk og engelsk;
- Erfaring fra utviklingsland vil være en fordel.

Personer med flerkulturell bakgrunn oppfordres til å søke.

Vi tilbyr:
- En spennende og variert jobb i skjæringspunktet mellom forretningsmessig og utviklingspolitisk virksomhet;
- Lønn etter avtale;
- Ett års engasjement med mulighet for fast ansettelse.

Send søknad elektronisk til **job@norfund.no** innen 30. juni 2009.
For informasjon rundt stillingen kontakt administrerende direktør Kjell Roland eller avdelingsleder Allon Groth, tlf. 22019393.
Se også vår webside **www.norfund.no**

SAMFUNNSØKONOMENE

UNIVERSITETET I AGDER

Samfunnsøkonomenes forening arrangerer: 32. nasjonale forskermøte for økonomer, 2010
i Kristiansand, tirsdag 5. januar – onsdag 6. januar.

First call for paper

De som ønsker å presentere et forskningsarbeid må, i tillegg til fullstendig manus, sende inn et sammendrag av bidraget. Manus skal sendes inn i pdf-format. Sammendraget skal være i word-format og inneholde ca 100 ord om forskningsarbeidet. Dette dokumentet skal også inneholde bidragsyters navn og adresse.
Alle sammendrag vil bli trykt opp på forhånd til utdeling på møtet. Fullstendig manuskript (pdf) og sammendrag (word) sendes elektronisk til: sekretariatet@samfunnsokonomene.no, senest 16.NOVEMBER.

Påmelding:
Bidragsytere må også sende inn påmelding.
For påmelding se: www.samfunnsokonomene.no

Vi gjør oppmerksom på at fristene ikke må overskrides.

B-PostAbonnement

Retur: Samfunnsøkonomenes Forening
PB. 8872 Youngstorget
0028 OSLO