



SAMFUNNSØKONOMENE

NR. 4 • 2015 • 129. årgang

SAMFUNNSØKONOMEN

Thøgersen:
HANDLINGSREGELEN

Bjertnæs:
SKATTEUTVALGET

Fridstrøm:
HOMO OECONOMICUS

Havnes, Mogstad og Salvanes:
ØKONOMIFAGETS HOVEDSPOR

Dagsvik:
LINEÆR REGRESJON

Holter:
ARBEIDSTIMER I USA OG EUROPA

• REDAKTØRER

Cathrine Hagem • Statistisk sentralbyrå
Jo Thori Lind • Universitetet i Oslo
Klaus Mohn • Universitetet i Stavanger

Manus, annonsebestilling og generell korrespondanse til
Samfunnsøkonomens redaksjon kan sendes til:
tidsskrift@samfunnsokonomene.no

• PROSJEKTLEDER

Marianne Rustand
marianne.rustand@samfunnsokonomene.no

• UTGIVER

Samfunnsøkonomene
Leder: Trond Tørstad
Generalsekretær: Anne-Sophie Redisch

• ADRESSE

Samfunnsøkonomene
Kristian Augusts gate 9
0164 Oslo
Telefon: 22 31 79 90
tidsskrift@samfunnsokonomene.no

www.samfunnsokonomene.no

Postgiro: 0813 5167887

Bankgiro: 8380 08 72130

Mediaplan 2015

	MANUS	PUBLISERINGSDATO	ANNONSEFRIST
NR. 4:	28.AUG	22.SEP	10.SEP
NR. 5:	28.OKT	20.NOV	10.NOV
NR. 6:	20.NOV	15.DES	03.DES

Abonnentene i Norge må beregne 1-3 dager ekstra til postgang

• PRISER

Abonnement	kr.	1100.-
Enkeltnr. inkl. porto	kr.	195.-

• ANNONSEPRISER (ekskl. moms)

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

Opplag: 2780

Design: www.deville.no

Trykk: 07 Aurskog, 2015



Innhold

NR. 4 • 2015 • 129. ÅRG.

• LEDER	3
• AKTUELL KOMMENTAR Praktisering av handlingsregelen	6
Øystein Thøgersen	
Skatteutvalget og utfordringene framover	16
Geir H. M. Bjertnæs	
• DEBATT Homo oeconomicus: mer utbredt blant pensjonsberettigede enn blant lovgivere	22
Lasse Fridstrøm	
Avsporing om økonomifagets hovedspor	26
Tarjei Havnes, Magne Mogstad og Kjell Salvanes	
• ARTIKKEL Lineær regresjon med binær eller begrenset avhengig variabel: En utdatert metode med fallgruber	28
John K. Dagsvik	
• FORSKNINGSNYTT Om arbeidstimer i USA og Europa	37
Hans Åsnes Holter	
• INTERVJU LO er en kompromissmaskin, ingen krigsmaskin	40
Camilla Bakken Øvald	

Hvor stort er store data?

Store data, eller «big data», er en av de store snakkisene i tiden. Store data er gjerne definert som datamengder som er så store at man ikke kan lagre dem i minnet på en vanlig datamaskin. Ofte kommer også store data i mindre strukturert format enn vanlige data. Typiske eksempler er hva det søkes etter på internett, den samlede teksten i en avis i løpet av et år, detaljerte transaksjonsdata fra butikkenes vareskannere, og mange typer satellittdata.

Google fikk mye oppmerksomhet da de klarte å predikere hvor og når influensa ville bryte ut basert på analyser av søkeatferd på internett. Hvis det i et område var mange som søkte på begreper som «feber» og «hoste» var det en indikator på at en influensaepidemi ville bryte ut i løpet av kort tid. Google satte sammen et femtitalls begrep som i større eller mindre grad kunne forutsi sykdomsutbrudd, helt uten teoretisk fundament for hva prediktorene burde være. Prediksjonene var så gode at de slo myndighetenes offisielle estimater på hvor influensa ville bryte ut. Det tok for lang tid før folk gikk til legen med influensa og før legene rapporterte diagnosene inn til myndighetene til at statistikken kunne holde tritt med utbruddene. Nettsøkene, derimot, kunne analyseres umiddelbart.

Analyse av store data har vært drevet fram av datavitere, og samfunnsvitere har først kommet til i etterkant. De har kommet langt i å predikere hvor det blir influensa eller hvilken bok du ønsker å kjøpe hos Amazon, men har ikke klart å si mye om kausale sammenhenger. Enkelte har gått så langt som til å hevde at med store data trenger vi ikke lenger å se etter kausale sammenhenger. Får vi bare nok data kan vi predikere godt uansett. Dette er et naivt syn på hva man mekanisk kan lese ut av data, og jeg tror det er direkte feil. I tilfellet med Googles influensaprediksjoner viste det seg at etter flere år med presise spådommer begynte plutselig algoritmen å predikere langt mer influensa enn det som var tilfelle. En av forklaringene var endringer i hvordan folk søkte på nettet – et klassisk tilfelle av Lucas-kritikken. Robert Lucas hevdet som kjent på '70-tallet at det er umulig å gi politikk-anbefalinger uten å kjenne de strukturelle parameterne. Endrer omgivelsene seg ville

observerte korrelasjoner også endre seg, nettopp som i Googles tilfelle. Det indikerer at økonomer har noe nytt å bringe til torget på dette feltet.

Det er også andre utfordringer knyttet til store data. En utfordring er etikk og personvern. Mye analyse av store data er basert på spor vi ubevisst legger igjen. De færreste av oss er bevisst på at søkene vi gjør på Internett eller hvor vi går med mobiltelefonen påskrudd kan bli en del av en analyse. Vi kan ikke overse slike etiske betraktninger hvis analyse av store data skal være akseptabelt.

En utfordring er at få økonomer har kompetanse på analyse av store data. Ofte er datamengdene så store at vanlige økonometriske teknikker ikke kan brukes, og man må ofte også bruke spesielle metoder bare for å lagre og få tilgang til dataene. Det har vært argumentert for at uten slik kompetanse vil samfunnsøkonomer bli utkonkurrert av datavitere i løpet av få år. Med mulig unntak av smale prediksjonsmiljøer er dette en overdrivelse, men det er klart at mange empiriske økonomer ville hatt mye å vinne på økt kjennskap til feltet. For å forberede dagens økonomistudenter for framtidens utfordringer vil det være nyttig å supplere den tradisjonelle undervisningen med noe innføring i studier av store data.

Men trenger den gjengse økonom å bry seg? Selv om store data neppe blir så stort som enkelte skal ha det til, er svaret sannsynligvis ja. Mange av oss vil før eller senere bli konfrontert med studier basert på store data. Og det er mye å lære av store data, men også stor grunn til ikke å sluke alt med hud og hår. For å kunne skille gode fra dårlige studier trengs det kunnskap. Insisterer vi på at våre tradisjonelle metoder er den eneste gode metoden risikerer vi å bli forbikjørt.

Jo Thori Lind

Forskermøtet 2016

The 38th Annual Meeting of the Norwegian Association of Economists

4-5 January 2016 at NTNU in Trondheim

<http://fm.samfunnsokonomene.no>

Keynote speakers:

- Prof. Jon Fiva (BI): "Political dynasties in party-centered environments"
- Prof. Lars-Erik Borge (NTNU), "Green taxes"
- Lecture on this year's Nobel Memorial Prize

Invited Sessions (Chairs & topics):

- Jan Tore Klovland (NHH): Economic history on the occasion of Norges Bank's 200th anniversary
- Tarjei Havnes (UiO): Empirical Public Economics
- Gunnar Bårdsen (NTNU): Forecasting

Deadline for submission of abstracts Monday 23 November, 11 pm

For submission of abstracts, registration, and further details about program, prices, the venue, and accommodation please visit: <http://fm.samfunnsokonomene.no>



SAMFUNNSØKONOMENE



Oppdag mulighetene dine med Danske Bank

Særdeles lav rente på boliglån. Svært gunstige betingelser på en rekke andre tjenester. Samme gode tilbud til samboer/ektefelle som til deg som medlem. Profesjonell rådgivning både til private og næringsdrivende. Og eget VIP telefonnummer; 05550.

Se fordelene og oppdag mulighetene på danskebank.no/samfunnsøkonomene



SAMFUNNSØKONOMENE

danskebank.no/samfunnsøkonomene

Danske Bank

ØYSTEIN THØGERSEN

Professor, Institutt for samfunnsøkonomi, Norges Handelshøyskole



Praktisering av handlingsregelen¹

Handlingsregelen har bidratt til langsiktighet i forvaltningen av petroleumsformuen. En har i stor grad lykket med å skille bruken av petroleumsinntektene fra opptjeningen. Veksten i Statens Pensjonsfond Utland (SPU) har medført at bruken nå ligger langt under 4-prosentbanen for forventet avkastning. Samtidig er 4 % banen nær sitt toppnivå målt som andel av BNP. Fremtidsutsiktene og risikobildet for norsk økonomi tilsier nå en mer gradvis innfasing av petroleumsinntektene. Regjeringen bør stake ut en tydelig kurs tilbake til banen, og tilleggsregler kan da være til nytte, skriver et ekspertutvalg som la frem sin innstilling den 18. juni i år (NOU 2015:9).

INNLEDNING

Utvalget ble nedsatt av regjeringen den 17. oktober 2014 samtidig med fremleggelsen av statsbudsjettet for 2015. Mandatets utgangspunkt er dels den kraftige veksten i Statens pensjonsfond utland (SPU) som innebærer en situasjon med et stort gap opp til den etablerte 4 % banen for forventet avkastning, og dels utfordringene for norsk økonomi på kort og lang sikt. Blant disse utfordringene nevner mandatet spesielt utviklingen i petroleumsvirksomheten, det høye kostnadsnivået, høyt nivå på boligprisene og husholdningenes gjeld, høy arbeidsinnvandring, lav produktivitetsvekst, utsikter til lav fondsavkastning en periode framover, høye offentlige utgifter og økende utgifter til pensjoner, helse og omsorg som følge av aldring av befolkningen.

Utvalget ble bedt om å vurdere om det er behov for å supplere dagens retningslinjer for finanspolitikken med tilleggsregler eller ved å understreke hensyn som bør tillegges særlig vekt ved utformingen av finanspolitikken i en situasjon med stor avstand til 4-prosentbanen og muligheter for betydelige endringer i anslag for nivået på banen fra ett år til det neste.

Utvalget ble også bedt om å vurdere hvordan det innenfor rammene av retningslinjene i større grad kan tas hensyn til behovet for å fremme vekstevnen i fastlandsøkonomien. På dette området berører utvalgets mandat også andre regjeringsoppnevnte utvalg. Et eget ekspertutvalg (Børnerutvalget) skal vurdere behovet for flerårige budsjetter på utvalgte områder og et tydeligere skille mellom investeringer og drift i budsjettet. Produktivitetskommisjonen skal fremme forslag som kan styrke produktivitet og vekstevne i norsk økonomi. På denne bakgrunn valgte utvalget på dette punktet en avgrensning til å drøfte om oljeinntekter bør

¹ Takk til Arent Skjæveland og Jo Thori Lind for kommentarer til et første utkast av artikkelen.

brukes på en annen måte enn andre inntekter i budsjettet, samt kort å gjennomgå ressursbruken på de tre områdene finanskomiteen la særlig vekt på da handlingsregelen ble innført i 2001, nemlig samferdsel, utdanning og skatt.

De syv medlemmene i utvalget hadde sin bakgrunn fra akademia, LO, NHO, Norges Bank og finansnæringen, og utgjorde dermed et bredt sammensatt faglig ekspertutvalg med undertegnede som leder. Utvalgets innstilling var enstemmig med unntak av at utvalgsmedlem Knut Anton Mork hadde en særmerknad om nytten av tilleggsregler i utvalgsrapportens kapittel 10.

ETABLERING OG PRAKTISERING

Den 29. mars 2001 ble nye retningslinjer for finans- og pengepolitikken, i form av henholdsvis handlingsregelen og inflasjonsmålet, lagt frem i St.meld. nr. 29 (2000-2001). På dette tidspunktet hadde to år med kraftig oppgang i oljeprisen gitt mye høyere inntekter fra oljevirkksomheten enn tidligere ventet. Dette hadde gitt store avsetninger i det daværende Statens petroleumsfond, forløperen til SPU. Fondet ble anslått å vokse betydelig i de påfølgende årene, slik at handlefriheten i budsjettpolitikken ville øke.

I begrunnelsen for handlingsregelen la St.meld. nr. 29 særlig vekt på følgende avveininger:

- Hensynet til en jevn utvikling i det offentlige tjenestetilbudet over tid tilsier isolert sett stor tilbakeholdenhet i bruken av oljeinntekter de nærmeste to tiårene.
- Hensynet til å oppnå en stabil utvikling i økonomien over tid trekker i retning av en forholdsvis jevn innfasing av oljeinntektene.
- Hensynet til konkurranseutsatt sektor og hensynet til å unngå store omstillinger i økonomien må tillegges stor vekt. Både våre egne og andre lands erfaringer viser at for sterk bruk av oljeinntekter kan gi store omstillingskostnader og ledighetsproblemer (hollandsk syke).
- Hensynet til usikkerhet i framtidige oljeinntekter taler for stor grad av forsiktighet i bruken av dem.
- En bør ikke basere den økonomiske politikken på at skatte- og avgiftsnivået skal øke.

Etter en samlet vurdering ble retningslinjene for budsjettpolitikken basert på to hovedpunkter:

- Det må legges stor vekt på å jevne ut svingninger i økonomien for å sikre god kapasitetsutnyttelse og lav arbeidsledighet.

- Petroleumsinntektene fases gradvis inn i økonomien. Det legges til grunn en innfasing om lag i takt med forventet realavkastning av Petroleumsfondet.

Den forventede realavkastningen av fondet ble anslått til 4 pst. Det ble understreket at handlingsregelen skulle praktiseres fleksibelt. Ved særskilt store endringer i fondskapitalen eller i faktorer som påvirker det strukturelle, oljekorrigerte underskuddet fra et år til det neste, skulle endringen i innfasing av oljeinntekter fordeles over flere år, basert på et anslag på størrelsen på realavkastningen av fondet noen år fram i tid.

Regelen legger vekt på å etablere en forutsigbar og relativt jevn bane for opptappingen av bruken av oljeinntekter i budsjettet. Strengt tatt er det ikke oljeinntekter som brukes, men forventet realavkastning av et fond der man har samlet opp oljeinntekter som ikke er brukt. Dette gjør finanspolitikken robust overfor svingninger i oljeprisen. Mer varige nivåskift i oljeprisen vil over tid slå ut i størrelsen på fondet og dermed flytte banen for innfasing av oljeinntekter.

Handlingsregelen innebærer at de såkalte automatiske stabilisatorene får lov å virke, ved at bruken av oljeinntekter måles ved det strukturelle, og ikke det faktiske oljekorrigerte underskuddet. Regelen åpner også for at budsjettet kan brukes aktivt til å stabilisere den økonomiske utviklingen, men minner samtidig om at finanspolitikken her må spille på lag med pengepolitikken. Innføringen av inflasjonsmålet innebar i praksis at pengepolitikken ganske raskt fikk den uttalte rollen som «førstelinjeforsvaret» i konjunkturstyringen.

Hensynet til å følge 4-prosentbanen har hatt stor betydning for utformingen av de enkelte budsjettene i årene etter at handlingsregelen ble innført. Samtidig har det vært lagt vekt på den økonomiske situasjonen, hensynet til konkurranseutsatt sektor, de langsiktige utfordringene knyttet til aldringen av befolkningen og at konsekvensene av store endringer i fondskapitalen må fordeles ut over flere år.

De grunnleggende hensynene har i hovedsak ligget fast, og utvalget finner at disse fortsatt er godt i tråd med hva som kan trekkes ut av internasjonal faglitteratur og fra andre lands erfaringer.

Vektleggingen av ulike hensyn har endret seg med konjunktorene og med hvor stor avstanden har vært mellom 4-prosentbanen og bruken av oljeinntekter målt ved det

strukturelle, oljekorrigerte underskuddet. Utsiktene for budsjettpolitikken har svingt betydelig gjennom de årene handlingsregelen har virket. Dette skyldes dels endrede anslag for fondskapitalen, og dermed for 4-prosentbanen, og dels endrede anslag for det strukturelle, oljekorrigerte underskuddet.

Den såkalte dot.com-krisen i 2002 bidro til svak utvikling både i internasjonal og norsk økonomi. Samtidig var det ingen vekst i fondet gjennom 2002 (målt i kroner) til tross for betydelig netto tilførsel. Bruken av oljeinntekter ble etterhvert liggende betydelig over 4-prosentbanen. I lys av at fondet var forventet å øke, pekte budsjettdokumentene på uendret bruk av oljeinntekter målt i faste priser som en mulig vei tilbake til 4-prosentbanen. Den samme muligheten ble antydnet også etter finanskrisen i 2008/2009, da avstanden mellom bruken av oljeinntekter og 4-prosentbanen igjen var blitt betydelig. En slik bane innebar en svakt kontraktiv finanspolitikk inntil 4-prosentbanen var nådd, og bruken av oljeinntekter igjen kunne øke i takt med fondskapitalen.

I den motsatte situasjonen – når bruken av oljeinntekter har ligget vesentlig under 4-prosentbanen – har det ikke utkrySTALLISERT seg en like klar strategi for hvordan underskuddet skal bringes tilbake til banen. I 2007 og 2008, da fondet hadde økt kraftig og det var utsikter til at oljepengebruken vil bli liggende klart under 4-prosentbanen, ble man raskt innhentet av finanskrisen som ble møtt med kraftige tiltak i finanspolitikken. I dagens situasjon, der banen for forventet avkastning er løftet betydelig over det strukturelle underskuddet, har man i de to siste budsjettene valgt en årlig innfasing på ½ pst. av BNP for Fastlands-Norge, dvs. noe over den gjennomsnittlige innfasingen i perioden etter 2001.

Samlet sett avtegner det seg et bilde av at praktiseringen av handlingsregelen har vært innrettet mot å bringe bruken av oljeinntekter tilbake til 4-prosentbanen når det av en eller annen grunn har oppstått et avvik. Forbigående hendelser (sjokk) har slik sett blitt glattet ut ved en fleksibel praktisering av regelen. Her må det imidlertid pekes på at tilbakevendingen til 4-prosentbanen også hviler på at de negative sjokkene i ettertid har vist seg å være nettopp forbigående. Perioder med svak utvikling i fondet og/eller svake konjunkturer, har relativt raskt blitt avløst av motsvarende sterke perioder. En kan ikke regne med å være like heldig framover. Sjokk kan vedvare.

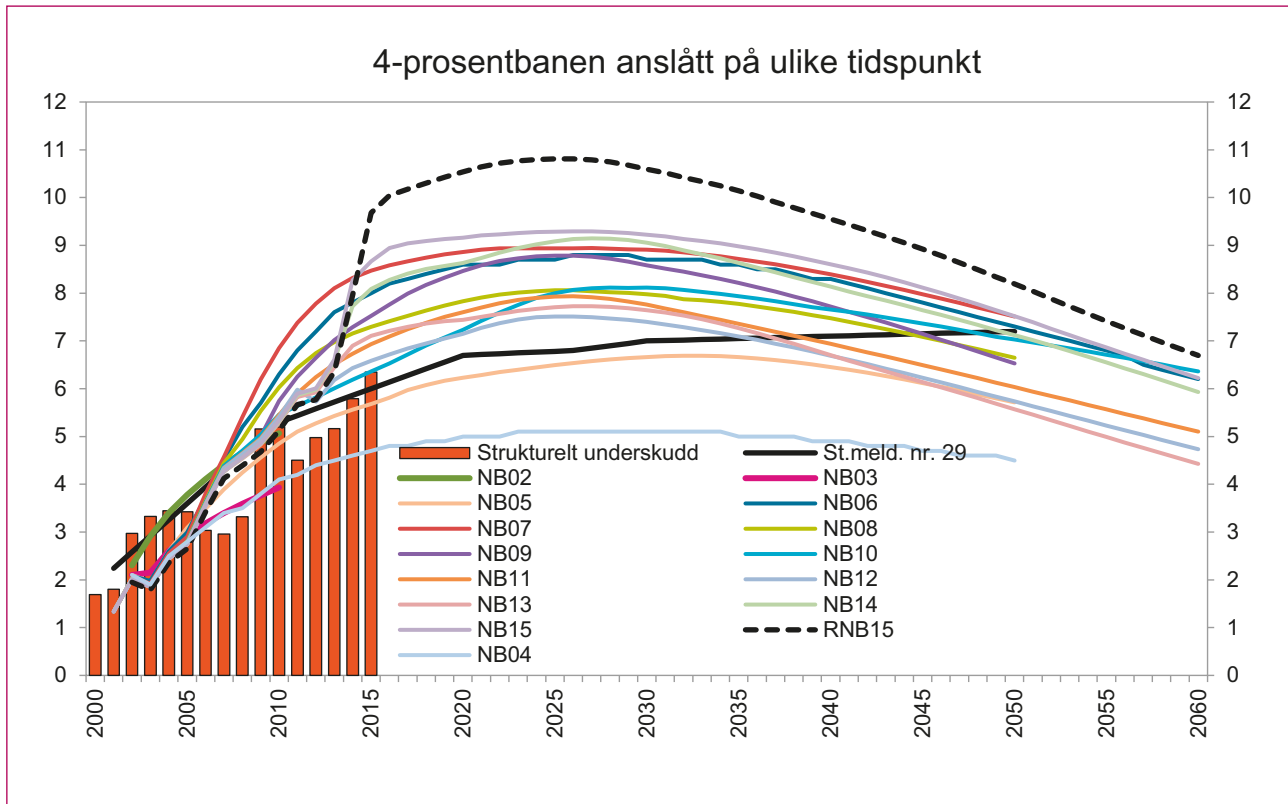
Handlingsregelen og pensjonsfondet har hatt avgjørende betydning for Norges forvaltning av oljeinntektene. Funksjonen som politisk rettesnor forutsetter at regelen er enkel å kommunisere. Skal finanspolitiske regler være nyttige for politiske beslutningstakere, må de være enkle og forståelige – ellers vil de vanskelig kunne spille noen rolle for å begrunne et finanspolitisk opplegg. En regel kan vanskelig utformes slik at den dekker over alle eventualiteter. Fjorten års erfaring viser at handlingsregelen gir rom for fleksibilitet, ved at bruken av oljeinntekter ikke mekanisk har fulgt 4 % av fondskapitalen. Dette rommet for skjønnsutøvelse har antagelig vært en styrke ved regelen.

Siden 2001 har verdiskapingen i fastlandsøkonomien blitt betydelig større enn lagt til grunn i St.meld. nr. 29 (2000-2001). Høy oljepris og vesentlig sterkere vekst i etterspørselen fra oljevirkksomheten enn antatt har forplantet seg inn i fastlandsøkonomien og gitt sterk vekst i sysselsettingen og høy reallønnsvekst. Oppgangen i sysselsettingen hadde ikke vært mulig uten et omfang på arbeidsinnvandring etter 2004 som få den gangen så for seg. Samtidig har den høye oljeprisen gitt større inntekter til Statens pensjonsfond og løftet 4-prosentbanen for forventet avkastning. Den høyere veksten i fastlandsøkonomien har vært i samme prosentvise størrelsesorden som oppjusteringen av 4-prosentbanen. Målt som andel av BNP for Fastlands-Norge har dermed bruken av oljeinntekter blitt om lag som anslått i St.meld. nr. 29 i 2001.

Gjennom perioden har anslagene for utviklingen i fondets framtidige verdi blitt revidert opp og ned en rekke ganger, avhengig av utviklingen i oljepris og petroleumsproduksjon, valutakurser og den realiserede avkastningen på fondets investeringer. Dette har gjort at vurderingen av det framtidige rommet for innfasing av oljeinntekter har endret seg, til dels betydelig, jf. figur 1.

Bruken av oljeinntekter måles ved det strukturelle, oljekorrigerte underskuddet. Erfaringer både fra Norge og andre land viser at anslaget for strukturell budsjettbalanse kan bli betydelig revidert i ettertid når mer informasjon om skatteinnngang og konjunkturforløp foreligger. Anslagene kan også revideres dersom en danner seg et annet bilde av den framtidige utviklingen i økonomien.

To forhold gjør tallfesting av strukturell budsjettbalanse for Norge særlig vanskelig. For det første har den sterke oppgangen i aktiviteten i oljenæringen de siste 45 årene gitt en vedvarende impuls til vekst i økonomien som få andre land har opplevd. Vi står nå trolig ved et vendepunkt



Figur 1: Forventet fondsavkastning. Anslag gitt på ulike tidspunkt. Prosent av trend-BNP for Fastlands-Norge.

i denne utviklingen, men både styrken og farten i en slik reversering er usikre. For det andre har arbeidsinnvandringen til Norge vært svært stor etter utvidelsen av EU i 2004, drevet av sterk vekst i etterspørselen og gode inntektsmuligheter for innvandrere i Norge. Det er usikkert hvordan arbeidsinnvandringen vil utvikle seg framover. På begge disse områdene kan vi stå overfor langvarige svingninger som det er vanskelig å fange opp i anslag for strukturell budsjettbalanse.

Har så finanspolitikken forsterket oljeboomen? Handlingsregelen, slik den ble presentert i St.meld. 29 (2000-2001), la opp til en moderat ekspansiv finanspolitikk i takt med den forventede veksten i fondet. Perioden med opptrapping av oljepengebruken har falt sammen med markert oppgang i etterspørselen fra oljenæringen, og ekspansiv finanspolitikk ble dermed en viktig drivkraft bak den langvarige konjunkturoppgangen disse årene. Hadde man latt bruken av oljeinntekter øke noe langsommere, ville dette gitt litt svakere vekst i økonomien. Sett i ettertid, med den kunnskapen om norsk økonomi en har i dag, ville en kanskje ønsket å holde igjen på andre etterspørselskomponenter i de årene etterspørselen fra oljenæringen var som sterkest. En måte å holde igjen på, ville

vært å føre en strammere finanspolitikk. Det hadde økt det gjenværende rommet for innfasing av oljeinntekter, og dermed gitt grunnlag for litt større budsjettimpulser framover. Norsk økonomi hadde trengt disse impulsene fra finanspolitikken bedre når oljeaktiviteten framover vil falle, enn i de årene der oljeaktiviteten ga sterke ringvirkninger til fastlandsøkonomien.

UTFORDRINGER

Aldring av befolkningen trekker i retning av at veksten i offentlige utgifter trolig vil være høyere enn veksten i skattegrunnlagene i en lang periode framover, med et visst forbehold for virkningen av pensjonsreformen på yrkesaktivitet blant eldre. Samtidig er det en tendens til at kostnadene øker raskere i offentlig tjenesteproduksjon enn i annen produksjon, fordi muligheten for vekst i produktiviteten ser ut til å være dårligere. Videre er det en generell erfaring at etterspørselen etter offentlige tjenester øker både i omfang og kvalitet etter hvert som inntektsnivået i samfunnet stiger.

Framskrivingene som presenteres i rapporten, tegner et bilde av et gradvis stigende langsiktig inndekningsbehov

i offentlige finanser, tallfestet til et punktanslag på vel 5 % av BNP for Fastlands-Norge i 2060. Beregningen av et slikt betydelig langsiktig inndekningsbehov er rimelig robust overfor alternative forutsetninger. Den nøyaktige størrelsen på inndekningsbehovet er imidlertid avhengig av utviklingen i bl.a. oljepris, fondsavkastning, arbeidstilbud og produktiviteten i offentlig tjenesteproduksjon.

Slik tallene nå står, vil en mekanisk tilpasning til 4-prosentbanen innebære at en først planmessig øker bruken av oljeinntekter relativt til verdiskapingen i økonomien, for så like planmessig reduserer den igjen, jf. figur 2. Oppdaterte anslag tyder på at 4-prosentbanen i referansealternativet allerede kan ha nådd toppen, og at den fra rundt 2030 vil peke nedover, jf. den stiplede svarte linjen. Å la bruken av oljeinntekter gå raskt opp til 4-prosentbanen, vil gi et ustabilt økonomisk forløp og en ujevn utvikling i det offentlige tjenestetilbudet og i skattene. Det vil også medføre unødige næringsomstillinger.

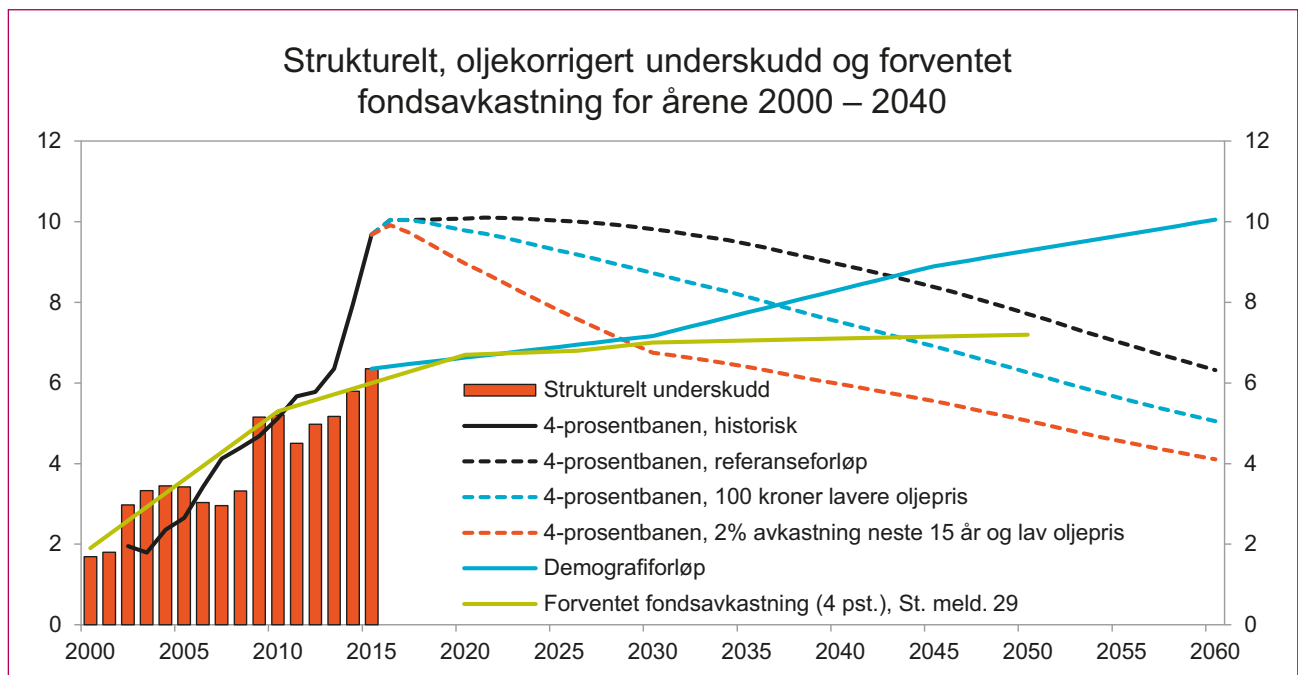
Gitt nåværende anslag vil da en periode med økt bruk av oljeinntekter snart bli avløst av mange år med en gradvis, men vedvarende reduksjon av bruken av oljepenger sett i forhold til størrelsen på fastlandsøkonomien. Det gjenværende rommet for økt bruk av oljeinntekter vil være

brukt opp lenge før veksten i utgifter til pensjoner, helse og omsorg tar til for alvor, jf. demografiforløpet i figuren som viser konsekvensene for det strukturelle, oljekorrigerte underskuddet av en videreføring av dagens velferdsordninger. Å skjære gjennom den midlertidige toppen i 4-prosentbanen framstår som en mer stabilitetsorientert bane for finanspolitikken. Selv om dette kan gi et ganske langvarig avvik fra 4-prosentbanen, gir det grunnlag for en jevnere utvikling i velferdsordninger og skatter. En mer forsiktig innfasing nå innebærer at man ikke trenger å stramme fullt så kraftig til i finanspolitikken når utgiftene til pensjoner, helse og omsorg for alvor skyter fart.

Bildet så ganske annerledes ut da handlingsregelen ble innført i 2001. Den utviklingen en da så for seg i pensjonsfondet, ville gi en gradvis økning i bruken av oljeinntekter i hele perioden fram til 2050, jf. den grønne linjen i figuren. Hovedforklaringen på at bildet har endret seg så markert, er sterkere vekst i verdiskapingen enn lagt til grunn i 2001.

Oppjusteringen av 4-prosentbanen gjennom de siste par årene har også sammenheng med høy avkastning i fondet, særlig sammenliknet med utviklingen under finanskrisen i 2008. Videre har høy oljepris bidratt til et betydelig påfyll av kapital i fondet.

Figur 2: Strukturelt, oljekorrigert underskudd, demografiforløp og forventet fondsavkastning. Prosent av trend-BNP for Fastlands-Norge



Anslaget for utviklingen framover er ikke basert på vide-reføring av en så høy avkastning eller en så høy oljepris som vi har hatt de siste årene. Men utviklingen kan også bli svakere enn i dette referanseforløpet, og figuren gir flere eksempler på dette. Den blå linjen viser et alternativ der oljeprisen er 100 kroner lavere per fat, tilsvarende en langsiktig pris på om lag 57 dollar fatet. Nedgangen i 4-prosentbanen kommer da raskere og blir brattere enn i referanseforløpet. Utviklingen i oljeprisen de siste månedene kan peke i enda svakere retning enn lavprisalternativet.

En strategi der vi skjærer gjennom midlertidige topper, vil også gjøre oss mindre sårbare for fall i internasjonale finansmarkeder. Erfaringene viser at vi må regne med slike år fra tid til annen. I rapporten argumenteres det for at vi må vente en lavere fondsavkastning enn 4 % de nærmeste 15 årene. På samme måte som lavere oljepris bidrar dette til at nedgangen i 4-prosentbanen kommer raskere og blir brattere, jf. den oransje stiplete linjen i figur 2. Utvalgets vurdering er at det er gode grunner til å vente en lavere realavkastning av fondet de nærmeste 10-15 årene, først og fremst pga. de svært lave obligasjonsrentene.

De siste ti årene har flere forhold bidratt til å heve veksten i fastlandsøkonomien. Prisene på olje og annen eksport har gitt oss høye inntekter, mens importprisene har vært lave. Økt aktivitet på norsk sokkel har gitt sterke impulser inn i fastlandsøkonomien. I husholdningene har det vært en lånebølge understøttet av lave renter, samtidig som boligprisene har økt raskt. Etterspørselen i økonomien er også trukket opp av stigende bruk av oljeinntekter over statsbudsjettet, samt rask gjeldsvekst i kommunene. Vi kan ikke forvente at norsk økonomi får samme drahjelp i årene som kommer.

Norsk økonomi ser nå ut til å være på vei over i en mellomperiode der etterspørselen fra norsk sokkel målt som andel av BNP for Fastlands-Norge går ned, mens handelsregelen gir rom for å øke bruken av oljeinntekter i ytterligere noen år. Fram mot 2020 dempes nedgangen i oljeaktiviteten av den planlagte utbyggingen av Johan Sverdrup-feltet. Lavere aktivitet på norsk sokkel vil kreve omstillinger i fastlandsøkonomien siden norsk næringsliv må vende seg mot nye markeder. Det kan gi forbigående høyere ledighet som følge av at det kan ta litt tid å finne sysselsetting i nye bransje og bedrifter. Pengepolitikken er den første forsvarslinjen mot en svakere økonomisk utvikling. Lavere rente vil isolert sett gi en svakere krone, som vil medvirke til de nødvendige omstillingene. Ekspansiv finanspolitikk er ikke svaret når hovedutfordringen er å

styrke konkurranseutsatt sektor, og særlig ikke så lenge det fortsatt er handlefrihet i pengepolitikken.

Omstillinger som følge av lavere etterspørsel fra norsk sokkel vil bli mer krevende hvis det skjer i en periode med innstramminger i finanspolitikken fordi også bruken av oljeinntekter avtar som andel av verdiskapingen i fastlandsøkonomien. Et slikt sammenfall av negative impulser fra finanspolitikken og redusert aktivitet på norsk sokkel kan inntreffe utover på 2020-tallet dersom en på kort sikt får en rask innfasing av oljeinntektene, f.eks. i et forsøk på å holde arbeidsledigheten svært lav gjennom en omstillingsperiode. Ved å strekke innfasingen ut i tid blir den forventede banen for bruk av oljeinntekter framover jevnere og bedre tilpasset utviklingen i økonomien. Det kan lette en gradvis omstilling til annen eksportrettet virksomhet. På den måten kan vi unngå unødige store omstillinger i norsk økonomi på et senere tidspunkt.

TILLEGGSGREGLER

Slik situasjonen nå ser ut, bør bruken av oljeinntekter etter utvalgets vurdering ligge under 4-prosentbanen i mange år framover. En rask tilbakevending til denne banen, slik den nå anslås, ville ikke støttet opp under en stabil og balansert utvikling i norsk økonomi. Videre er det flere hensyn som trekker i retning av at en bør gå mer gradvis fram i innfasingen av oljeinntektene enn i perioden fra 2001 og fram til i dag. Kostnadene ved en aldrende befolkning anslås å tilta for alvor først om rundt 15 år, lenge etter at 4-prosentbanen ventes å ha passert toppen. Forløpet for 4-prosentbanen har endret seg markert siden 2001, og anslås nå etter hvert å avta som andel av verdiskapingen i økonomien. Hensynet til en jevn utvikling i det offentlige tjenestetilbudet og i skattenivået tilsier derfor stor tilbakeholdenhet i innfasingen av oljeinntekter det neste tiåret. Dersom bruken av oljeinntekter trappes raskt opp til 4-prosentbanen, vil bruken av oljeinntekter nå toppen lenge før utgiftene knyttet til aldringen av befolkningen for alvor starter å øke. Det vil bli krevende. Utsikter til avtakende etterspørselsimpulser fra norsk sokkel tilsier også at vi vil ha større glede av å strekke innfasingen ut i tid. En forsiktig innfasing gir i tillegg en sikkerhetsmargin i forhold til usikkerhet om avkastningen av pensjonsfondet, om framtidige oljeinntekter og om den videre utviklingen i norsk økonomi.

I en situasjon med stor avstand til 4-prosentbanen bør finanspolitikken gis en forankring på kort og mellomlang sikt som ivaretar de grunnleggende hensynene som er drøftet ovenfor, i tillegg til den langsiktige forankringen

som ligger i 4-prosentbanen. Utvalget har i samsvar med mandatet vurdert om en tilleggsregel til dagens retningslinjer kan være til hjelp i en situasjon der avstanden til 4-prosentbanen er stor. Utvalget har vurdert seks mulige utforminger av slike tilleggsregler:

- I. Å glatte innfasingen kombinert med retningslinjer om maksimal budsjettimpuls i en normal konjunktursituasjon.
- II. Å holde bruken av oljeinntekter uendret på dagens nivå målt som andel av verdiskapingen i fastlandsøkonomien.
- III. Å la bruken av oljeinntekter følge økningen i demografikostnadene.
- IV. Å redusere uttaket fra fondet de nærmeste 15-20 årene for eksempel til 3 % av fondskapitalen.
- V. Å glatte beregningsgrunnlaget for 4-prosentbanen.
- VI. Å knytte bruken av oljeinntekter til bokførte inntekter i fondet.

Fordeler og ulemper ved disse mulige tilleggsreglene er drøftet under alternative forutsetninger om den økonomiske utviklingen framover. Ingen av de seks vurderte tilleggsreglene vil kunne praktiseres mekanisk. Til det er usikkerheten om utviklingen både i fondet, oljeprisen og andre økonomiske størrelser for stor. En tallfestet tilleggsregel som gir relevante og gode svar for alle tenkelige økonomiske forløp, vil neppe være mulig å lage. Det tilsier at det fortsatt bør være rom for fleksibilitet i anvendelsen av handlingsregelen.

Utvalget mener at det *ved avvik fra 4-prosentbanen bør stakes ut en tydelig kurs for tilbakevending som formidles i budsjettokumentene*. Dette har vært gjort i situasjoner der bruken av oljeinntekter har ligget over 4-prosentbanen, men gjøres i liten grad i dag.

Flertallet i utvalget mener at *tilleggsreglene kan være til nytte for de helhetlige vurderinger av ulike hensyn som må gjøres når man staker ut en kurs for tilbakevending til 4-prosentbanen*.² I dagens situasjon, og slik utsiktene framover nå ser ut, trekker alle viktige hensyn i retning av å gå mer varsomt fram med innfasing av oljeinntekter enn fra 2001 og fram til nå. Det vil bidra til at fasen der bruken av oljeinntekter øker kan strekkes ut over en lengre periode. Figur 3

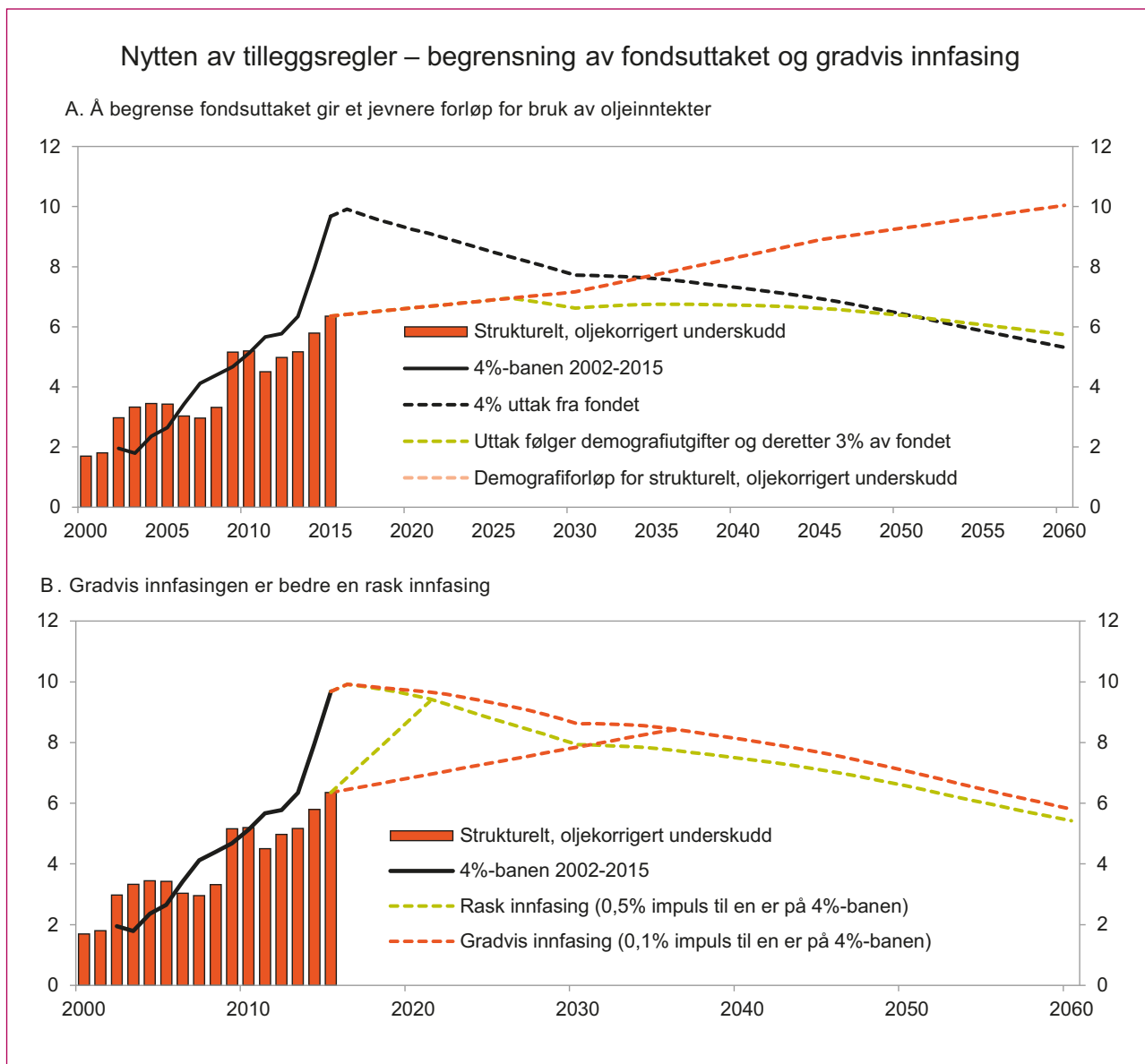
² Utvalgsmedlem Knut Anton Mork har en særmerknad til denne delen av rapporten (kapittel 10). Mork mener at planen om å utsette oljepegebruken vil innebære en urimelig overføring fra dagens generasjoner til framtidige. Han anfører videre at eventuelle tilleggsregler for å vende tilbake til handlingsregelen fortrinnsvis bør utformes i konteksten av flerårsbudsjettering.

illustrerer hvordan særlig to av tilleggsreglene vil være nyttige å se hen til når det skal stakes ut en slik kurs:

- *Begrense uttaket fra fondet for en periode framover*. Dermed unngår vi at bruken av oljeinntekter først øker kraftig som andel av verdiskapingen i fastlandsøkonomien, for deretter å måtte reduseres igjen. Ved å begrense uttaket blir forløpet for bruken av oljeinntekter bedre tilpasset de økte utgiftene til pensjoner, helse og omsorg som følger av aldringen av befolkningen. Disse utgiftene vil først begynne å øke for alvor rundt 15 år fra nå, jf. panel A i figur 3. For å unngå et umiddelbart hopp i bruken av oljeinntekter er det i figuren lagt til grunn en gradvis opptrapping til 3-prosentbanen, om lag i takt med de økte demografikostnadene.
- *Gradvis innfasing*. I alternativet med rask innfasing i panel B i figur 3, økes bruken av oljeinntekter som andel av fastlands-BNP med 0,5 prosentenheter per år, mens den i alternativet med gradvis innfasing økes med 0,1 prosentenhet per år. Selv med en innfasing på 0,1-0,2 prosentenheter av fastlands-BNP vil bruken av oljepenger hvert år kunne øke med 5-8 mrd. kroner, målt i faste kroner omregnet med statsbudsjettets utgiftsdeflator. Tilleggsregelen om gradvis innfasing setter en grense for hvor raskt bruken av oljeinntekter bør trappes opp i en situasjon der bruken av oljeinntekter ligger under 4-prosentbanen og økonomien er i en normal konjunktursituasjon.

Med begge reglene må det for det enkelte år også tas hensyn til konjunktursituasjonen.

En må være forberedt på at forløpene som er illustrert i dette kapitlet, kan bli vesentlig endret, selv innenfor en forholdsvis kort tidshorisont. Ved store endringer i 4-prosentbanen vil de to tilleggsreglene kunne få ulike egenskaper. Regelen om gradvis innfasing kan bidra til å håndtere store svingninger i 4-prosentbanen, ved at innfasingen holdes innenfor en grense. Regelen om begrenset uttak vil i første rekke trekke i retning av å holde igjen på bruken av oljeinntekter, slik at vi unngår at bruken av oljeinntekter først øker kraftig som andel av verdiskapingen i fastlandsøkonomien, for deretter å måtte reduseres igjen. Det vil gi et forløp for bruken av oljepenger som er bedre tilpasset de økte utgiftene som følger av den demografiske utviklingen. Samtidig vil utvalget understreke at utfordringene i offentlige finanser som følge av aldringen av befolkningen i all hovedsak må løses gjennom reformer som gjør velferdsordningene bærekraftige over tid.



Figur 3: Nytten av tilleggsregler

Samlet sett mener utvalget at det i dagens situasjon, der bruken av oljeinntekter ligger vesentlig lavere enn 4-prosentbanen og hvor det er stor usikkerhet om fondsavkastning og oljepris, bør legges opp til å gå mer gradvis fram i innfasingen av oljeinntektene i årene som kommer, enn i perioden etter 2001 og fram til i dag.

VEKSTEVNEN

Da handlingsregelen ble innført i 2001, la Stortingets finanskomité vekt på at handlingsrommet fra innfasingen av oljeinntektene måtte brukes til å øke vekstevnen i norsk økonomi. Skatte- og avgiftspolitikken, infrastruktur,

forskning og utdanning ble trukket fram som eksempler på områder som var viktige for å få til en mer velfungerende økonomi. Samtidig la komiteen vekt på effektiv ressursbruk i offentlig sektor, og understreket at oljeinntektene ikke måtte bli en unnskyldning for å la være å gjennomføre nødvendige systemreformer.

Det overordnede bildet er at Norge har lyktes forholdsvis godt med å ta vare på ressursene i fastlandsøkonomien i årene etter 2001, samtidig som de løpende inntektene fra olje og gass har vært på sitt høyeste. Pensjonsfondet har gjort oss i stand til å skille opptjeningen av oljeinntektene fra bruken av dem. Handlingsregelen har lagt til rette for

en gradvis opptrapping og bærekraftig bruk av oljeinntekter over statsbudsjettet, samtidig som det har vært lagt vekt på å bidra til god kapasitetsutnyttelse og lav arbeidsledighet. En stabil økonomisk utvikling er en viktig forutsetning for økonomisk vekst. Samtidig er yrkesdeltakelsen høy, arbeidsledigheten lav, og arbeidslinjen er holdt fast som prinsipp for våre velferdsordninger. Det er gjennomført en pensjonsreform som gjør de offentlige finansene mer robuste mot økning i levealderen.

Også framover er det viktig at vi ikke bruker oljepengene til å støtte opp om pensjons- og trygdeordninger som ikke er bærekraftige over tid. Høy arbeidsinnsats er viktig for å finansiere offentlige utgifter til bl.a. velferd og helse. Hvis arbeidsinnsatsen i samfunnet ble redusert med 10 pst., fordi flere ble stående utenfor det betalte arbeidslivet, ville det redusere Norges nasjonalformue med et like stort beløp som den samlede petroleumsformuen i bakken og i Statens pensjonsfond utland. Arbeidslinjen bør derfor fortsatt ha stor vekt i den økonomiske politikken, og nødvendige systemreformer bør gjennomføres uavhengig av oljeinntektene.

Prioriteringene i offentlige budsjetter kan bidra til å støtte opp under økonomiens vekstevne. Områdene som finanskomiteen i 2001 løftet fram i sin innstilling i så måte viktige. Samtidig finner Produktivitetskommisjonen og skatteutvalget at ressursbruken på disse områdene kunne vært mer effektiv. For vekstevnen er det viktig at ressursene brukes effektivt på alle budsjettområder.

Utvalgets vurdering er at øremerking av oljeinntektene til bestemte formål ikke vil bidra til effektiv ressursbruk og høyere vekst. På samme måte bør vi unngå oppstillinger eller andre særordninger som i praksis gir karakter av øremerking. Handlingsregelen er en retningslinje for bruk av oljeinntekter, og den bør etter utvalgets vurdering ikke få som tilleggsoppgave å bidra til at offentlige ressurser brukes til bestemte formål. Det er flere grunner til dette:

- I praksis er det svært krevende å skille ut bevilgninger som støtter opp under framtidig vekst fra andre budsjettformål. Den tekniske avgrensingen mellom drift og investeringer i offentlige budsjett og regnskap er lite egnet som rettesnor.
- Et slikt skille vil fragmentere budsjettet og gjøre det vanskelig å få til en god og helhetlig prioritering av offentlige utgifter og inntekter. Det kan svekke vår evne til å legge til rette for en stabil utvikling i norsk økonomi og vil også øke presset på andre deler av budsjettet, som helse, politi og rettsvesen.

- Ressursbruken i offentlig forvaltning bør vurderes samlet, uavhengig av om den er finansiert med skatteinntekter, oljeinntekter eller andre inntekter.

Handlingsregelen har gitt et ankerfeste for finanspolitikken. Det er en styrke at regelen er forholdsvis enkel. Det er også en styrke at den har hatt bred politisk oppslutning, noe som bl.a. skyldes at den legger føringer på balansen i budsjettet, men ikke på nivået av offentlige utgifter. Det er ulike syn på offentlig forvaltnings rolle og velferdsstatens oppgaver. I tråd med dette har skiftende regjeringer supplert regelen med ulike ambisjoner for nivået på skatter og avgifter. Det vil være krevende å få bred politisk oppslutning om en tilleggsregel som legger eksplisitte føringer for skattenivået og hvilke formål offentlige utgifter skal dekke. Framtidige Storting vil trolig i mindre grad føle seg bundet av slike føringer. Et slikt tillegg ville også gjort handlingsregelen mer kompleks og vanskeligere å kommunisere.

En bedre ressursbruk krever at det legges mer vekt på resultater enn bevilgninger. Det er den beste måten man kan følge opp finanskomiteens råd om å bruke offentlige ressurser effektivt og slik at de støtter opp under framtidig vekst. Det krever et godt grunnlag for beslutninger hvor det tas høyde for usikkerhet og legges til rette for at resultatene av tiltak kan etterprøves, særlig ved innføring av reformer. For investeringer bør det legges stor vekt på samfunnsøkonomisk nytte. Nivået på offentlige utgifter i Norge er allerede høyere eller på linje med nivået i andre land, også på områder som samferdsel og kunnskap.

I strukturpolitikken er det mange uløste oppgaver. Å ta tak i disse blir viktig i en situasjon der veksten i produktiviteten har falt noe tilbake, aktiviteten på norsk sokkel ser ut til å avta og aldringen av befolkningen gradvis vil utfordre bærekraften i våre offentlige finanser.

14 000 MINDRE PER MÅNED – GÅR DET BRA?

Blir du arbeidsufør kan du vente å få en betydelig reduksjon i inntekten. Er du offentlig ansatt og medlem i Statens Pensjonskasse kan du få uførepensjon på opptil 69 % av din ordinære inntekt, pluss et kronetillegg på opptil 25 % av grunnbeløpet. I det private næringsliv har noen arbeidsgivere liknende ordninger, mens mange andre har vesentlig dårligere.

Gjennomsnittslønn for alle medlemmer i statlig sektor er kr 600 000. Det gir ca. kr 437 000 i uførepensjon. Dette innebærer en inntektsreduksjon på over kr 163 000 i året, nærmere kr 14 000 per måned.

De faste kostnadene blir ikke redusert om du blir ufør; husleie, lån og alle andre utgifter skal betales som før. Kanskje du bør regne over om inntekter og utgifter balanserer, om uførheten skulle ramme deg?

Uføreforsikring

Gjennom Samfunnsøkonomforsikringen kan du kjøpe rimelig uføreforsikring. Vi tilbyr uførekapitaldekning på 12 G, 22 G eller 30 G som gir en engangsutbetaling dersom du blir minst 50 % varig ufør.

I tillegg tilbyr vi uførerente på 1 G eller 2 G per år, som kommer til utbetaling dersom du har vært minst 50 % arbeidsufør i 12 måneder sammenhengende. Uførerenten gir en månedlig utbetaling i inntil 4 år.

Prisen for tilsvarende forsikringer direkte i forsikringsselskapene er ca. 5 ganger høyere enn gjennom Samfunnsøkonomenes kollektive avtale.

PRISEKSEMPLER FOR MEDLEM	30 ÅR	40 ÅR	50 ÅR
UFØREKAPITAL 12 G / 22 G / 30 G	401 / 736 / 1 004	685 / 1 282 / 1 760	1 889 / 3 463 / 4 722
UFØRERENTE 1 G / 2 G	425 / 850	679 / 1 358	1 256 / 2 512

1 G = kr 90 068

Viktig melding til deg som er ung!

Det er lurt å kjøpe forsikring mens man er ung og frisk.

Prisen er veldig lav for yngre personer, samt at konsekvensen ved å bli ufør i ung alder ofte er mye større enn når man blir eldre og har romsligere økonomi. Som ung og ufør mister du også flere år med arbeidsinntekt enn når du er eldre. I tillegg er det viktig å kjøpe uføreforsikring for man får noen lidelser, som f.eks. vond rygg. Har du problemer med ryggen når du vil kjøpe forsikringen, får du fort en reservasjon i forsikringen mot uførhet oppstått pga. av ryggglidelser.

Ta kontakt! Samfunnsøkonomforsikringen gir deg råd om hva slags forsikring du bør ha.



GEIR H. M. BJERTNÆS
Forsker, Statistisk Sentralbyrå

Skatteutvalget og utfordringene framover

Scheel-utvalget foreslår bl.a. å redusere selskaps- og kapitalinntektsskatten fra 27 til 20 prosent. Utvalget foreslår også en skatt på uttak av utbytte på 41 prosent utover normalavkastningen, som skal forhindre skatteomgåelse ved at arbeidsinntekt føres som kapitalinntekt. Denne artikkelen stiller spørsmål ved det empiriske grunnlaget for å redusere selskapsbeskatningen i Norge. Artikkelen argumenterer også for at konsekvensene av en så høy utbytteskatt på eksempelvis den økonomiske veksten kan være negativ, og bør utredes mer inngående. Det pekes også på momenter ved skatteomgåelse som støtter en lavere utbytteskatt.

1. INTRODUKSJON

Skatteutvalgets innstilling (NOU 2014: 13, Kapitalbeskatning i en internasjonal økonomi) inneholder mange gode og interessante forslag. Utvalget foreslår bl.a. å redusere selskaps og kapitalinntektsskatten til 20 prosent. Dette skal implementeres ved at skatt på alminnelig inntekt, som omfatter selskaps- og kapitalinntekter, reduseres fra 27 til 20 prosent. Dette kombineres med en ny progressiv skatt på personinntekt som også erstatter toppskatten, samt en skatt på 41 prosent på uttak av utbytte utover normalavkastningen. Skatten på uttak av utbytte tilpasses slik at det ikke er mulig å spare skatt ved å oppgi arbeidsinntekt som kapitalinntekt. Utvalgets utredning inneholder helhetlige og gjennomtenkte forslag som gir gunstige fordelingsvirkninger ifølge utvalgets beregninger. De samfunnsøkonomiske kostnadene forbundet med beskatning

reduseres også som følge av redusert selskapsbeskatning, se bl.a. Bjertnæs (2015). Denne artikkelen diskuterer modifikasjoner av forslaget om redusert selskapsskatt og økt utbytteskatt, særlig med vekt på mulige konsekvenser for økonomisk vekst. Artikkelen gir ikke utfyllende svar på problemstillingen som tas opp, men forsøker heller å påpeke kunnskapen som mangler for å gi et mer helhetlig bilde av utvalgets forslag. Det pekes også på mulige løsninger på enkelte av problemene som diskuteres.

2. DET EMPIRISKE GRUNNLAGET FOR Å REFORMERE SELSKAPSSKATTEN

I utvalgets mandat spørres det om Norge står overfor utfordringer gjennom globaliseringen av selskapsstrukturen. Det empiriske belegget for dette spørsmålet synes ikke helt

overbevisende. Er det f.eks. slik at Norge står ovenfor massiv kapitalflukt hvis dagens skattesystem opprettholdes? Risikerer Norge dermed å prise seg ut av kapitalmarkedet med høy beskatning? Kan vi forvente et økende omfang av internasjonal skatteplanlegging? Hva er en realistisk utvikling i skatteproveny fra den norske selskapsbeskatningen hvis dagens skattesystem opprettholdes? Dette er så grunnleggende premisser for hele utvalgets arbeid at en mer omfattende diskusjon av disse spørsmålene ville vært på sin plass.

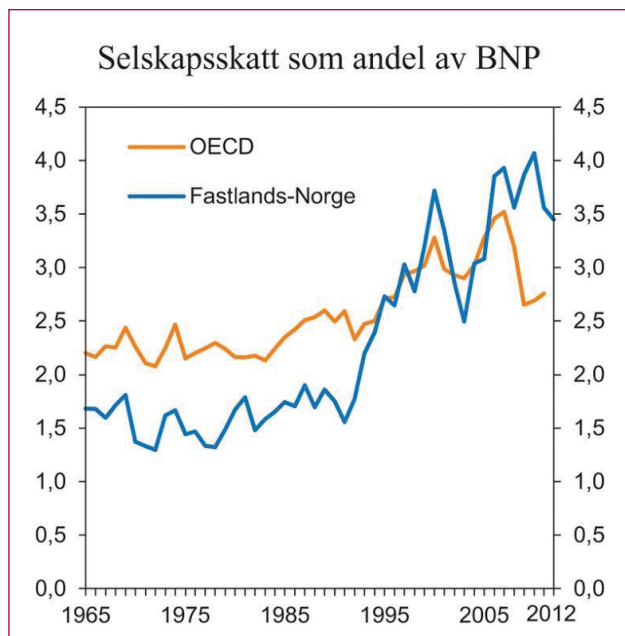
Utvalget diskuterer i kapittel 4 historiske utviklingstrekk knyttet til skattemotivert kapitalflukt i Norge og andre land. Faresignalene ser imidlertid ikke ut til å være overhengende. I figur 1 under (hentet fra samme NOU) ser vi at skatteproveny fra bedriftsbeskatningen som andel av BNP har økt i Norge siden 1990, og at økningen har vært sterkere enn i OECD landene. Samtidig viser figur 2 (som også er hentet fra samme NOU) at skattesatsen i Norge har vært konstant siden 1992, mens skattesatsene i OECD har falt gradvis siden 1990-tallet. Dette må bety at selskapsskattegrunnlaget har økt mer enn BNP i Norge i denne perioden. Konstant skattesats i Norge og fallende skattesatser i OECD, i kombinasjon med en slik vekst i

selskapsskattegrunnlaget i Norge, indikerer at omfanget av overskuddsflytting er begrenset for Norge sin del. I motsatt fall skulle vi observert fallende selskapsskattegrunnlag som følge av den avvikende og i de siste årene høye norske selskapsskattesatsen. Økningen i skattegrunnlaget kan også forklares av andre faktorer, som f.eks. at arbeidsinntekt i økende grad ble ført som økt overskudd ved å rapportere lave lønnskostnader.

Utlendingers direkte investeringer i Norge har vokst kraftig, og mer enn fordoblet seg de siste 10 årene, ifølge tall fra Statistisk sentralbyrå, se Figur 3. Globalisering av selskapsstrukturen, utviklingen i oljerelaterte næringer, samt gode tider i Norge har trolig bidratt til denne utviklingen. Den norske selskapsskatten har ikke skremt bort alle utenlandske investorer. Utvalget argumenterer for at lavere effektive skattesatser i Danmark og Sverige kan føre til at investeringer kanaliseres til disse landene istedenfor til Norge. Det vises imidlertid ikke til studier som dokumenterer at en slik sammenheng er empirisk viktig.

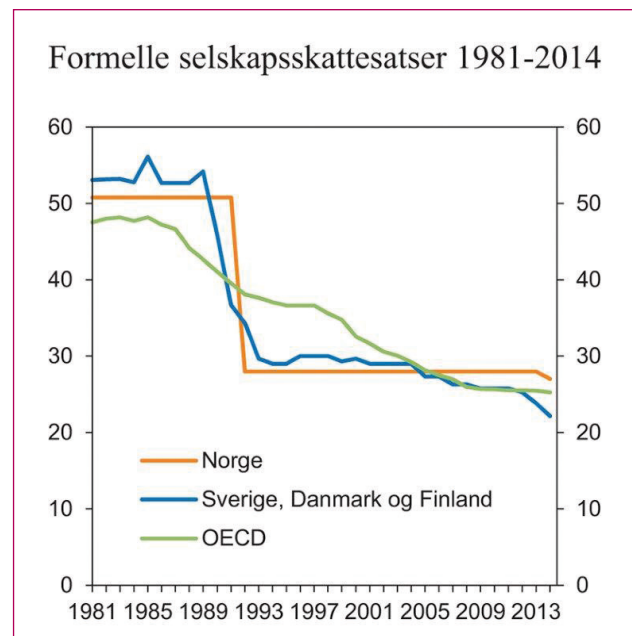
De empiriske observasjonene som nevnes ovenfor gir ingen god begrunnelse for å redusere selskapsskatten som utvalget foreslår. Både utlendingers direkte investeringer

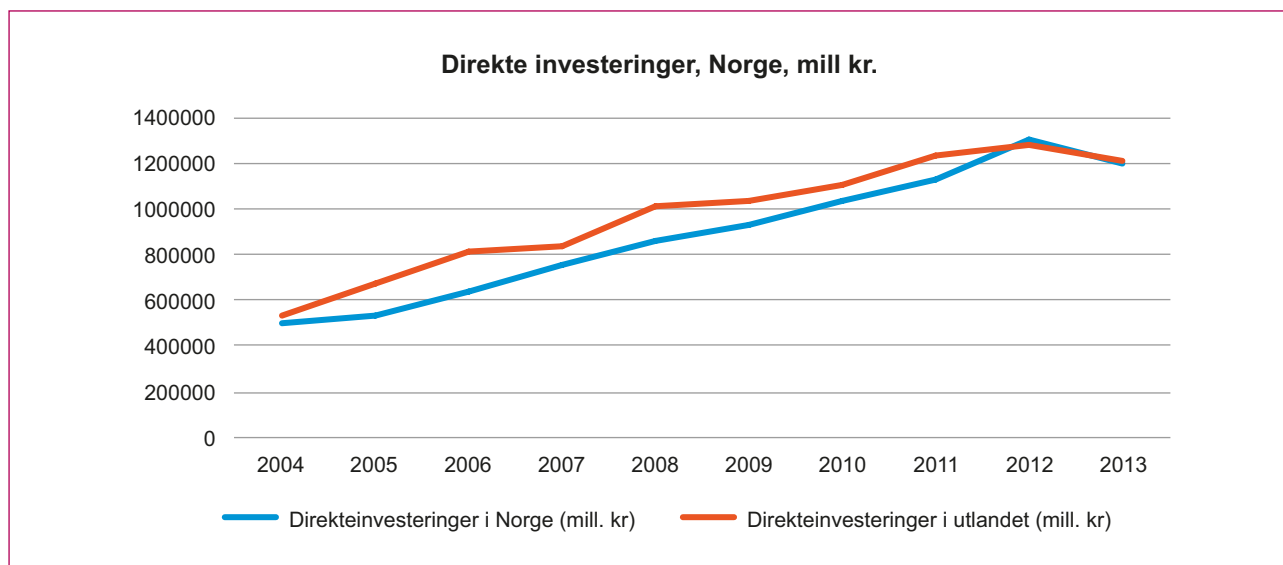
Figur 1 Selskapsskatt som andel av BNP i OECD og Fastlands-Norge. 1965–2012 (tall for OECD kun til og med 2011)



Kilde: OECD og NOU: 2014: 13.

Figur 2 Formelle selskapsskattesatser i utvalgte land i perioden 1981–2014. Prosent





Figur 3 Direkte investeringer foretatt av utlendinger i Norge, samt direkte investeringer foretatt av Norge i utlandet for årene 2004-2013. Tall fra Statistisk Sentralbyrå.

i Norge, samt skatteprovenyet fra selskapsbeskatningen utvikler seg i riktig retning. Bildet kompliseres av trender i kapitalavkastningsrater, nasjonale skattereformer, samt nasjonale og internasjonale konjunkturer. Grundigere empiriske analyse av disse sammenhengene kunne bidra med kunnskap om omfanget av overskuddsflytting og kapitalflukt ut av Norge, og eventuelt også av hvilke typer virksomheter og næringer som er mer tilbøyelige til å foreta og rammes av slike disposisjoner. Slik kunnskap ville også kunne danne et bedre grunnlag for mer målrettede tiltak.

3. KONSEKVENSER FOR ØKONOMISK VEKST

Utvalget drøfter konsekvenser av endringer i de forskjellige typene beskatning for den økonomiske veksten. Budskapet er at konsumrelaterte skatter og skatt på bolig i liten grad påvirker veksten, mens skatt som legges på bedriftene bidrar til å redusere veksten. Utvalget mener dermed at en provenynøytral kombinasjon av redusert bedriftsbeskatning og økt konsumrelatert beskatning stimulerer den økonomiske veksten. Dette resonnementet krever at det er en sammenheng mellom redusert bedriftsbeskatning og den økonomiske vekstraten. Avsnittene nedenfor inneholder en kritisk drøfting av denne sammenhengen.

Sammenhengen mellom beskatning av selskaper og omfanget av realinvesteringer er sentral i utvalgets arbeid. Utvalget baserer seg delvis på skatteteori for små åpne økonomier, og delvis på en metaanalyse som beregner effekten på investeringer vha. en regresjonsanalyse av

resultatene fra et stort antall empiriske studier. Med dette som utgangspunkt kommer utvalget fram til at realinvesteringene vil øke med minst 6 prosent, og at dette vil stimulere den økonomiske veksten. Utvalget skiller imidlertid ikke mellom midlertidig økninger i investeringene, som bygger opp kapitalbeholdningene til et høyere nivå, og økninger i investeringene som vedvarer over tid. I flere klassiske teoriene om økonomisk vekst påvirkes ikke den langsiktige økonomiske vekstraten av insentiver som stimulerer investeringer. I Solow-modellen fører insentiver som stimulerer investeringer til en midlertidig vekst i BNP per innbygger som følge av mer kapital per arbeider. Den langsiktige vekstraten blir ikke påvirket i denne modellen. I standard endogene vekstmodeller bestemmes den langsiktige økonomiske vekstraten av FoU-investeringer, som igjen er bestemt av optimerende aktører. Redusert bedriftsbeskatning kan bare stimulere den langsiktige økonomiske vekstraten ved at FoU-investeringene øker. I learning by doing-modeller kan økte investeringer stimulere den langsiktige økonomiske veksten hvis læringseffektene er betydelige også på lang sikt. Politikk som stimulerer fremvekten av næringer med høyere vekstrate vil også øke den langsiktige vekstraten. Jones har imidlertid argumentert for at den globale vekstraten vil avta på lang sikt pga. avtakende kunnskapsakkumulasjon.

Store deler av produktivitetsveksten i Norge stammer fra utenlandsk FoU, og påvirkes ikke av den norske politikken, se Keller (2004) som finner at mer enn 90 prosent av produktivitetsveksten stammer fra utlandet for

de aller fleste land. Geniale norske oppfinnelser som gir høy avkastning blir dessuten lønnsomme uavhengig av offentlige virkemidler. En empirisk evaluering av skattefunn-ordningen viste at omfanget av patenter ikke ble påvirket, men at ordningen økte omfanget av produktlanseringer, samt bidro til å forbedre produksjonsprosesser, se Cappelen m.fl. (2008). Denne argumentasjonen tilsier at mulighetene for å påvirke den langsiktige økonomiske vekstraten er begrenset for Norge sin del. Skatteendringer kan allikevel ha en viss effekt på den langsiktige økonomiske vekstraten. Selv en beskjeden endring i vekstraten vil gi store utslag i BNP på lang sikt.

3.1. Utbytteskatten

Skattefunn-evalueringen påviste at ordningen stimulerte til mer FoU. Utvalget sitt forslag om økt utbytteskatt vil også ramme avkastningen av FoU-investeringer. Jeg kan ikke se at utvalget har drøftet konsekvenser av økningen i utbytteskatten fra 27 til 41 prosent for den økonomiske veksten.

Privat FoU foretas bl.a. av nystartede små enkeltpersonforetak, som utvikler et nytt produkt. Det kreves ofte vesentlige investeringer i en startfase, som belaster likviditeten. En stor andel mislykkes, og kommer aldri i skatteposisjon. De få som virkelig lykkes får gjerne en avkastning lagt over normal avkastning. Utbytteskatten vil dermed redusere avkastningen etter skatt av slike FoU-investeringer i den grad det tas ut utbytte for å finansiere privat konsum. Beholdes avkastningen i bedriften, og dette fører til en økning i bedriftens verdi, må personlige aksjonærer betale mer gevinstbeskatning dersom de selger bedriften. Utvalget foreslår en utbytteskatt på 41 prosent i tillegg til skatt på overskudd på 20 prosent. Den maksimale skatten på avkastning av slike FoU-investeringer blir da 52,8 prosent. Kostnadene forbundet med FoU-investeringer reduseres ikke i tilsvarende grad i det norske skattesystemet. De privatøkonomiske FoU-kostnadene reduseres ved at kostnader trekkes fra når bedriftsbeskatningen på 20 prosent beregnes. FoU-kostnadene for de som lykkes utgjør imidlertid bare en liten del av den samlede FoU-innsatsen. FoU-innsatsen for mislykkede prosjekter/personer, som ikke kommer i skatteposisjon, kommer ikke til fradrag når skatten beregnes. Skjermingsfradrag forbundet med tap i mislykkede prosjekter vil gå tapt om ikke eierne av disse prosjektene kan føre dette mot framtidig utbytter utover normalavkastningen. Skattefunn-ordningen gir imidlertid støtte tilsvarende 20 prosent av kostnadene. Alstadsæter (2015) argumenterer for at utbytteskatten vil dempe investeringene i nystartede selskaper med begrenset tilgang på kapital. Studier som analyserer sammenhengene mellom

skattesystemet og FoU-innsatsen vil gi mer kunnskap som forbedrer beslutningsgrunnlaget.

Det er grunn til å være mer nyansert om konsekvensene av utvalgets forslag for den langsiktige økonomiske veksten. Utvalgets forslag om å redusere selskapsskatten vil isolert sett øke den privatøkonomiske avkastningen av FoU for nystartede enkeltpersonforetak. Skatteletten går direkte til selskapet, og påvirkes ikke av om overskuddet tas ut som utbytte. FoU-aktiviteten i større selskaper er dessuten i større grad rettet inn mot å forbedre selskapets produkter. Avkastningen av FoU-investeringer inngår i selskapets totale avkastning. Utbytteskatten spiller en annen og trolig mindre rolle for slike investeringsbeslutninger. Profesjonelle investorer vil også i mindre grad være avhengig av å ta ut utbytte for å finansiere privat konsum. Slike investorer kan også omgå/utsette utbytteskatten ved å overføre overskudd til et holdingselskap, eller til skatteparadis i utlandet. Ubenyttet skjermingsfradrag kan også benyttes for å unngå utbytteskatten. FoU-investeringer som foretas av denne gruppen blir derfor trolig i mindre grad påvirket av utbytteskatten.

3.2. Utbytteskatten og fordelingshensynet

Effektiv bruk av samfunnets ressurser og økonomisk vekst tilsier at kapital og ressurser allokeres til de mest innovative og kreative prosjektene som gir størst avkastning. Dersom kapitalavkastningen er høyere enn lønnsveksten vil imidlertid inntektsforskjellene vokse på lang sikt, ifølge Piketty (2014). Ønsket om en jevnere fordeling av inntektene innebærer omfordeling av høye inntekter som tilfaller vellykkede investorer. Utvalgets forslag om å øke utbytteskatten reduserer inntekten etter skatt til privat konsum for vellykkede investorer. Forslaget er således forenelig med ønsket om en jevnere inntektsfordeling. På grunn av skjermingsfradraget rammer utbytteskatten imidlertid bare investorer og innovatører som skaper høy avkastning og ikke investorer som oppnår avkastning lavere enn avkastning av penger i banken. Dette kan som nevnt være negativt for den økonomiske veksten. Et alternativt fordelingsvirkemiddel er skatt på formue. En slik skatt vil i større grad ramme passive kapitaleiere med store formuer og moderat eller lav avkastning. En skatteomlegging fra utbytteskatt mot formuesskatt kan gi en reallokering av kapital til investorer som skaper høyere avkastning. Dette kommer trolig hele samfunnet til gode gjennom høyere lønninger og skatteinntekter til staten. Den empiriske kunnskapen om slike effekter er imidlertid svært begrenset. Det kreves langt mer forskning for å klargjøre betydningen av slike mulige effekter.

Resonnementene ovenfor indikerer at konsekvensene av utvalgets forslag for den langsiktige økonomiske veksten er høyst usikker. Det kan stilles spørsmål ved hvordan utbytteskatten på 41 prosent, i tillegg til ordinære selskapsbeskatningen på 20 prosent, vil påvirke den langsiktige økonomiske veksten, både nasjonalt og innenfor ulike næringer. En mulig lemping av reglene som gir sterkere insentiver til FoU er at kostnader til FoU legges til skjeringsfradraget. Eksempelvis kunne godkjente skattefunnprosjekter benyttes for å avgrense fradraget. På denne måten oppnår man målrettet stimulering av FoU som gir avkastning i form av lønnsomme produkter og produktforbedringer, mens FoU som ikke gir resultater ikke støttes fordi selskapene da ikke kommer i skatteposisjon. FoU-kostnadene for de som lykkes utgjør som nevnt en liten del av samlet FoU-innsats, og fradrag for FoU-kostnader i grunnlaget for utbytteskatten blir i så fall av liten betydning. Et alternativ er å øke subsidiesatsen i skattefunnordningen. Sammenhengene mellom FoU og skattepolitikk er kompleks. De forenklete resonnementene ovenfor gir ikke en utfyllende beskrivelse av hvordan utbytteskatten vil påvirke FoU. Det er derfor behov for mer kunnskap om disse sammenhengene.

4. UTBYTTESKATTEN OG SKATTEOMGÅELSE

Utbytteskatten, som ble innført i 2006-reformen, skal forhindre skatteomgåelse ved at arbeidsinntekt føres som kapitalinntekt. Utvalgets flertall foreslår at utbytteskatten bør settes slik at selskapsskatten pluss utbytteskatten blir lik maksimal skatt på lønnsinntekter (inkludert arbeidsgiveravgift), for å unngå slik skatteomgåelse. Utvalgets regnestykke ignorerer imidlertid aspekter som er helt sentrale i forhold til valget av rapporteringsform. Hvis man rapporterer inntekt som arbeidsinntekt, og betaler trygdeavgift, vil man opparbeide pensjonsrettigheter. Det er ikke tilfelle for inntekt rapportert som kapitalinntekt. Eksempelvis gir lønnsinntekt rett på sykepenger fra folketrygden (etter den sekstende dagen). Selvstendige næringsdrivende må tegne egen forsikring for å få tilsvarende ytelser. Liknende ordninger finnes for dagpenger ved arbeidsledighet og fødselspenger. Lønsmottagere har også sterkere rettigheter ved permitteringer. Slike ytelser opptjenes ved lønnsinntekt og gir derfor insentiver til å rapportere inntekt som lønnsinntekt (opp til 6 ganger grunnbeløpet). Disse elementene tilsier at utvalgets forslag kan gi sterkere insentiver til å rapportere inntekt som lønnsinntekt i stedet for kapitalinntekt, iallfall opp til 6 ganger grunnbeløpet.

Forslaget om økt utbytteskatt øker også mulighetene for skatteunndragelse ved å føre privat konsum som en kostnad i et nært eid selskap, se Alstadsæter (2015) samt Alstadsæter m.fl. (2014). Dette kan illustreres ved et eksempel. Anta at en eier av et aksjeselskap kjøper et konsumgode til kr. 125, og at han i utgangspunktet betaler skatt på overskudd og uttak av utbytte. Alternativet er at bedriften kjøper konsumgodet, og fører dette som en kostnad i bedriften. I det siste tilfellet får bedriften tilbake merverdiavgiften på kr. 25. Dessuten reduseres skattbart overskudd med kr. 100. I 2005 ville 100 kroner lavere overskudd gi en reduksjon i skatten på kr. 28. I dagens skattesystem er den maksimale reduksjonen i skatt om lag kr. 47 (27 prosent skatt på overskudd, samt 27 prosent skatt på uttak av utbytte utover skjeringsfradraget). Med utvalgets forslag vil den maksimale reduksjonen i skatt bli om lag 53 eller 50 kroner avhengig av alternativet som velges. Skattebesparelsen inkludert refundert merverdiavgift har altså økt fra 53 kroner i 2005, til kr. 72 i dagens skattesystem. Utvalgets forslag innebærer en ytterligere økning til 75 eller 78 kroner. Utvalget argumenterer for at føring av privat konsum som kostnader i selskap er et avgrensingsproblem, og at dette er ivarettatt i dagens skattesystem. Mer kontrollaktivitet skal motvirke disse problemene. Det er imidlertid klart at forslaget gir økte insentiver til slik unndragelse og det finnes lite empirisk kunnskap om hvordan slike insentiver og kontrollaktivitet påvirker slik skatteunndragelse.

5. OPPSUMMERENDE MERKNADER

Skatteutvalget drøfter konsekvenser av endringer i de forskjellige typene beskatning for den økonomiske veksten. Budskapet er at konsumrelaterte skatter og skatt på bolig i liten grad påvirker veksten, mens skatt som legges på bedriftene har negative konsekvenser for den økonomiske veksten. Utvalget mener dermed at dets forslag om å redusere bedriftsbeskatningen, samt øke konsumrelaterte skatter, vil stimulere den økonomiske veksten. Utvalget foreslår bl.a. å redusere selskaps- og kapitalinntektsskatten fra 27 til 20 prosent. Utvalget foreslår også en skatt på uttak av utbytte på 41 prosent utover normalavkastningen, som skal forhindre skatteomgåelse ved at arbeidsinntekt føres som kapitalinntekt. Denne artikkelen stiller spørsmål ved det empiriske grunnlaget for å redusere selskapsbeskatningen i Norge. Artikkelen argumenterer også for at konsekvensene av en så høy utbytteskatt på eksempelvis den økonomiske veksten kan være negativ, og bør utredes mer inngående. Det pekes også på momenter ved skatteomgåelse som støtter en lavere utbytteskatt.

Utvalgets anbefalinger består av en pakke med tiltak. Velferdseffektene av hvert enkelt tiltak vil trolig være avhengig av om andre tiltak implementeres. Utvalget foreslår f.eks. en revidert formuesskatt som fjerner noe av favoriseringen forbundet med boliginvesteringer. Velferdsgevinsten av redusert selskaps- og kapitalinntektskatt var ifølge Bjertnæs (2015) avhengig av redusert boligkonsum som følge av redusert skattefradrag for gjeldsrenter. Hvis beskatningen av boligkonsum i utgangspunktet var høyere, slik som utvalget foreslår, ville trolig velferdsgevinsten av redusert selskaps- og kapitalinntektsbeskatning reduseres. Et annet eksempel er utvalgets forslag om kildeskatt på royalty, kildeskatt på renter til utlandet, og begrensninger i fradrag for gjeldsrenter, for å forhindre skatteomgåelse ved at overskudd flyttes til utlandet. Disse forslagene innebærer i realiteten økt beskatning av multinasjonale selskaper som etablerer seg i Norge. Det kan tenkes at disse tiltakene styrker argumentet for å redusere selskapsbeskatningen i Norge. Utvalget kunne i større grad diskutert sammenhengen mellom tiltakene, for å belyse hvilke av tiltakene som er selvstendig, hvilke tiltak som erstatter hverandre, og hvilke tiltak som utfyller hverandre.

Hovedbudskapet i denne artikkelen er at vi trenger mer kunnskap om behovet for en skattereform, samt om effekter av skattereformer. En mer presis beskrivelse av utfordringene innebærer at man i større grad kan skreddersy en løsning. Er f.eks. de største utfordringene ved det norske skattesystemet favoriseringen av bolig som investeringsobjekt, samt skatteomgåelse ved at overskudd flyttes til utlandet? Burde i så fall en reform fokusere på å rette opp i disse problemene? Et annet interessant spørsmål er om det er mer hensiktsmessig å innføre en lettelse i selskapsbeskatningen nå som det har oppstått en situasjon med økende arbeidsledighet. Mer kunnskap om effekter av skattereformer vil bedre beslutningsgrunnlaget for framtidige skattereformer.

Referanser

Alstadsæter, A. (2015). Hovedelementa I Scheel-utvalgets forslag til skattereform og meir om utbytteskattens investeringsseffektar, *Samfunnsøkonomen*, nr. 2.

Alstadsæter, A., Kopczuk, W. and Telle, K. (2014). Are closely-held firms tax shelters? I J. Brown (ed.): *Tax Policy and the Economy*, vol. 28, issue 1, 1-32, University of Chicago Press.

Bjertnæs, G. H. M. (2015). Velferdseffekter av redusert selskapsbeskatning i Norge, *Rapporter*, No. 2015/27, Statistisk Sentralbyrå.

Cappelen, Å, Raknerud, A and Rybalka, M. (2008). The effects of R&D tax credits on patenting and innovations, *Discussion Papers*, No. 565, Statistics Norway.

Keller, W. (2004). International Technology Diffusion, *Journal of Economic Literature*, Vol XLII, 752-782.

Piketty, T. (2014). *Kapitalen i det 21. århundre*, Cappelen Damm.



LASSE FRIDSTRØM
Forsker, Transportøkonomisk institutt

Homo oeconomicus: mer utbredt blant pensjonsberettigede enn blant lovgivere

I Samfunnsøkonomen nr. 3 i år diskuterer Jørn Handal (2015) hvorfor såpass mange pensjonsberettigede velger å starte uttaket av alderspensjon før fylte 67 år. Han viser at over 40 prosent av de 62-åringene som oppfylte vilkårene i 2014, mottok alderspensjon. Blant 65-åringene var andelen over 60 prosent. Det store flertallet av tidligpensjonister er menn.

Handal påpeker at når arbeid og pensjon er blitt frakoplet, slik at fortsatt inntektsgivende arbeid ikke lenger innebærer avkorting av pensjonen, blir spørsmålet om tidspunktet for pensjonsuttak å betrakte som en rent finansiell beslutning. Den enkelte kan velge en lavere årlig pensjonsinntekt fra tidlig alder eller en noe høyere pensjon dersom uttaket utsettes. Handals Tabell 1, grafisk framstilt i vår Figur 1, viser at for personer som lever til de er 85 år, vil samlet pensjonsutbetaling før skatt bli høyere ved sent uttak enn ved tidlig. For dem som kun lever til fylte 80 år eller kortere, vil det være omvendt. Dersom en tar i betraktning at toppskatt vil ramme mange av dem som kombinerer arbeid med pensjon, vil tidlig pensjonsuttak generelt framstå som enda mindre fordelaktig.

Handal kommenterer at

Det er [...] grunn til [å] spørre om andre faktorer enn de rent økonomiske er viktigere for å forstå hvorfor såpass mange likevel har valgt å benytte seg av denne muligheten.

Han nevner, som én av mange mulige forklaringer, at tidlig uttak kan være gunstig

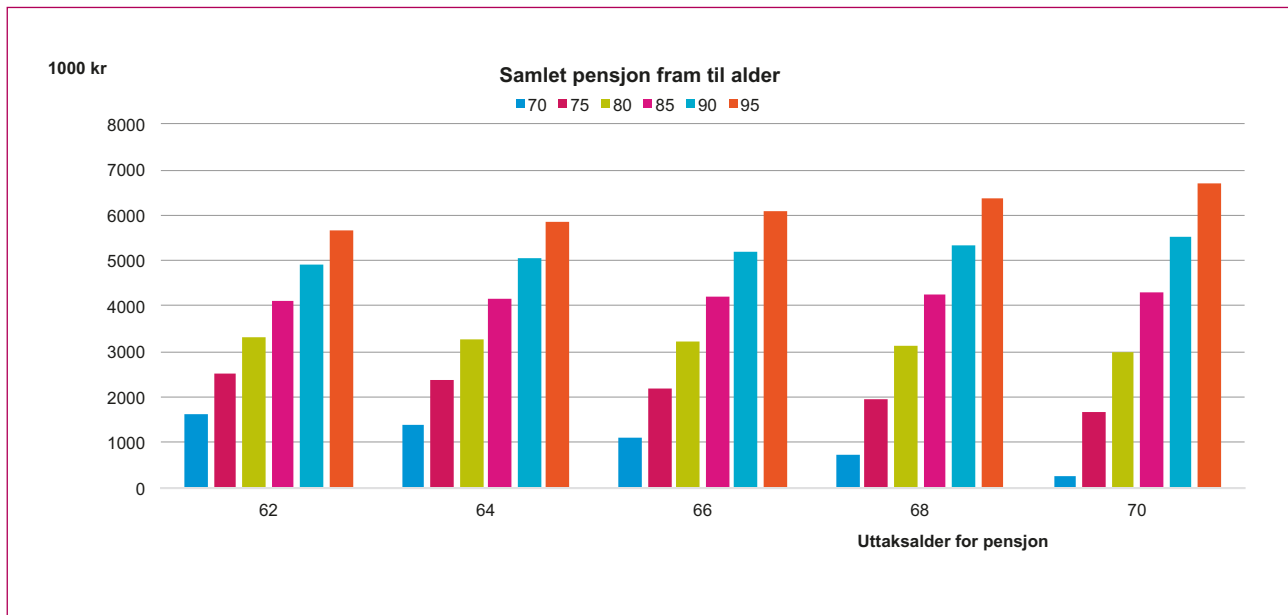
... når egen levealder avviker fra det som ligger til grunn for beregningen av pensjonen. Et slikt system innebærer en risiko for strategisk tilpasning der tidspunktet for uttak blir valgt på bakgrunn av privat informasjon om levealder...

Det kan ikke utelukkes at denne ene mekanismen er nok til å forklare den høye andel tidlig pensjonsuttak.

ASYMMETRISK INFORMASJON

Som grunnlag for den enkeltes beslutning om pensjonsuttak, vil Handals tabell over akkumulerte pensjonsutbetalinger gi korrekt og fullstendig informasjon bare dersom vedkommende på hvert alderstrinn har samme dødsrisiko som gjennomsnittet av befolkningen, regnet over begge kjønn.

Men den enkelte vil som hovedregel besitte bedre informasjon enn dette. Helt trivielt vil den enkelte være bevisst sitt eget kjønn og kjent med den ulikhet i dødelighet som



Figur 1. Akkumulerte pensjonsutbetalinger før skatt, etter levealder og tidspunkt for pensjonsuttak, forutsatt konstant lønnsnivå som i 2014. Kilde: Handal (2015).

gjelder mellom kvinner og menn på ethvert alderstrinn. Litt mindre trivielt vil mange ha langt mer spesifikk informasjon om egne livsutsikter enn det som framgår av en kjønnet dødelighetstabell eller annen gjennomsnittsbetraktning.

Informasjon om helse og livsutsikter er med andre ord asymmetrisk. Som i mange andre situasjoner har den private beslutningstakeren mer informasjon enn den offentlige motparten – som i dette tilfellet er staten ved Folketrygden/NAV. Det er vel kjent at informasjonsasymmetri kan lede til suboptimale beslutninger i samfunnsøkonomisk forstand (Postlewaite 1987).

Som Handal påpeker, har problemstillingen vært kjent for lovgiverne. I St. Meld. nr. 12 (2004–2005), s. 103, sitert i St. Meld. nr. 5 (2006–2007), heter det:

For grupper som forventer å leve kortere enn gjennomsnittet, vil det isolert sett være lønnsomt å ta ut

pensjonen tidlig. Generelt er det slik at menn lever kortere enn kvinner, men også innen begge kjønn vil det finnes grupper som ut fra kunnskap om egen helse og andre individuelle kjennetegn kan vurdere det slik at de har en lavere forventet levealder enn gjennomsnittet.

Men denne erkjennelsen fikk ingen konsekvenser ved utformingen av regelverket for ny alderspensjon, til tross for at et av hovedmålene nettopp var å begrense de langsiktige utgiftene i Folketrygden.

At behovet for slik begrensning var til stede, hadde vært kjent lenge. Allerede 15–20 år etter Folketrygdens innføring stod det klart at systemet ikke var finansielt bærekraftig og måtte reformeres for å dempe utgiftene (NOU 1984: 10; Hatland 1984; NOU 1987: 9A-B; Fridstrøm 1988). Første steg i denne reformprosessen ble gjort med virkning fra opptjeningsåret 1992, da taket for opptjening av pensjenspoeng ble senket fra 8,33 til 7 G, samtidig som utmålingsreglene for

tilleggs pensjon ble innstrammet (fra 45 til 42 prosent av sluttpoengtallet). Det annet og mer omfattende steget ble tatt i og med pensjonsreformen av 2010. Innføring av levealdersjustering er her den viktigste utgiftsbegrensende mekanismen.

SYKEHJEM

En viss andel av dem som lever lenge, vil ende sine dager på institusjon. Den enkelte har i en slik situasjon liten personlig fordel av høy pensjon, siden det offentlige i det typiske tilfellet legger beslag på 85 prosent av pensjonsinntekten til dekning av oppholds- og omsorgskostnadene. Dersom de pensjonsberettigede tenker så langt fram som dette, vil det trekke i retning av lønnsomt, tidlig pensjonsuttak.

Et enkelt regnestykke viser riktignok at dette objektivt sett ikke gir de store utslagene, fordi relativt få eldre kommer i den situasjon at de må bo på institusjon. Selv i aldersgruppen over 90 år var det i 2014 færre enn 15 prosent som bodde i

'bustader kommunen disponerer til pleie- og omsorgsformål' (Kilde: SSB Statistikkbanken).

Dersom individene har risikoaversjon, og/eller overvurderer risikoen for å ende opp på sykehjem, er det likevel tenkelig at dette momentet kan snu tidliguttak fra ulønnsomt til lønnsomt, slik det vurderes av den enkelte.

ALLAIS' PARADOKS

Også Handal diskuterer risikoaversjon som en mulig forklaringsfaktor og viser til det kjente Allais' paradoks. Ifølge Allais (1987) selv er dette ikke noe paradoks i det hele tatt. Eller: det blir et paradoks bare dersom en godtar amerikanske økonomers overforenklete risikoteori, som hevder at all risiko kan oppsummeres gjennom førstementet (forventningen), utregnet som gjennomsnittet mellom to punkter på en konkvav nyttefunksjon. Med Allais' (1987) egne ord (og mine uthevelser):

For nearly forty years the supporters of the neo-Bernoullian formulation have exerted a dogmatic and intolerant, powerful and tyrannical domination over the academic world; only in very recent years has a growing reaction begun to appear. [... We] need to take account not only of the mathematical *expectation* of cardinal utility, but also of its *distribution as a whole* about its average, basic elements characterizing the psychology of risk.

Konkret innebærer dette at en noenlunde realistisk risikoteori som minstemål må ta hensyn til de tre første momentene: forventning, varians og skjevhet. Tredjemomentet (skjevheten) fanger opp forskjellen mellom et lotteri og en ikke helt trygg forbikjøring. Lotteriet er attraktivt fordi, selv

Tabell 1. *Spredningsmål for akkumulert pensjonsinntekt før skatt for en person som før fylte 62 år legger gjennomsnittlige dødelighetsrater og pensjonsrettigheter til grunn for beslutning om uttakstidspunkt. Tusen 2014-kr.*

	Alder for pensjonsuttak				
	Fra 62	Fra 64	Fra 66	Fra 68	Fra 70
Standardavvik (σ)	1430,96	1584,05	1756,52	1942,18	2156,21
Variasjonskoeffisient (σ/μ)	0,36	0,40	0,44	0,48	0,53
Skjevetskoeffisient ¹ (γ_1)	-0,54	-0,54	-0,49	-0,41	-0,31
Absolutt skjevhet ($\gamma_1 \sigma^3$) $\times 10^{-9}$	-1,59	-2,13	-2,65	-2,99	-3,11

¹ Skjevetskoeffisienten er gitt ved $\gamma_1 = E[(X - \mu)^3 / \sigma^3]$, der X står for samlet pensjonsutbetaling, μ er forventningen og σ er standardavviket. Koeffisienten måler asymmetrisk spredning relativt til variansen opphøyd i 3/2.

om *tapet* med sikkerhet er begrenset, er det en liten, men positiv sannsynlighet for at *gevinsten* kan bli nokså høy. Fordelingen er trunkert i venstre kant, men har en lang, tynn hale til høyre – en positiv skjevhet. Tvilssomme forbikjøringer har de stikk motsatte kjennetegn: *Gevinsten* er begrenset til noen sekunders eller minutters tidsbesparelse, samt evt. et øyeblikks skrekkblandet fryd, mens det potensielle *tapet* gjelder liv og helse for bilføreren selv og andre involverte. Fordelingen er trunkert på høyre side, men har en lang, tynn hale mot venstre – en negativ skjevhet. Tredjemomentet forklarer hvorfor samme fornuftige person gjerne spiller Lotto, men avstår fra å ta sjanser i trafikken.

I Tabell 1, Figur 2 og Figur 3 har vi oppsummert sannsynlighetsfordelingene knyttet til pensjonsuttak ved henholdsvis 62, 66 og 70 år. Beregningene er gjort ved å kombinere tallene bak Figur 1 med dødelighetsrater for 2014, oppgitt av SSB Statistikkbanken som gjennomsnitt for begge kjønn.

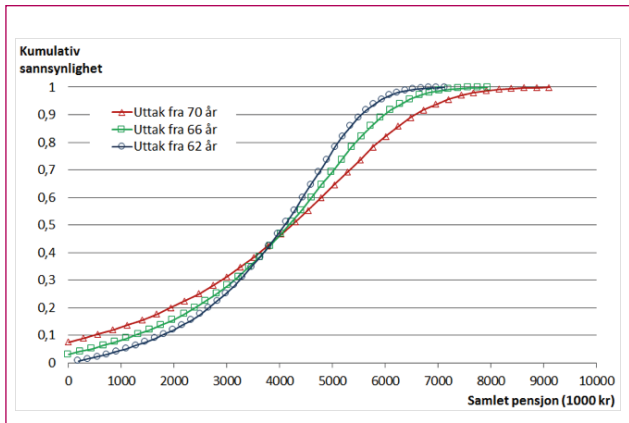
Medianpensjonen er i alle tilfellene mellom 4,1 og 4,3 millioner kr (Figur 2). Men sannsynlighetsfordelingen er betydelig mer sammentrengt dersom

uttak starter ved 62 års alder enn ved 66 eller 70 år. Variansen er mindre.

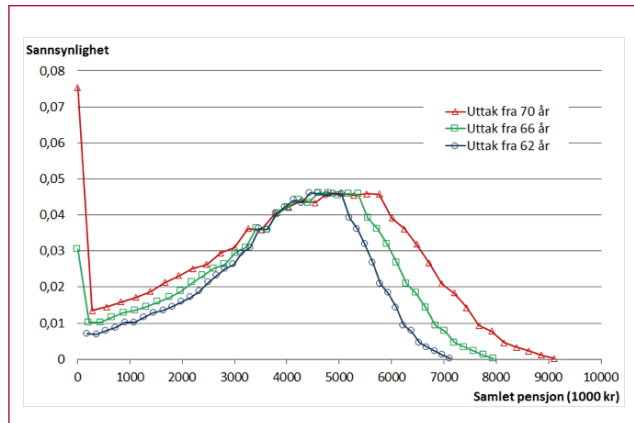
Også den absolutte skjevheten, målt ved tredjemomentet rundt forventningen, er klart mindre (i tallverdi) ved tidlig pensjonsuttak (Tabell 1). Dersom uttak utsettes til 70 år, er det en ikke mindre enn 7,5 prosents risiko for at samlet pensjon blir null, ved at personen dør før første pensjonskrone er utbetalt. Denne fordelingen har således et massepunkt i venstre kant, mens fordelingen ved uttak fra 62 år har en tynnere venstre hale (Figur 3). Relativt til variansen er den negative skjevheten derfor mindre uttalt ved sent uttak.

Vi kan slå fast at tidlig pensjonsuttak sammenliknet med sent innebærer lavere risiko målt ved *variansen*. Personer med risikoaversjon har med andre ord, allerede før vi tar hensyn til informasjonsasymmetri, minst én viktig grunn til å foretrekke tidlig uttak framfor sent.

Hvordan *skjevheten* influerer på valget, gitt at beslutningstakerne tar dette forholdet i betraktning, vil avhenge av hvordan den enkelte vurderer risikoen for nullpensjon. For noen vil formodentlig de økonomiske sidene



Figur 2. Kumulative sannsynlighetsfunksjoner for samlet pensjonsinntekt, ved uttak fra 62, 66 eller 70 år.



Figur 3. Sannsynlighetstettheter for samlet pensjonsinntekt, ved uttak fra 62, 66 eller 70 år.

ved egen død være uten særlig betydning. For andre vil det veie tungt hvor stor arv en i verste fall etterlater seg. De siste vil ha enda et argument for å velge tidlig pensjon.

EN FALSIFISERBAR HYPOTESE

Handal (2015) leter etter forklaringer på det som for ham framstår som et økonomisk lite rasjonelt, høyt uttak av tidligpensjon. Han antyder som én mulighet at individene rett og slett ikke har god nok informasjon.

Min hypotese er at de pensjonsberettigede, så langt fra å ha 'begrensede kognitive ferdigheter', for å låne et av Handals uttrykk, har forstått sitt eget beste langt bedre enn lovgiverne hadde forestilt seg. Ene og alene av denne grunn er det mange som ser seg tjent med tidlig pensjonsuttak.

Hypotesen er falsifiserbar. Dersom det virkelig er slik at de pensjonsberettigede vet mer om egen levealder enn Folketrygdens aktuarer, og tar sine beslutninger deretter, vil det etter hvert utvikle seg en observerbar forskjell i dødelighet mellom dem som mottar alderspensjon og dem som

ikke gjør det. Alt vi vil trenge for å teste hypotesen er aldersbestemte dødelighetsrater, betinget med hensyn på tidspunkt for pensjonsuttak, for personer over 62 år.

Oppfordringen er herved sendt – til Statistisk sentralbyrå, Finansdepartementet og NAV....

REFERANSER

Allais, M. (1987). Allais paradox. S. 80–82 i Eatwell, J., Milgate, M. & Newman, P. (red.): *The New Palgrave Dictionary of Economics*. Vol. 1. Macmillan, London

Fridstrøm, L. (1988). Folketrygdens fallitt. *Arbeiderbladet*, 20. januar 1988.

Handal, J. (2015). Homo oeconomicus og pensjonsreformen. *Samfunnsøkonomen* 129 (3): 6–17.

Hatland, A. (1984). *Folketrygdens framtid*. Universitetsforlaget, Oslo

NOU 1984: 10. *Trygdefinansiering*. Finans- og tolldepartementet, Oslo.

NOU 1987: 9 A-B. *Arbeidstidsreformer*. Kommunal- og arbeidsdepartementet, Oslo.

Postlewaite, A. (1987). Asymmetric information. S. 133–135 i Eatwell, J., Milgate, M. & Newman, P. (red.): *The New Palgrave Dictionary of Economics*. Vol. 1. Macmillan, London

St. Meld. nr. 5 (2006–2007). *Opptjening og uttak av alderspensjon i folketrygden*. Arbeids- og inkluderingsdepartementet, Oslo.

St. Meld. nr. 12 (2004–2005). *Pensjonsreform – trygghet for pensjonene*. Finansdepartementet, Oslo.

TARJEI HAVNES
Universitetet i Oslo

MAGNE MOGSTAD
University of Chicago

KJELL SALVANES
Norges Handelshøyskole



Avsporing om økonomifagets hovedspor

John K. Dagsvik har i Samfunnsøkonomen 2/2015 en lengre kommentar til utvekslingen mellom undertegnede og Thoresen/Bø (Samfunnsøkonomen 5/2014, 6/2014, 7/2014, 9/2014).

Dagsvik begynner sin kommentar med en vurdering av økonomifagets karakter og tradisjon, og hvilke temaer han mener tilhører kjerneområdet i faget. «Et opplagt hovedspor innen faget er studiet av atferdsrelasjoner til bruk i analyser av hvordan (kontrafaktiske) endringer i rammebetingelser påvirker økonomiske variable». Videre peker Dagsvik på at det er blitt populært å bruke metoder som benytter seg av mer eller mindre eksogen variasjon, og å studere temaer som er i grenselandet mellom det han mener er økonomi og andre samfunnsfag. Han understreker at det ikke er noe galt eller mindreverdige ved å bruke slike metoder eller å studere disse temaene. Men denne typen arbeider tilhører ifølge Dagsvik ikke kjerneområdene i faget.

Vi noterer oss at Dagsvik mener at hans eget forskningstema og metodevalg er et hovedspor i faget, og at en rekke andre temaer og metoder ikke er det. Heldigvis bestemmes fagets retning og hovedspor ikke av enkeltpersoners preferanser hva gjelder temaer og metoder, men av hva som bringer fram kunnskap det internasjonale kollegiet av økonomer verdssetter. Her ser Dagsviks posisjon ut til å være på vikende front.

I resten av sin kommentar lager Dagsvik et kunstig skille mellom redusert form analyser basert på (kvasi)eksperimenter og studier basert på strukturelle modeller. I alle empiriske modeller er det nyttig å ha tilgang til (kvasi)eksperimenter, for å gjøre det mer sannsynlig at estimatorene er frie for skjevheter. For eksempel har en rekke strukturelle modeller benyttet data fra (kvasi)eksperimenter for å sikre seg mer troverdige estimater (se for eksempel Card og Hyslop, 2005; Todd og Wolpin, 2003; Duflo, Hanna og Ryan, 2012; og Athey, Levin

og Seira, 2004). Så vidt vi kjenner til har ikke norske arbeidstilbudsstudier benyttet seg av kvasi-eksperimentell variasjon i estimeringen av de strukturelle modellene. Det er synd. Med et slikt utgangspunkt ville vi muligens unngått dagens situasjon der de estimerte arbeidstilbudselasititene varierer betydelig (se diskusjonen i Bhuller og Aaberge, 2012).

Som vi diskuterte i vårt forrige innlegg, ligger det viktige skillet mellom metoder for strukturelle modeller og redusert form i at de førstnevnte har som mål å identifisere de faktiske preferansene og teknologifunksjonene. Estimaterne fra modellen kan da reflektere dype og universelt gyldige parametre i økonomiens datagenererende prosess. Hvis vi klarer å få gode estimater på disse parametrene, så kan vi svare på hva som ville være virkningen av politikk som aldri er (eller vil bli) gjennomført. For eksempel å erstatte det norske skattesystemet med det amerikanske. Utfordringen i denne ekstrapoleringen er at vi

virkelig må tro på modellen: At vi har valgt de riktige funksjonsformene for preferanser og teknologi, og at vi har tilstrekkelig med eksogen variasjon til å identifisere modellen. Som Dagsvik selv påpeker kan vi normalt ikke teste dette i data, men må stole på vår eller forskerens mer eller mindre gode økonomiske intuisjon.

Til sjuende og sist mener vi at metodevalg må vurderes og begrunnes i hvert enkelt tilfelle, og etterprøves gjennom fagfelleevaluering i anerkjente tidsskrifter. Valget må avhenge av formålet og temaet for studien, og av det datagrunnlaget som er tilgjengelig. Vi finner det derfor lite interessant å fortsette en generisk debatt om hvilke temaer som er i kjerneområdet for faget, og om hvilke metoder

økonomer skal bruke. For å få fram de beste svarene, er vi avhengige av å være åpne for å kunne følge ulike spor. En tematisk eller metodisk ensporing av den typen Dagsvik legger opp til mener vi gjør faget både mindre nyttig og mindre interessant.

REFERANSER

Athey, Susan, Jonathan Levin & Enrique Seira, 2011. «Comparing open and Sealed Bid Auctions: Evidence from Timber Auctions,» *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 126(1), 207–257.

Bhuller, Manudeep S. & Rolf Aaberge, 2012. «Utviklingen av arbeidstilbudet i Norge,» *Økonomiske analyser*, 5/2012, 26–32.

Card, David & Dean R. Hyslop, 2005. «Estimating the Effects of a Time-Limited Earnings Subsidy for Welfare-Leavers,» *Econometrica*, vol. 73(6), 1723–1770.

Duflo, Esther, Rema Hanna & Stephen P. Ryan. 2012. «Incentives Work: Getting Teachers to Come to School,» *American Economic Review*, 102(4): 1241–78.

Todd, Petra E. & Kenneth I. Wolpin, 2003. «On The Specification and Estimation of The Production Function for Cognitive Achievement,» *Economic Journal*, vol. 113(485), F3–F33



SAMFUNNSØKONOMENE

For raske oppdateringer og nyheter,
følg oss på facebook og twitter!



twitter.com/Samfunnsokonom



facebook.com/samfunnsokonomene



JOHN K. DAGSVIK
Forskningsavdelingen, Statistisk sentralbyrå

Lineær regresjon med binær eller begrenset avhengig variabel: En utdatert metode med fallgruber¹

SAMMENDRAG

I de siste par ti-årene har anvendelse av lineære statistiske modeller blitt stadig mer populært i sammenhenger der venstreside-variabelen er såkalt begrenset avhengig. Det hevdes at på tross av opplagte svakheter ved lineære regresjonsmodeller i slike sammenhenger, slik som at regresjonslinjen i tilfellet med binær avhengig variabel kan anta verdier utenfor intervallet $[0,1]$, vil dette ikke ha nevneverdig praktisk betydning i typiske anvendelser. I denne artikkelen tar jeg opp til diskusjon uheldige egenskaper ved den lineære sannsynlighetsmodellen og viser at den er et høyst diskutabelt økonometrisk verktøy.

1. INNLEDNING

I løpet av de siste 10-15 årene kan en, med en viss forbauelse, konstatere at den lineære regresjonsmodellen har hatt en stadig økende popularitet innen empirisk økonomisk forskning i situasjoner der venstreside-variabelen er binær eller begrenset avhengig. Mens lærebøker i økonometri for noen år siden skrev om lineære regresjonsmodeller som

avleggs i slike sammenhenger, og kun var begrunnet med tidligere tiders mangel på datamaskinprogrammer som effektivt kunne estimere ikke-lineære modeller, har noen forskere, slik som Angrist (2001) og Angrist og Pischke (2009), hatt betydelig suksess i sin kampanje for den lineære spesifikasjonen når den avhengige variabel er begrenset. Dette har for tiden ført til at det nesten bare er unntaksvis at norske forskere benytter noe annet enn lineære modeller i sine empiriske analyser i slike sammenhenger. Dette har gått så langt at det i en rekke artikler vises til at en også har gjennomført en alternativ analyse basert på logit eller probit formulering, og at resultatene ikke avviker fra de rapporterte resultatene basert på den lineære modellen, uten at det redegjøres for hva som presist menes med dette. Det kan altså virke, paradoksalt nok, som om oppfatningen er at det er lettere å få gjennomslag i tidsskrifter dersom en kun rapporterer resultater basert på lineær regresjon selv om en har gjennomført analysen ved bruk av metoder som åpenbart er mer egnet i slike sammenhenger. Det virker underlig at et primitivt rammeverk slik som den lineære sannsynlighetsmodellen, lanseres i moderne tid med stadig økende tilgang på sofistikerte og raske beregningsmetoder. Mulighetene til å gjennomføre analyser basert på mer kompliserte, men realistiske modellspesifikasjoner, er som kjent mye bedre enn tidligere.

¹ Takk til Erik Biørn, Olav Bjerkholt, Tom Kornstad, Terje Skjerpen, Steinar Strøm, Thor Olav Thoresen og Yngve Willassen for nyttige kommentarer.

En viktig grunn til populariteten til den lineære sannsynlighetsmodellen er antakelig at den vanlige fremgangsmåten når forklaringsvariablene er endogene, tilsynelatende også kan benyttes her (to-trinns minste kvadraters metode) i motsetning til hva som er tilfellet for ikke-lineære modeller, slik som probit- og logit-modellene. Følgelig kan det se ut som om det ikke er nødvendig å investere i mer kompliserte ikke-lineære inferensstrategier i analyser med begrensninger på den avhengige variable. Det som imidlertid ikke ser ut til å være allment kjent, er at når den avhengige variable er binær og én eller flere forklaringsvariable er endogene, så kan det være problematisk å tolke resultatene en får ved å benytte standard to-trinns minste kvadraters metode som estimeringsmetode. Videre hevder brukere av den lineære sannsynlighetsmodellen at standardinnvendingen mot denne, nemlig at regresjonslinja kan anta verdier utenfor intervallet $[0,1]$, vanligvis ikke betyr noe. Med andre ord hevdes det at i praktisk empirisk forskning vil det essensielt ikke være særlig forskjell på analyser basert på den lineære sannsynlighetsmodellen sammenliknet med analyser basert på ikke-lineære opplegg, slik som logit- og probit- modeller.

Det som er slående i denne litteraturen er at anvendelser der den avhengige variabelen er multinomisk praktisk talt er fraværende. Eksempelvis inneholder en så innflytelsesrik lærebok som Angrist og Pischke (2009) merkelig nok ingen ting om hvordan det multinomiske tilfellet, eller tilfellet med rangordnede data, skal behandles. Dette kan ha noe med at en innser at et lineært rammeverk opplagt er dårlig egnet i slike tilfeller. Videre kan det også ha noe å gjøre med at det også synes å være en viss ambivalent holdning til økonomisk teori i mange kretser. Betydningen av a priori økonomisk teori som utgangspunkt vil ofte være mer sentral i det multinomiske tilfelle sammenliknet med det binære. I analyse av personers valg mellom tilgjengelige transportalternativer, kjøp av varige goder, yrkesmobilitet, valg av utdanningsretning, etc., er det vesentlig å benytte eksplisitt økonomisk teori som veiledning ved spesifisering og tolkning av modell.² I for eksempel analyse av personers valg blant transportalternativer i byer, er det helt avgjørende at en er i stand til å ha en begrunnet oppfatning av hvilke parametere som representerer henholdsvis preferanser, valgmengde av tilgjengelige transportalternativer,

samt budsjettrestriksjoner. Betydningen av et teoretisk rammeverk belyses også i avsnitt 5 til å begrunne strukturen i den såkalte Tobit modellen.

Formålet med denne artikkelen er å vurdere slike og andre problematiske egenskaper ved lineære modeller når det er begrensninger på den avhengige variabelen. I følgende avsnitt oppsummeres sentrale egenskaper til statistiske modeller hvor den avhengige variabelen er binær. I tredje avsnitt diskuteres problemer som kan oppstå ved bruk av tradisjonelle instrumentvariabel-metoder. I avsnitt 4 diskuteres modeller basert på latent variabel spesifisering og kontrafaktisk prediksjon når minst en av forklaringsvariablene er endogene. Avsnitt 5 drøfter tilfellet der den avhengige variabelen er av såkalt diskret/kontinuerlig type.

2. STATISTISK ANALYSE NÅR DEN AVHENGIGE VARIABLEN ER BINÆR

Som kjent kan mange empiriske anvendelser i økonomi og samfunnsvitenskap analyseres ved hjelp av regresjonsmodeller der den avhengige variabelen er binær og antar verdiene 1 og 0. Kjente eksempler er analyse av deltakelse i arbeidsmarkedet, valg mellom offentlig transport eller privatbil for å reise til og fra jobb, og søking om uføretrygd eller ikke. I analyser av denne typen, la Y_i betegne den avhengige variabelen for individ i der $Y_i = 1$ for ett av to mulige utfall for fenomenet som studeres, og $Y_i = 0$ ellers. La X_i være vektoren av forklaringsvariabler for individ i og la den betingede forventning av Y_i gitt X_i være

$$E(Y_i|X_i) = Q(X_i)$$

for en passende positiv funksjon Q , som typisk antas kjent, bortsett fra en vektor av ukjente parametere. Et sentralt problem er hvordan funksjonen Q bør spesifiseres. Generelt er det svært vanskelig å begrunne funksjonsformen til Q på grunnlag av teoretiske argumenter. Men en kan likevel si noe om de kvalitative egenskapene som Q bør ha i denne situasjonen der Y_i er binær. Siden forventet verdi av den binære avhengige variabelen Y_i er lik sannsynligheten for at $Y_i = 1$, dvs. $E(Y_i|X_i) = P(Y_i = 1|X_i)$, følger det at (når en ser bort fra det degenererte tilfellet) $0 < Q(X_i) < 1$. Her vil som kjent den lineære sannsynlighetsmodellen ikke nødvendigvis oppfylle dette kriteriet. For å forenkle den følgende diskusjonen, la oss anta at X_i er en skalar som har en positiv effekt på $E(Y_i|X_i)$, hvilket medfører at $Q(X_i)$ er en voksende funksjon i X_i . I de fleste tilfeller vil det være høyst rimelig å anta at den deriverte, $Q'(X_i)$, avtar når $Q(X_i)$ nærmer seg 0 eller 1. Som kjent

² Heckman (2010, p. 564) uttrykker seg på følgende måte: "My own view is that if you don't trust economics or know it, then you tend to be agnostic about it. I don't believe it's possible to make progress in empirical research without using some aspects of economic theory. Yet many empiricists do not like this approach. I don't believe that a purely empirical approach to economics has a lot of interpretive value".

er $Q'(X_i)$ konstant i den lineære sannsynlighetsmodellen. Det at den deriverte avtar når $Q(X_i)$ nærmer seg 0 eller 1 er en naturlig egenskap fordi den reflekterer at når sannsynligheten nærmer seg øvre eller nedre grense trengs det relativt større endringer i forklaringsvariablene for å oppnå en bestemt grad av respons enn tilfellet er når sannsynligheten er nær 0,5.

Generelt kan X_i være en n -dimensjonal vektor av forklaringsvariable og en vanlig type modellspesifikasjoner har formen

$$(2.1) \quad Q(X_i) = F(X_i b),$$

der F er en kumulativ fordelingsfunksjon som antas kjent og uavhengig av X_i , og b er en vektor av ukjente koeffisienter. Angrist and Pischke (2009, s. 197–198) synes å argumentere med at fordi en vanligvis ikke kjenner funksjonsformen til fordelingsfunksjonen F så kan en like godt anta at denne er en uniform fordeling på intervallet $[0, 1]$, hvilket gir $Q(X_i) = X_i b$ (såfremt $X_i b \in [0, 1]$). Hva problemet koker ned til er derfor hvorvidt spesifikasjonen $Q(X_i) = X_i b$ (dvs. F er en uniform fordeling på $[0, 1]$) er mer rimelig enn spesifikasjonen $Q(X_i) = F(X_i b)$, der F er en mer generell fordelingsfunksjon. Det vanlige er å anta at F er en standard normal eller standard logistisk fordeling. Selv om en ser bort fra problemet med at $X_i b$ kan falle utenfor intervallet $[0, 1]$ synes det, som nevnt ovenfor, i de fleste tilfeller å være opplagt at for eksempel logit eller probit spesifikasjoner er bedre enn den lineære spesifikasjon. Logit- eller probit-spesifikasjoner har den rimelige egenskapen at sannsynlighetene har avtagende marginaleffekter når sannsynlighetene nærmer seg 0 eller 1. Her er det et poeng at det er noe helt annet å spesifisere en approksimasjon av en funksjon med ubegrenset variasjon, slik som argumentet i fordelingsfunksjonen ovenfor, enn å approksimere en funksjon som er begrenset til intervallet $[0, 1]$. Selv om det er sant at en sjelden kan begrunne den eksakte funksjonsformen til F , så er det altså mulig å si noe, nemlig at den lineære sannsynlighetsmodellen (som følger av at F antas å være en uniform fordeling) er den *mest urealistiske spesifikasjonen*.

Dersom betingelsen $X_i b \in (0, 1)$ er oppfylt vil estimering av den lineære sannsynlighetsmodellen ved bruk av minste kvadraters metode gi konsistente estimater. I motsatt fall kan en risikere at estimatene er vesentlig skjeve. Horace and Oaxaca (2006) har vist at selv med moderate eller mindre avvik fra betingelsen $X_i b \in (0, 1)$, vil en kunne risikere estimeringsskjevhet. Lewbel mfl. (2012) har gitt

et eksempel på hvor den lineære sannsynlighetsmodellen, estimert ved minste kvadraters metode, fører helt galt av sted, og til og med gir *feil fortegn* på marginaleffektene.

Når det gjelder kontrafaktisk prediksjon, er det naturligvis ikke særlig realistisk å benytte den lineære sannsynlighetsmodellen for tilfeller der den hypotetiske vektor X er slik at $Xb \notin (0, 1)$. I for eksempel tilfellet med logit modellen kan en uttrykke marginaleffektene på følgende form

(2.2)

$$\frac{\partial Q(X_i)}{\partial X_{ik}} = b_k Q(X_i)(1 - Q(X_i)) = \frac{b_k \exp(-X_i b)}{(1 + \exp(-X_i b))^2}$$

samt tilsvarende elastisiteter

$$(2.3) \quad \frac{\partial \log Q(X_i)}{\partial \log X_{ik}} = b_k X_{ik} (1 - Q(X_i)) = \frac{b_k X_{ik}}{1 + \exp(X_i b)},$$

der X_{ik} er komponent k i vektoren X_i . Angrist og Pischke (2009, p. 197) hevder at “it is not worth the trouble” å spesifisere binære ikke-lineære responsmodeller, blant annet fordi koeffisientene ikke direkte uttrykker marginaleffekter (eller elastisiteter). Fra formlene ovenfor ser vi at marginaleffekter og elastisiteter lar seg enkelt beregne, og avhenger av X -verdien på en ikke-lineær måte slik at de, som diskutert ovenfor, avtar når de respektive sannsynligheter nærmer seg 0 eller 1. En framgangsmåte som også visstnok benyttes er å estimere en logit eller probit model, men deretter kun drøfte prediksjon og marginaleffekter basert på regresjonslinjen $X_i b$ istedet for på $F(X_i b)$. En slik framgangsmåte er naturligvis inkonsistent og faktisk verre enn å benytte en lineær sannsynlighetsmodell i utgangspunktet. Grunnen til dette er at mens OLS vil tilpasse den lineære modellen slik at den passer best mulig til observasjoner som er lik null eller én, og dermed som regel føre til prediksjoner som for de fleste observerte verdier av forklaringsvariablene ligger i intervallet $(0, 1)$. Når derimot regresjonslinja estimeres via en probit eller logit formulering vil situasjonen være anderledes fordi det da er $F(X_i b)$ som tilpasses disse observasjonene.

Den ikke-lineære sannsynlighetsmodellen i (2.1) har også den egenskapen at selv om $X_i b$ ikke inneholder interaksjonsledd så vil de aggregerte marginale interaksjonseffekter kun være lik null når $F(x) = x$. I det tilfellet hvor $X_i b$ inneholder samspillsledd blir det følgelig ikke riktig å beregne marginaleffekten ved kun å beregne marginaleffekten med

hensyn på samspillsleddet. Her er det lett å gjøre feil, noe som Ai og Norton (2003) har påpekt ofte ser ut til å være tilfelle.

En mer beskjeden ambisjon er å nøye seg med å finne den gjennomsnittlige marginaleffekt i utvalget som er benyttet til å estimere modellen (dvs. $E\partial Q(X)/\partial X$), og en del forskere rapporterer kun slike verdier. Imidlertid framgår det ikke alltid helt klart fra analysene om det er de betingede eller de gjennomsnittlige marginaleffektene som er målet for analysene. Videre er aggregeringsproblemet mer komplisert dersom noen av kovariatene er ikke-lineære funksjoner av de "opprinnelige" forklaringsvariablene. I dette tilfellet kan en ikke bare sette inn gjennomsnittsverdier av forklaringsvariablene selv om modellen er lineær i parametrene. Som Angrist og Pischke (2009) nevner, har det ofte vist seg i empiriske analyser at de gjennomsnittlige marginaleffektene er praktisk talt like enten det benyttes en lineær sannsynlighetsmodell eller for eksempel en logit-modell. Men det at dette ofte ser ut til å være tilfelle betyr ikke at det alltid vil være slik, hvilket følgende eksempel viser.

For å illustrere hvor misvisende den lineære sannsynlighetsmodellen kan være, har Horowitz og Savin (2001) gjennomført en empirisk analyse av betydningen av utdanning (utdanningens lengde) og erfaring (potensiell erfaring) på sannsynligheten for at individers ukentlig inntekt er mindre enn \$280, ved å bruke amerikanske data fra 1993. Med utgangspunkt i de estimerte modellene beregner de marginaleffekter ved å sette inn gjennomsnittsverdier av forklaringsvariablene i datamaterialet. De finner blant annet at marginaleffekten med hensyn på utdanning er omtrent dobbelt så stor i tallverdi i den lineære sannsynlighetsmodellen sammenliknet med logitmodellen, og at marginaleffekten med hensyn på erfaring er nesten 3 ganger så stor i tallverdi i den lineære modellen som den tilsvarende effekten i logitmodellen. Horowitz and Savin (2001, s. 50) oppsummerer sin analyse med følgende kommentar:

"The predictions from the linear probability and logit models are very different, so the two models are not substitutes for one another, and the linear model is not a good approximation to the logit model. Most notably, the linear model gives negative predicted probabilities for level of education equal to 16 years over a wide range of experience levels, namely, 19< experience <40. This implies that the linear model is badly misspecified and provides a poor fit to the data."

Som i tilfellet med det ovenfor nevnte eksemplet til Lewbel mfl. (2012), illustrerer analysen til Horowitz and Savin (2001) at den lineære sannsynlighetsmodellen ikke nødvendigvis gir gode estimater av marginaleffekter i ikke-lineære sannsynlighetsmodeller for binær respons, selv når disse beregnes for gjennomsnittsverdier av forklaringsvariablene i utvalget. Selv om det skulle være slik at de gjennomsnittlige marginaleffektene fra den lineære sannsynlighetsmodellen og en logit (probit) modell viser seg å være like i utvalget (benyttet til estimering), så vil marginaleffektene i en kontrafaktisk analyse basert på hypotetisk populasjoner definitivt kunne bli vesentlig forskjellige. Dette skyldes at resultater basert på de ikke-lineære formelene i (2.1) og (2.2) vil avhenge av den hypotetiske populasjonsfordelingen til forklaringsvariablene. Her er det et poeng at en sjelden på forhånd (før analyser er foretatt) kan vite sikkert om den lineære sannsynlighetsmodellen vil medføre urimelige resultater eller ikke. Som nevnt overfor, så er det altså med denne modellen en mulighet for å få urimelige resultater, enten på grunn av at sannsynligheten er lineær i forklaringsvariablene, og/eller at sannsynligheten for noen verdier av forklaringsvariablene faller utenfor intervallet $[0, 1]$, (Horace og Oaxaca, 2006).

I den multinomiske situasjonen der den avhengige variable har m utfall der m er større enn 2 blir de problematiske aspektene ved den lineære sannsynlighetsmodellen ytterligere forsterket. En vesentlig grunn til dette er at hver av de m utfalls sannsynlighetene skal ligge i intervallet $[0, 1]$ og at sannsynlighetene skal summere seg opp til 1.

3. INSTRUMENTVARIABELMETODEN OG DEN LINEÆRE SANNSYNLIGHETSMODELLEN

I mange tilfeller vil én eller flere forklaringsvariable være endogene. En velkjent metode for å unngå simultan likningsskjevheter er å bruke instrumentvariabelmetoden. I slike tilfeller er det ytterligere problemer knyttet til bruk av den lineære sannsynlighetsmodellen. For å kaste lys over hvilke problemer som kan oppstå i denne sammenhengen, la oss betrakte følgende eksempel med én forklaringsvariable som er endogen og en tilgjengelig instrumentvariabel som kan være en vektor. Gitt den lineære sannsynlighetsmodellen, så har denne formen

$$(3.1) \quad Y_i = a + bX_i + e_i,$$

der e_i er et stokastisk restledd med egenskapen $E(e_i | X_i) = 0$. For bedre å få fram det problematiske ved å

benytte totrinns minste kvadraters metode i denne sammenhengen, vil jeg uttrykke modellen som følger,

$$(3.2) \quad Y_i = \psi(a + bX_i) + e_i,$$

der $\psi(q) = q$ når $q \in (0, 1)$, $\psi(q) = 1$ når $q \geq 1$ og $\psi(q) = 0$ når $q \leq 0$. Poenget med å skrive modellen som i (3.2) er at denne medfører at regresjonsfunksjonen $\psi(a + bX_i)$ nå kun vil anta verdier som ligger i intervallet $[0, 1]$. Instrumentvariabellikningen antas typisk å ha følgende form

$$(3.3) \quad X_i = \alpha + Z_i\beta + \eta_i,$$

der Z_i er en vektor av instrumentvariable slik at $E(\eta_i | Z_i) = 0$ og $E(e_i | Z_i) = 0$. Generelt kunne naturligvis instrumentvariabellikningen være ikke-lineær i parametrene. Dersom likningen i (3.3) innsettes i (3.2) får en at

$$(3.4) \quad Y_i = \psi(a + \alpha b + bZ_i\beta + b\eta_i) + e_i.$$

Fra likningen i (3.4) kommer det klart frem hva problemet er: nemlig at siden ψ er en ikke-lineær funksjon så kan restleddene $b\eta_i$ og e_i generelt ikke slås sammen til ett restledd slik som i det lineære tilfelle. Kun når $a + \alpha b + bZ_i\beta + b\eta_i \in [0, 1]$ vil restleddene kunne slås sammen slik at estimering ved to-trinns minste kvadraters metode medfører konsistent estimering. Siden $E(Y_i | Z_i) = a + \alpha b + bZ_i\beta$ må en i så fall kreve at både

$$(3.5) \quad 0 < a + \alpha b + bZ_i\beta < 1 \text{ og } 0 < a + bX_i < 1$$

er oppfylt, hvilket ikke nødvendigvis vil være gjelde.

4. LATENT VARIABEL-SPESIFIKASJON, ENDOGENE FORKLARINGSVARIABLE OG KONTRAFAKTISK PREDIKSJON

Problemet vi nettopp har diskutert viser seg å representere en mer generell utfordring med hensyn til identifikasjon når den avhengige variabel for eksempel er binær. I anvendelser innen økonomi er det ofte fruktbart å formulere modellen med utgangspunkt i en latent variabel relasjon av typen

$$(4.1) \quad V_i = a + bX_i + u_i,$$

der V_i er en kontinuerlig latent variabel som er knyttet til den observerbare binære variabelen Y_i ved at $Y_i = 1$ når $V_i > 0$ og $Y_i = 0$ ellers, der u_i er et stokastisk restledd

med forventning null og X_i er en forklaringsvariabel. Her er det et viktig poeng å minne om at en slik latent variabel-formulering som i (4.1) innebærer ingen restriksjon i seg selv (unntatt den lineære spesifikasjonen) og den inkluderer den lineære sannsynlighetsmodellen som et spesielt tilfelle, nemlig når restleddet antas uniformt fordelt på intervallet $[0, 1]$. I mikroøkonomiske sammenhenger med binære valg har latent variabelspesifikasjoner den fordelingen at V_i kan tolkes som en preferanserepresentasjon, nemlig som differansen i nytte mellom de respektive alternativene. Jeg skal benytte denne formuleringen til å se nærmere på noen problemer som oppstår ved identifikasjon og estimering av strukturparametrene a og b når X_i er endogen. Som ovenfor antar jeg at instrumentvariabellikningen (3.3) gjelder. For enkelhets skyld antar jeg her at u_i og η_i er bivariat normalfordelt med $\text{Var } \eta_i = \tau^2$ og $\rho = \text{korr}(u_i, \eta_i)$. Uten tap av generalitet kan en normalisere slik at variansen til u_i er lik 1. Ved innsetting av instrumentvariabellikningen i (3.3) inn i (4.1) kan en avlede en probit-modell for sannsynligheten $P(Y_i = 1 | Z_i)$. Denne blir lik

$$(4.2)$$

$$P(Y_i = 1 | Z_i) = \Phi\left(\frac{a + \alpha b + bZ_i\beta}{\sqrt{1 + b^2\tau^2 + 2b\rho\tau}}\right) = \Phi(\tilde{\alpha} + Z_i\tilde{\beta})$$

der $\Phi(\cdot)$ er den kumulative fordelingsfunksjonen til normalfordelingen med forventning null og varians lik én og

$$\tilde{\alpha} = \frac{a + \alpha b}{\sqrt{1 + b^2\tau^2 + 2b\rho\tau}} \quad \text{og} \quad \tilde{\beta} = \frac{\beta b}{\sqrt{1 + b^2\tau^2 + 2b\rho\tau}}.$$

De parametrene som er identifiserbare og kan estimeres er α, β, τ samt $\tilde{\alpha}$ og $\tilde{\beta}$. Men en kan ikke derfra identifisere a og b fordi ρ er ukjent. En kan høyst identifisere a og b på en felles skalaparameter nær. Det siste resultatet gjelder også mer generelt, uavhengig av hvilken fordelingsfunksjon for restleddet i (4.1) som benyttes.

Ved å benytte den såkalte kontrollfunksjonsmetoden (see Wooldridge, 2015, for en diskusjon om historie og bruk av denne metoden), kan en imidlertid estimere strukturparametrene. Siden (u_i, η_i) er antatt å være bivariat normalfordelt, følger det nemlig fra velkjente resultater for normalfordelte variable at en kan skrive

$$(4.3) \quad u_i = \theta\eta_i + w_i,$$

der θ er en ukjent parameter og w_i også er en normalfordelt variabel som er uavhengig av η_i . Fra denne sammenhengen følger at $\text{Var } w_i = 1 - \theta^2\tau^2$. Videre følger det at θ har tolkning som $\theta = \rho/\tau$. Fra (3.3) har vi at $\hat{\eta}_i = X_i - \hat{\alpha} - Z_i\hat{\beta}$, der

$\hat{\alpha}$ og $\hat{\beta}$ er estimatene oppnådd ved å estimere modellen i (3.3). Når vi setter inn for u_i fra (4.3) får vi at

$$(4.4) \quad V_i = a + bX_i + \theta\eta_i + w_i.$$

I (4.4) er det «nye» restleddet, w_i , uavhengig av η_i , X_i og Z_i . Fra den estimerte instrumentvariabel-likningen i (3.3) kan en beregne estimator $\hat{\eta}_i$ for η_i . Dermed har vi fra (4.4),

$$(4.5) \quad P(Y_i = 1 | X_i, Z_i, \eta_i) = \Phi\left(\frac{a + bX_i + \theta\eta_i}{\sqrt{1 - \theta^2\tau^2}}\right) \\ = \Phi(a^* + b^*X_i + \theta^*\eta_i)$$

der

$$a^* = a/\sqrt{1 - \theta^2\tau^2}, b^* = b/\sqrt{1 - \theta^2\tau^2} \text{ og } \theta^* = \theta\sqrt{1 - \theta^2\tau^2}.$$

Siden vi har et estimat for η_i , kan vi estimere a^* , b^* og θ^* ved probit analyse, nemlig ved å benytte X_i og $\hat{\eta}_i$ som om de var «vanlige» eksogene forklaringsvariablene. Gitt de spesifiserte antakelsene følger det dermed at modellen er identifisert. Nærmere bestemt følger det fra (3.3) at τ er identifisert og at θ dermed kan bestemmes fra koeffisienten θ^* . Videre ser vi at a og b dermed kan bestemmes fra a^* og b^* .

Det er mulig å benytte svakere fordelingsforutsetninger enn det vi har gjort her, jf. Lewbel m. fl. (2012), men det blir fort komplisert, i hvert fall dersom modellen skal brukes til kontrafaktisk prediksjon.

Det er en misforståelse å tro at bruk av et lineært rammeverk i denne sammenheng krever vesentlig mindre forutsetninger enn probit-formuleringen. La oss et øyeblikk rekapitulere hvilke forutsetninger som kreves i de to modelleringsoppleggene, når vi begrenser oss til situasjoner der restleddet i instrumentvariabellikningen i (3.3) er normalfordelt. Denne siste forutsetningen er det enkelt å teste ved hjelp av velkjente metoder. Vi minner også om, som påpekt ovenfor, at formuleringen i (4.1) er konsistent med både den lineære- samt ulike ikke-lineære formuleringer, slik som logit og probit modellene. Som nevnt ovenfor følger den lineære modellen ved å anta at restleddet u_i er uniformt fordelt på intervallet $[0,1]$, mens probitmodellen følger ved å anta at dette restleddet er standard normalfordelt. Av grunner som vi nevnte i avsnitt 2 er forutsetningen om at restleddet i (4.1) er normalfordelt klart bedre enn forutsetningen om uniformt fordelt restledd. Selv om begge restleddene u_i og η_i i (4.1) og (3.3) er (marginalt) normalfordelte følger det imidlertid ikke nødvendigvis at

den simultane fordelingen til (u_i, η_i) er bivariat normalfordelt. Den siste forutsetningen er imidlertid nødvendig for å benytte probit tilnærmingen diskutert ovenfor. Altså koker forskjellen mellom probit- og det lineære opplegget ned til at mens probitformuleringen krever en bestemt forutsetning om copulafunksjonen (konsistent med bivariat normalfordeling gitt at marginalene er normalfordelte), må den lineære spesifikasjonen tilfredsstille ulikhetene i (3.5). Dersom ulikhetene i (3.5) tas hensyn til blir modelleringen vesentlig mer kompleks og fordelene med den lineære spesifikasjonen faller bort. Probitformuleringen har også den fordel at den tillater kontrafaktiske prediksjoner med hypotetiske verdier av forklaringsvariablene som er vesentlig forskjellige fra tilsvarende observerte verdier. Men den lineære modellen har den fordel at den er enkel å bruke og at det er enkelt å estimere spesifikasjoner med "faste effekter", mens estimering av den tilsvarende probitmodellen med faste effekter fortsatt er et uløst problem. Dagsvik (2015) viser imidlertid hvordan en kan oppnå konsistente estimator i en logit-type binær sannsynlighetsmodell med endogene forklaringsvariable og faste effekter.

Selv om det er velkjent for mange lesere at vi trenger å identifisere og estimere a og b for å gjennomføre kontrafaktiske prediksjoner, la oss likevel repetere det sentrale poenget i denne sammenhengen. Som kjent skiller den kontrafaktiske situasjonen seg fra den empiriske ved at forklaringsvariablene nå antas å være rent hypotetiske eksogene verdier, mens en i den empiriske situasjonen er nødt til å ta hensyn til (eventuell) endogenitet i datamaterialet som stammer fra måten data antas generert på. Likningen i (4.3) er som nevnt antatt å representere sammenhengen mellom u_i og η_i i den empiriske situasjonen. Her er likningen i (4.1) ment å representere en preferanserelasjon som antas å holde også i hypotetiske situasjoner. Altså vil kontrafaktisk prediksjon i denne situasjonen være gitt ved

$$E(\tilde{Y}_i | \tilde{X}_i) = \Phi(a + b\tilde{X}_i),$$

der $\tilde{X}_i$ og $\tilde{Y}_i$ betegner hypotetiske verdier av henholdsvis forklaringsvariabel og avhengig variabel. Følgelig ser en at det kun er mulig å bruke modellen til denne typen kontrafaktisk prediksjon dersom koeffisientene a og b er identifisert (og estimert). Det er fort gjort å glemme at det ikke er de direkte estimerte koeffisientene a^* og b^* som skal anvendes i prediksjonsformelen ovenfor.

Tilfeller hvor forklaringsvariabelen X_i er endogen og binær er mer komplisert. I dette tilfellet er det imidlertid mulig å benytte en latent variabel formulering med to

likninger basert på restledd som er bivariat normalfordelte, se Wooldridge (2010).

I dette avsnittet har vi sett at i tilfellet med binær avhengig variabel og endogene forklaringsvariable vil en ikke nødvendigvis oppnå estimater for de parametrene en er interessert i ved kun å erstatte de endogene forklaringsvariablene med deres korresponderende estimerte instrumentrelasjoner. Som vi poengterte i avsnitt 3, betyr bruk av den lineære sannsynlighetsmodellen kombinert med tradisjonelle instrumentvariabelmetoder, at en forutsetter bort potensielle problemer som den lineære formuleringen impliserer.

5. DISKRET/KONTINUERLIG VENSTRESIDEVARIABEL

I mange anvendelser er data av såkalt diskret/kontinuerlig type. Den avhengige variabel kan for eksempel være kontinuerlig fordelt på den positive delen av tallinja og i tillegg ha en positiv sannsynlighet for å være lik null. Som vi vet er en Tobit-type regresjonsmodell spesifisert ved at den avhengige variabel er lik hva vi kan kalle en regresjonslinje (dvs. en lineær funksjon i forklaringsvariablene pluss restledd) når denne er positiv og lik null ellers, se Greene (1993, s. 694–706). I det første tilfellet, slik som for eksempel i analyse av konsumentatferd og arbeidstilbud, er den avhengige variabel lik null for de konsumentene som ikke etterspør den aktuelle varen eller som ikke tilbyr arbeid. Angrist og Pischke (2009, s. 100) argumenterer *mot* å bruke Tobit-formuleringen i slike tilfeller, “because it does not follow naturally from the structure of the data”, ifølge disse forfatterne. De foreslår i stedet igjen å benytte et standard lineært regresjonsopplegg.

I dette avsnittet vil jeg argumentere for at i typiske analyser basert på mikroøkonomisk teori er Tobit-strukturen en naturlig konsekvens av standard a priori teoretisk rammeverk. Som eksempel vil jeg benytte tradisjonell mikroøkonomisk etterspørselsteori med to goder med respektive kvantum (x, z) . La $V(x, z)$ være konsumentens nyttefunksjon, y inntekten, og p prisen på det første godet. Prisen på det andre normaliserer vi til å være lik én. Som kjent representerer dette ikke noe tap av generalitet. La

$$S(x; p, y) = V'_1(x, y - px) / V'_2(x, y - px)$$

være skyggeprisfunksjonen, lik den marginale substitusjonsraten når budsjettbetingelsen er inkorporert. Da er $x = 0$ dersom $S(0; p, y) \leq p$ mens x er positive i motsatt

fall og bestemt ved $S(x; p, y) = p$. For ikke å komplisere diskusjonen vil jeg for enkelthets skyld anta at skyggeprisfunksjonen kan approksimeres med følgende lineære funksjon

$$(5.1) \quad S(x; p, y) = \alpha + \beta x + \gamma p + \delta y + u$$

hvor u er et stokastisk restledd med forventning null.³ Derav følger det at dersom $\alpha + \gamma p + \delta y + u > p$ så vil konsumentens optimale tilpasning gi indre løsning bestemt ved

$$(5.2) \quad x = \frac{(1 - \gamma)p - \alpha - \delta y - u}{\beta}.$$

I motsatt fall, dvs. dersom $\alpha + \gamma p + \delta y + u < p$ så vil altså den optimale tilpasning for konsumenten være en hjørneløsning. Den siste ulikheten er ekvivalent med ulikheten

$$(5.3) \quad (1 - \gamma)p - \alpha - \delta y - u < 0.$$

Det er lett å se at (5.2) og (5.3) medfører at etterspørselsfunksjonen kan skrives mer kompakt som

$$(5.4) \quad x = \max\left(0, \frac{(1 - \gamma)p - \alpha - \delta y - u}{\beta}\right).$$

Vi ser med en gang at etterspørselsfunksjonen i (5.4) har en Tobit-struktur. Altså viser dette enkle eksemplet at den velkjente strukturen til mikroøkonomiske etterspørselsfunksjoner med potensiell hjørneløsning har en Tobit struktur. Legg merke til at her har vi kun antatt at konsumentens preferanser kan representeres ved en nyttefunksjon med konvensjonelle egenskaper (bortsett fra at vi for enkelthets skyld i denne illustrasjonen har antatt en spesifikk funksjonsform for skyggeprisfunksjonen). Betrachtingene ovenfor er naturligvis ikke begrenset til kun å gjelde for etterspørsel etter kontinuerlig kvantum av konsumgoder, men vil være analoge i en rekke anvendelser som har mikroøkonomisk teori som utgangspunktet.

Betrakt nå en empirisk spesifikasjon av en Tobit-modell gitt ved følgende likning

$$(5.5) \quad Y_i = \max(0, X_i b + u_i)$$

der $-u_i$ har forventning null og kumulativ fordelingsfunksjon F og X_i er en vektor av forklaringsvariable. Under bestemte fordelingsforutsetninger om restleddet u_i

³ Dersom en lineær approksimasjon antas ikke å være tilfredsstillende kan en generalisert versjon av Tobit-tilnærmingen benyttes såfremt skyggeprisfunksjonen er separabel i en deterministisk og en stokastisk komponent.

(parametrisk eller ikke-parametrisk) kan b estimeres ved å benytte Tobit-restriksjonen i (5.5).

Det er også mulig å benytte ikke lineær regresjon, formulert slik at implikasjonene fra (5.5) er oppfylt. Fra (5.5) følger det, ved delvis integrasjon, at

$$(5.6) \quad E(Y_i|X_i) = \int_0^{\infty} yF'(X_i b - y) dy = \int_0^{\infty} F(X_i b - y) dy.$$

Likning (5.6) medfører at

$$(5.7) \quad \frac{\partial E(Y_i|X_i)}{\partial (X_i b)} = \int_0^{\infty} F'(X_i b - y) dy = F(X_i b)$$

$$\text{og} \quad \frac{\partial^2 E(Y_i|X_i)}{\partial (X_i b)^2} = F'(X_i b) > 0.$$

Med andre ord er den kvalitative implikasjonen fra (5.5) at $E(Y_i|X_i)$ er konveks som en funksjon av den underliggende regresjonslinjen $X_i b$. Videre, følger det fra (5.7) at i det tilfellet der definisjonsområdet til F er hele tall-linjen, så vil $\partial E(Y_i|X_i)/\partial X_i = F(X_i b)$ nærmer seg null når $X_i b$ blir liten, og tilsvarende nærmer seg én når $X_i b$ blir stor. Tilsvarende diskusjonen i avsnitt 2 er det altså mulig å si noe om de kvalitative egenskapene til $E(Y_i|X_i)$ selv om F er ukjent.

Eksempelvis vil strukturen i den ikke-lineære regresjonsmodellen være gitt ved

$$Y_i = \tau \log(1 + \exp(X_i b/\tau)) + \xi_i,$$

der ξ_i er et stokastisk restledd og τ er en positiv ukjent parameter, respektere den kvalitative implikasjonen i (5.7).⁴

6. AVSLUTTENDE BEMERKNINGER

I situasjoner der det ikke er beskrankninger på den avhengige variabelen kan en lineær modellspesifikasjon i mange tilfeller begrunnes som en approksimasjon til en underliggende ukjent funksjonsform. Som diskutert ovenfor, er dette ikke tilfelle når den avhengige variabelen er begrenset avhengig. I dette tilfellet vil en kunne risikere at en lineær tilnærming er en dårlig approksimasjon, og dermed at de påfølgende empiriske resultatene blir mindre overbevisende enn de kunne ha blitt.

Diskusjon om dette tema er på ingen måte noe nytt; den har foregått i mange år. For eksempel, skriver Moffitt (2001, s. 21) blant annet følgende, i en kommentar til Angrist (2001): “The LPM (Linear Probability Model) is attractive because it is easy to interpret, providing parameter estimates that do not require transformation to learn the effect of a regressor on the mean of the dependent variable. It has a role to play in empirical work in summarizing the data as regards the conditional mean function and for initial explorations of the data, and virtually all practitioners use it for this purpose. But beyond this it has no defence. Either it is equivalent to the latent-variable model if the model is saturated or, if the model is not saturated, imposes functional form restrictions that may not hold and may fit the data worse than the latent variable model”.

Gliddeflukten over til stadig enklere økonometriske metoder, slik som lineære regresjonsmetoder, ser ut til å være en del av en mer omfattende trend. Mens avansert mikroøkonometri hadde betydelig popularitet for et par decennier siden har dette feltet i den senere tiden hatt betydelig motbør, og det virker som om feltet er kraftig nedprioritert, blant annet ved norske universiteter. Dette kan til dels skyldes effektiv markedsføring fra innflytelsesrike forskere (slik som Angrist og Pischke, som hevder at avanserte metoder stort sett ikke er nødvendige), men vel så viktig er trolig at denne utviklingen kan være en reaksjon på det faktum at mange forskere i utgangspunktet hadde altfor naive og urealistiske forhåpninger til hva en skulle kunne oppnå ved å benytte avanserte strukturelle modellopplegg, som til dels var basert på spekulative forutsetninger om atferd. Nå kan det imidlertid se ut som om pendelen er i ferd med å svinge til den motsatte ytterligheten.

Mange tiår med empirisk økonomisk analyse har vist oss at målsettingen om å oppnå allment aksepterte kausale sammenhenger er uhyre krevende. Denne målsettingen blir ikke enklere å oppnå ved å benytte en praksis basert på statistiske metoder som åpenbart ikke er velegnet, slik som i situasjoner vi har diskutert i denne artikkelen.

REFERANSER

Ai, C. og E. C. Norton (2003): Interaction Terms in Logit and Probit Models. *Economics Letters*, **80**, 123-129.

Angrist, J. (2001): Estimation of Limited Dependent Variable Models with Dummy Endogenous Regressors:

⁴ Strukturen i denne ikke-lineære regresjonsmodellen er eksakt i det tilfellet der u i har en logistisk fordeling med varians $\pi^2 \tau^2 / 3$.

Simple Strategies for Empirical Practice. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19, 2–16.

Angrist, J. og J.-S. Pischke (2009): *Mostly Harmless Econometrics. An Empiricist's Companion*. Princeton University Press, New York.

Dagsvik, J. K. (2015): On the Retrograde Practice of Linear Specifications when the Dependent Variable is Limited. Artikkel under utarbeidelse.

Greene, W. H. (1993): *Econometric Analysis*. Prentice-Hall, 2nd edition, Englewood Cliffs, NJ.

Heckman, J. J. (2010): An Interview with James J. Heckman, by Donna K. Ginther. *Macroeconomic Dynamics*, 14, 548-584.

Horace, W. C. og R. L. Oaxaca (2006): Results on the Bias and Inconsistency of Ordinary Least Squares for the Linear Probability Model. *Economics Letters*, 90, 321–327.

Horowitz, J. L. og N. E. Savin (2001): Binary Response Models: Logits, Probits and Semiparametrics. *Journal of Economic Perspectives*, 15, 43–56.

Lewbel, A., Y. Dong og T. Tao Yang (2012): Comparing Features of Convenient Estimators for Binary Choice Models with Endogenous Regressors. *Canadian Journal of Economics*, 45, 809–829.

Moffitt, R. (2001): Estimation of Limited Dependent Variable Models with Dummy Endogenous Regressors: Comment. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19, 20–23.

Wooldridge, J. M. (2010): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. (2nd edition). MIT Press, Cambridge, MA.

Wooldridge, J. M. (2015): Control Function Methods in Applied Econometrics. *Journal of Human Resources*, 50, 420-445.

Samfunnsøkonomene takker alle som har sendt inn sin e-post adresse!

Er du usikker på om vi har din epostadresse?

Kontakt oss på: post@samfunnsokonomene.no



HANS ÅSNES HOLTER

Postdoktor ved økonomisk institutt, Universitetet i Oslo

Om arbeidstimer i USA og Europa

Ifølge nyere forskning jobber amerikanere 30% mer enn europeere (Prescott 2004, Rogerson 2006). Dette var ikke tilfelle på begynnelsen av 1970-tallet, da vesteuropeere jobbet mer enn amerikanerne. Hva er forklaringen på de store forskjellene i antall arbeidstimer mellom land i dag? Skyldes det ulik finanspolitikk eller mer fundamentale forskjeller?

Vår studie (Chakraborty et. al 2015) finner at skilsmisserater og skattesatser til sammen kan forklare 45% av variasjonen i arbeidstimer mellom USA og 17 europeiske land. Forskningen vår begynner med å prøve å avdekke de faktorene som bestemmer forskjeller i arbeidstid mellom land ved å analysere arbeidstimer i ulike demografiske undergrupper. Vi finner at kvinner vanligvis er de største bidragsyterne til den samlede differansen. Europeiske kvinner jobber mindre enn amerikanske kvinner, uavhengig av om vi ser på enslige eller gifte kvinner, eller kvinner med og uten barn.

Ulike skattesystemer er en av de mest populære forklaringene på det observerte avviket i arbeidstid mellom USA og Europa. Den grunnleggende intuisjonen her er enkel - høyere skatt på arbeidsinntekt reduserer insentivene til arbeid. For de 18 landene i utvalget vårt, finner vi imidlertid at mens det faktisk er en negativ korrelasjon mellom ulike mål for beskatning og arbeidstimer blant menn, er den tilsvarende korrelasjonen for kvinner nær null. Figur 1 viser korrelasjonen mellom mannlige og kvinnelig arbeidstimer og «gjennomsnittlig effektiv skattesats», et mål som slår sammen den gjennomsnittlige skatten på arbeidsinntekt

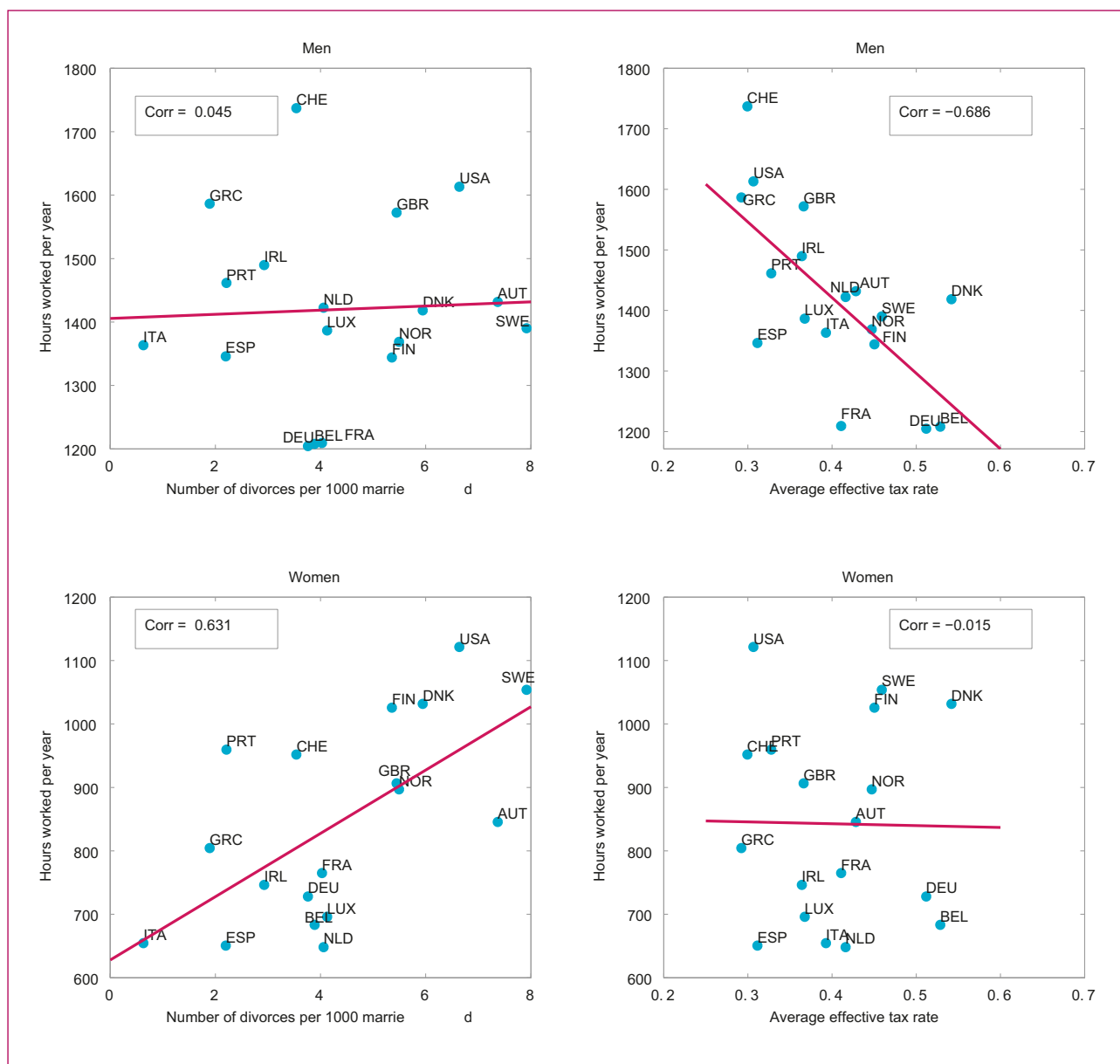
og den gjennomsnittlige merverdiavgiften i hvert land til en enkelt skattesats.

Samtidig viser Figur 1 at vi får motsatt resultat når vi ser på forholdet mellom skilsmisser og arbeidstid – vi finner en sterk positiv korrelasjon mellom skilsmisser og arbeidstimer hos kvinner, mens for mannlige timer er korrelasjonen med skilsmisserater nær null.

Figur 1 viser at kvinnelig arbeidstilbud er korrelert med skilsmisser i statistisk forstand, men den besvarer ikke det viktigste spørsmålet: Hvorfor vil sannsynligheten for skilsmisse påvirke kvinners avgjørelse om å arbeide? Vi tror dette er fordi ekteskapet gir en implisitt forsikring, da ektefellene kan dele sine inntekter.

Hvis skilsmisseraten er høyere i et samfunn, får kvinner et sterkere insentiv til å opparbeide seg arbeidserfaring for å forsikre seg mot å bli single en gang i fremtiden. Årsaken til at denne effekten påvirker kvinner spesielt er at i datamaterialet tjener kvinner ofte mindre enn sine menn og vil bli hardere rammet ved en skilsmisse. Europeiske kvinner ser på det som mindre sannsynlig å bli skilt, og dermed finner de mindre grunn til å forsikre seg ved å jobbe like mye som amerikanske kvinner.

Vi anvender denne logikken i en modell som er utviklet for å etterligne individuell atferd i form av arbeidstimer som respons til forventede sannsynligheter for ekteskap og skilsmisse og skattesatser. Individene i modellen vår begynner arbeidslivet i en alder av 20. I hvert år, frem til



Figur 1: Korrelasjon mellom arbeidstimer og skilsmisserater og arbeidstimer og skatt

pensjonsalder, kan de bestemme hvor mange timer de vil jobbe, hvor mye de vil spare, og hvor mye vil forbruke. Folk som jobber akkumulere arbeidserfaring, noe som fører til høyere lønn per tidsenhet. Vi simulerer livet til et tverrsnitt av enkeltpersoner og studere deres oppførsel når de blir utsatt for skilsmisserater og skattesatser fra USA og 17 europeiske land.

For å evaluere virkningen av de foreslåtte faktorene, kalibrerer vi modellen vår til amerikanske data og studere hvordan arbeidstilbudet i USA forandrer seg hvis vi innfører skilsmisse- og ekteskapsrater og skattesystemer fra

europeiske land. Vi finner at stabile ekteskap føre til en reduksjon i arbeidstilbudet. Både i dataene, og i modellen er effekten på den ekstensive marginen, dvs. om kvinner vil velge å arbeide eller ikke. Hvis vi erstatter de amerikanske skilsmisse- og ekteskapsratene i laboratorieøkonomien vår med tilsvarende rater fra de europeiske landene, kan vi forklare 22% av variasjonen i arbeidstimer for kvinner.

I likhet med hva vi ser i datamaterialet, finner vi at i modellen vår er det hovedsakelig menns arbeidstilbud som påvirkes av høye gjennomsnittlige skatter og det skjer langs den intensive marginen, dvs. antall arbeidstimer blant

sysselsatte personer. Intuisjonen bak dette er at skatter er progressive, det vil si at jo mer en person tjener jo høyere er marginalskatten, og at landene med høyest gjennomsnittlig skattesats også pleier å ha de mest progressive skattene. Dette betyr at skatt på lave inntekter (kvinner) ofte ikke så mye høyere i for eksempel skandinavia enn i USA, mens skatt på høye inntekter (menn) gjerne er mye høyere.

Skilsmisshypotesen er videre støttet av empiriske studier som konkluderer med at amerikanske delstater som vedtok «no-fault» skilsmisse lover på 1970-tallet opplevde en økning i det kvinnelige arbeidstilbudet i forhold til andre stater (ved no-fault skilsmisser kreves det ikke at den ene parten har begått en feil). Dette er også nettopp på den tiden da amerikanerne gradvis begynte å jobbe mer enn europeerne. De fleste europeiske land har vedtatt no-fault skilsmisse lover senere og har fortsatt betydelig lavere skilsmisserater. Skatthypotesen vårt finner støtte i studier som peker på at de europeiske og amerikanske skattenivåene var omtrent like rundt 1970 da de begynte å divergere.

Vi konkluderer med at som svar på endrede sosiale normer, har amerikanske kvinner valgt å forikre sin egen framtid ved å jobbe hardere, mens europeiske menn, som respons på økte skatter, har funnet det attraktivt å prioritere ferie fremfor jobb.

REFERANSER

Chakraborty, I., Holter, H. and S. Stepanchuk (2015) "Marriage Stability, Taxation and Aggregate Labor Supply in the U.S. vs. Europe," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 72, 1-20.

Prescott, Edward C. (2004), "Why do Americans Work so Much More Than Europeans?", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 28:2-13.

Rogerson, Richard (2006), "Understanding Differences in Hours Worked", *Review of Economic Dynamics* (6), 365-409.

ABONNEMENT

HUSK!

*Abonnementet løper til det blir oppsagt,
og faktureres per kalenderår.*

www.samfunnsokonomene.no

LO er en kompromissmaskin, ingen krigsmaskin

Av Camilla Bakken Øvald, Samfunnsøkonom og skribent

I 22 år har et av hjørnekontorene i LO-byggets toppetasje tilhørt samme mann. Sjøføkonom Stein Reegård er en av Norges mest innflytelsesrike økonomer, og premissleverandør i debatten om norsk økonomi. Han leder LOs samfunnspolitiske avdeling, med ansvar for arbeidsmarkedet, lønn og pensjon, velferd, skatt og makropolitikk. Reegård mener økonomene får en stadig mer sentral rolle i den økonomiske politikken.

– Nasjonalbudsjettet er det aller viktigste økonomene har levert samfunnet, og grunnlaget for økonomenes sentrale plassering. Det registrerer den viktigste delen av det politiske beslutningssystemet, og gir en ramme til hele budsjettprosessen. I dag har økonomene i stor grad regien og ansvaret for at politikerne prioriterer.

En viktig årsak til at økonomene har overtatt regien i budsjettarbeidet, er at spillerommet for politikk har blitt smalere, hevder Reegård. Det gjør det vanskeligere for politikere å ta prioriteringsansvar.

– Inflasjonsrestriksjonen som i praksis fulgte 70-tallets styringsproblemer, bidro til å begrense det nasjonale handlingsrommet via internasjonaliseringen. I dag er det i politisk



praksis også etablert et skattetak. Mediehverdagen gjør det å utøve økonomisk styring svært krevende. Ved enhver omprioritering blir ulemmene massivt overrepresentert sammenliknet med gevinstene. Disse styringsutfordringene er dypest sett en hovedforklaring på den høye arbeidsløsheten i nesten alle land.

LOs sjøføkonom trives med å bidra til grunnlaget for en fornuftig økonomisk politikk, selv om en partipolitisk karriere var innen rekkevidde på 1980-tallet. Reegård var statssekretær i to Arbeiderparti-regjeringer, men

hevder han kler bedre rollen som fagperson. Hvilket fag var derimot ikke avgjort, da unge Reegård registrerte seg som student ved Universitetet i Oslo tidlig på 70-tallet.

KONSENTRERT OM DET VESENTLIGE

Stein Reegård er vokst opp i Sandvika, med en far som var jurist og rådmann. Planen var å følge i farens fotspor og ta høyere utdanning, men etter det første forberedende kurset på juss fikk han nok.

– Miljøet så kjedelig ut, og studiehåndboka for økonomi passet meg mye bedre. Jeg hadde knapt åpnet en lærebok på videregående skole, og verken gjort lekser eller lest. Studiet i økonomi passet meg bra. Sammenliknet med i dag var studentene utsatt for betydelig omsorgssvikt. Vi studerte i to-tre år, før det var noen eksamen. Studiet ga oss både frihet og en mulighet for ansvarsfølelse.

– Hva husker du best?

– Undervisningstilbudet var ikke høyt prioritert av lærerne, men Trygve Haavelmo og Leif Johansen var klare lyspunkter. Vi studentene kom ikke veldig nær Haavelmo, men jeg fikk en bedømmelse av ham en gang. Han

konkluderte at oppgaveløsningen min var enkel, men relevant, og konsentrert om det vesentlige. Det var den absolutt ytterste formen for oppmunt- ring.

Studietiden var preget av 68-gene- rasjonen og politisk engasjement. Reegård var innom studiesirkler både i SF og SUF, før han meldte seg inn i Arbeiderpartiet i 1974. Fire år senere ble han uteksaminert fra Universitetet i Oslo som cand.oecon. Første jobbsøkende telefon gikk til Finansdepartementets mektige mann, Arne Øien.

– Jeg var både imponert og forskrekka over måten han ansatte folk på! Det eneste han var interessert i var eksa- menskarakterer. Det morsomste vi drev med under Arne Øien var deva- lueringer. Det måtte foregå om natta. Vi lagde store regneøvelser hvor det meste var eksogent i modellene. Det var likevel en utrolig interessant periode.

Inflasjonen og arbeidsledigheten i Europa økte, og det var konkurre- rende forskyvninger i valutakursen. Det ble både pris- og lønnsstopp i 1978 og Kleppe-pakker. Det var da oljeøkonomiens idegrunnlag ble tenkt ut, selv om det var lenge til det ble inntekter av betydning.

– Hva var den viktigste lærdommen du tok med deg fra Finansdepartementet?

– Erfaringen fra arbeid med nasjonal- budsjetten. Hvis man skal følge med på makroøkonomien og den økono- miske politikken, er nasjonalbudsjet- tet og nasjonalregnskapet helt uvur- derlig for økonomer og politikere. Det er det eneste begrepsapparatet som finnes for en konsistent og noenlunde helhetlig samfunnsforståelse, og sam- tidig et viktig styringsredskap.

FAGPERSON ELLER POLITIKER?

Stein Reegård var aktiv i Arbeiderpartiet fra slutten av 70-tal- let, og i 1986 ble han utnevnt til statssekretær Forbruker- og admi- nistrasjonsdepartementet. Da Syse- regjeringen sprakk i 1990 ble han statssekretær igjen, denne gangen i Næringsdepartementet. Den politiske erfaringen til tross, Reegård er tydelig på at rollen som sjeføkonom i LO er noe annet.

– Selv om LO og AP jobber nært og godt sammen, har det vært en økende rollebevissthet i løpet av alle disse årene. Jeg har også selv forsøkt å være det veldig bevisst.

Reegård omtaler sin egen innsats som ”på en traust måte gjøre en viktig jobb for land og folk”, men arbeidsplas- sen beskriver han som alt annet enn traust.

– Dette er en drømmejobb for sam- funnsinteresserte økonomer! I peri- oder har man like god tilgang til statsministeren som til folk på grunn- planet. Her har vi nær kontakt med fagmiljøer, sentrale departementer, og andre som jobber med kjernepro- blemstillinger for samfunnsøkono- mer. Det er et skvært og ujløst miljø. Allsidig både i tema og i aktivitet. Den eneste bekymringen ved jobben at vi sprer oss på for mange temaer.

– Grensen mellom politikk og fag er ikke alltid like tydelig, og i valgkampen uttalte LO at regjeringens skattekutt har kostet et bortfall av 20 000 arbeidsplasser. Var det et politisk eller faglig utspill?

– Poenget var at et budsjett med 12 milliarder kroner på utgiftssiden med tradisjonelle beregninger, vil gi en klart større sysselsettingseffekt enn skattelette, eksempelvis hvis det ble brukt til kommunene. Det er udisku- tabelt at offentlige utgifter gir større

etterspørselseffekt enn skattelette. Skattelettelser kan ha fornuftige lang- tidsvirkninger som tilbudssidetilak.

– Er du en fagperson eller politiker?

– Jeg håper det første. Jeg kler eksper- trollen bedre enn politikerrollen.

EN GAVE TIL REGJERINGEN

Skattelettuenigheter til tross, Reegård mener LO og trepartssamarbeidet er avgjørende for en norsk regjering uav- hengig av politisk plattform. På opp- fordring kan han til og med komme med positive tilbakemeldinger til Solberg-regjeringen.

– De skal ha kred for at de har tatt handlingsregelen på alvor. Finansministeren har parkert en vik- tig del av sitt partiprogram, og videre- ført en veldig viktig grad av seriøsitet i den økonomiske politikken. Man kunne sett for seg enda mer vidløftige skattelettelser enn det som er gjort.

– Hvilke områder i regjeringens politikk mener du bør reverseres?

– Det er fornuftig at ideen om rever- sering omtales, men det er viktig at det håndteres på en god måte. Verden endrer seg. En del av det man oppfat- ter som forverringer nå kan bli erstat- tet av noe som er enda bedre enn det som var. Når det gjelder arbeids- livsområde er jeg uenig i mye av det som har skjedd. Det var ingen opp- lyst offentlig samtale om midlertidige ansettelser eller utvidet aldersgrense fra 70 til 72 år. Det har da også vært signalisert en viss vilje til evalueringer og revurderinger.

– Har LO samme rolle og makt under en Høyre-regjering?

– LO er ikke noen krigsmaskin, vi er en kompromissmaskin. LO hjelper til med å styre lønnsutviklingen og har støttet stramhet i statsbudsjettene.

Det er en ganske stor sjeldenhet hvis man sammenlikner med situasjonen i andre land. På den måten bør arbeidsgiversiden og en hver regjering erkjenne hvor heldige de er. Ikke ut fra prektighet, men fordi LO har en struktur og bredde som bidrar til sammenfall mellom samfunnsinteresser og medlemsinteresser. Det er en gave som de bør verdsette og passe bedre på.

– *Hva mener du er det aller viktigste med den norske modellen?*

– Det er et gjennomgående system som henger sammen. Ulike elementer er hverandres gjensidige forutsetning. Det mest håndfaste uttrykket er samordnet lønnsdannelse. I praksis betyr det at vi kan tåle større press i arbeidsmarkedet uten ukontrollert kostnadsøkning, enn andre land. Det får stor betydning for makrostabiliteten og fremfor alt for fordeling. Den relative likheten virker fremmede på samarbeid, mindre profesjonshierarki og mer kunnskapsdeling. Arbeidsgiverne har insentiv til å investere både i lavtlønte og høylønte. Lavtlønte fordi de er relativt dyre. Høylønte fordi det ikke automatisk slår tilbake i økte lønns plasseringer.

Reegård forteller at Norges modell med en ledende hovedorganisasjon som jevnlig forhandler lønn er unikt internasjonalt i dag. Selv i Danmark og Sverige er denne samordningen institusjonelt mye svakere. Han kaller den norske modellen en solskinns-historie, og viser til at det er økende akademisk og politisk interesse for modellen.

– Den bygger på et avtalesystem som sikrer maktbalanse på bedrifts- og bransjenivå, og som spiller over på individuelle kontraktsforhold. Det gir økonomisk forståelse og evne til kompromiss. LO kan for eksempel støtte

en pensjonsreform. Lokalt vil klubbene ha lettere for å se bedriften også fra eirenes perspektiv.

UTFORDRINGER FOR NORSK ØKONOMI

Los sjeføkonom er ofte i media, og har blant annet kalt EØS en bauta i norsk økonomi som kan sammenliknes med hovedavtalen.

– EØS er et kompromiss. Avtalen er ikke så fantastisk god, men den er nødvendig. Skal vi ha verdens høyeste lønnsnivå, må bedriftsinteressene respekteres. Den største utfordringen med EØS er arbeidsinnvandring. De sterkeste utslagene i arbeidsmarkedet er at det har blitt sterk lavlønnskonkurranse mot deler av norsk arbeidskraft. Det øker frafallet, og i ytterste fall øker antall uføre. Yrker hvor det er delvis lett å erstatte etablerte arbeidstakere med utlendinger skjer det endringer.

Reegård viser til en rapport fra Frisch-senteret som tallfester fortrennings-effekten svensk ungdom har for norsk ungdom.

– Det skjer en institusjonell svekkelse. Arbeidsgivere vil bevisst og ubevisst fristes til å utnytte den muligheten som importert arbeidskraft gir. Det truer både makrorasjonaliteten i systemet og inntektsfordelingen.

– *Hva bør vi gjøre?*

– Oppskriften har ingenting med fremmedfiendtlighet å gjøre. Det er viktig å inkludere fleste mulig i organisasjonslivet og fremme et seriøst arbeidsliv. Samtidig må man stryke inkluderingsperspektivet i arbeidsmarkedspolitikken. Det må bli mer slagkraft i arbeidskraftformidlingen, og kompetansepolitikk særlig overfor yrkesfagene. Det meste av dette er

det enighet om. Politikken tar skritt i riktig retning, men slagkraften blir alt for puslete, de sterke motkreftene tatt i betraktning.

EUROPEISK FAGBEVEGELSE HAR FEIL STRATEGI

Det er økonomisk krise i Europa, og en sterkt svekket fagbevegelse. Reegård mener eurokrisen er et godt eksempel på hvor mye institusjon har å si for økonomien som helhet. Han mener Euroen var et stort økonomisk feilgrep.

– Utfordringen er at det er felles pengepolitikk, men ikke felles finanspolitikk. Samme valuta for land med helt ulik næringsstruktur og politisk kultur er vanskelig. Euroen har også ført til en pervertering av ansvar. Det kan illustreres ved at Hellas burde hatt all energi og kreativitet rettet mot hva de kan og bør gjøre bedre. I stedet brukes energien til å argumentere mot europartnerne.

– *Hva kan europeisk fagbevegelse gjøre?*

– De har hatt et for optimistisk syn på EU-samarbeidet. Fagbevegelsen har satset prestisje og håp til mekanismer i Brussel, framfor å oppnå resultater på hjemmebane: Fagorganisering og påvirkning av nasjonal politikk. Det er en feilaktig forestilling at det man ikke oppnår hjemme skal man oppnå i Brussel.

– *Du hadde selv et optimistisk syn*

på EU for 10 år siden, og uttalte til Nationen i 2004 at du ville stemt ja til EU hvis det var ny folkeavstemning?

– Det var et blaff. Jeg var da veldig imponert over hvordan EU behandlet øst-europeiske land.

Reegård mener samme ukritiske optimisme gjaldt økonomenes håndtering av finanssektoren.

– Det er vondt å fatte hvilken enorm makt og inntjening finansbransjen fikk. Økonomene kan ikke bebreides for ikke å hindre det, men de var de nærmeste til å advare sterkere. På en måte er de offer for sin egen seriøsitet. Problemer som man ikke er sikre på om har noen løsning lar man seile. Særlig Norges Bank med sine store ressurser burde kunne bidra mer til forståelse av dette.

– Hva tror du er løsningen?

– Det er umulig å detaljregulere finansmarkedet, og de er omgitt av jurister som kommer på etterskudd. Man må ha generelle disiplinerende mekanismer. Du må holde dem i sjakk.

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!

Telefon: 22 31 79 90

E-post: sekretariatet@samfunnsokonomene.no

www.samfunnsokonomene.no





SAMFUNNSØKONOMENE

Samfunnsøkonomene inviterer til høstkonferanse

Tirsdag 06/10 – 2015, Høyres Hus, Stortingsgaten 20, Oslo

PRODUKTIVITET OG KONKURRANSEEVNE

12.30 – 13.00 Ankomst og registrering

Europa i stagnasjon. Lav produktivitet eller sviktende etterspørsel?

13.00 – 13.35 Espen Henriksen, BI

13.35 – 14.10 Steinar Holden, UiO

(15 min kaffepause)

Kan myndighetene påvirke produktivitet og konkurranseevne?

14.25 – 15.00 Christine Meyer, SSB

15.00 – 15.35 Karen Helene Ulltveit-Moe, UiO

15.35 – 16.10 Espen Rasmus Moen, BI

(15 min kaffepause)

Måler vi produktiviteten riktig?

16.25 – 17.00 Victor Norman, NHH

17.00 – 18.30 Fingermat og drikke

For informasjon om påmelding og deltakeravgift, m.m., se

<http://www.samfunnsokonomene.no/kurskonferanser/hostkonferansen-2015>



Landsorganisasjonen i Norge

www.lo.no

Senior samfunnsøkonom til Samfunnspolitisk avdeling

LO er den ledende arbeidstakerorganisasjonen i Norge, og har ca. 900.000 medlemmer fordelt på 24 forbund. LOs administrasjon holder til i Oslo Kongressenter Folkets Hus på Youngstorget i Oslo. I tillegg har vi distriktskontorer i alle fylker. Til sammen er vi ca. 265 ansatte, som har et hyggelig, til tider hektisk, miljø på arbeidsplassen. LO er en IA-bedrift. Vi ønsker et mangfoldig arbeidsmiljø og oppfordrer alle kvalifiserte til å søke, uavhengig av kjønn, etnisk bakgrunn, religion, nedsatt funksjonsevne, alder og seksuell orientering.

Samfunnspolitisk avdeling er LOs fagavdeling for økonomisk- politiske spørsmål med særlig vekt på makroøkonomi og arbeidsmarked. I tillegg har vi ulike funksjoner knyttet til fordeling, organisering av velferdstjenester og sosiale ordninger.

Avdelingen består av 13 dedikerte medarbeidere, deriblant 8 samfunnsøkonomer.

Arbeidsoppgaver

- Hovedfunksjonene er analyse og rådgivning overfor LOs ledelse, men også overfor forbund, politiske organer, forskning, media og internasjonale samarbeidspartnere.

Kvalifikasjoner

- Vi søker en erfaren samfunnsøkonom med embetseksamen eller mastergrad i samfunnsøkonomi.
- Erfaring fra forvaltning, forskning eller annen type utredningsarbeid

Utdanningsretning

- Samfunnsøkonomi

Utdanningsnivå

- Høyskole / Universitet, Hovedfag / Mastergrad

Vi tilbyr

- En spennende stilling med kontakt til ledende fagmiljøer og sentralt reformarbeid
- Nær kontakt med lønnsforhandlinger, arbeidsmarkedet, dets organisasjoner og øvrige institusjoner
- Nærhet til viktige politiske prosesser i storting, departementer, partier, media og øvrig organisasjonsliv

Søknadsfrist:

06.10.2015

For å søke, gå inn på: lo.no

Nøkkelinformasjon:

Annonser: LO

Ref. nr.: 2769409651

Stillingstype: Fast

Stillingsbrøk: 100%

Heltid

Antall stillinger: 1

Kontaktinfo:

Stein Reegård

Avdelingsleder

(+47) 91370614

Merete Voje Lie

Personlrådgiver

(+47) 95815160

Søkekriterier:

Sted: Oslo

Bransje: Medlemsorganisasjon

Fagfelt: Samfunnsøkonomi

Arbeidssted:

Youngsgt. 11, 0181 Oslo

Veiledning for bidragsytere

1. Bidrag til Samfunnsøkonomen deles inn i fem kategorier:

- a. *Artikkel*
Vitenskapelig anlagte artikler av teoretisk og/eller empirisk karakter som studerer problemstillinger innenfor det samfunnsøkonomiske fagområdet. Kategorien åpner også for litteraturoversikter fra et bestemt fagfelt. Artikkel-formatet har tidsskriftets høyeste krav til originalitet, er omfattet av fagfellevurdering og utløser publiseringspoeng for nivå-1 tidsskrift i det norske systemet for vitenskapelig publisering. Omfang: Maks 7000 ord (ca 20 sider). Indikativ behandlingstid: 4 måneder.
- b. *Aktuell analyse*
Anvendte analyser av problemstillinger med høy aktualitet for norsk økonomi og samfunnsliv rettet mot en bred krets av lesere med arbeid eller interesse innenfor samfunnsøkonomi. Lavere krav til originalitet og teknisk nivå enn for Artikkel-formatet. Aktuelle analyser er underlagt fagfellevurdering, og utløser publiseringspoeng for nivå-1 tidsskrift i det norske systemet for vitenskapelig publisering. Omfang: Maks 7000 ord (ca 20 sider). Indikativ behandlingstid: 2 måneder.
- c. *Aktuell kommentar*
Innlegg om aktuelle problemstillinger og utviklingstrekk i norsk økonomi og samfunnsliv som forutsetter innsiktsfull anvendelse av samfunnsøkonomiske sammenhenger, begreper og tankesett. Forenklet vurdering i redaktør-kollegiet som ikke utløser publiseringspoeng. Omfang: Maksimalt 5000 ord (ca 12 sider). Indikativ behandlingstid: 1 måned.
- d. *Debattinnlegg*
Tilsvar og kommentarer som forutsetter innsiktsfull anvendelse av samfunnsøkonomiske tankesett. Debattinnlegg vurderes av redaktør-kollegiet, og utløser ikke publiseringspoeng. Omfang: Maksimalt 3000 ord (ca 7 sider). Indikativ behandlingstid: 1 måned.
- e. *Studentspalte*
Her kan studenter presentere fagrelevant arbeid. Forenklet vurdering i redaktør-kollegiet. Omfang: Maksimalt 2000 ord (ca 5 sider). Indikativ behandlingstid: 1 måned.
- f. *Bokanmeldelser*
Anmeldelser av lærebøker og andre fagbøker som har (bred) relevans for lesere av Samfunnsøkonomen. Omfang: Maksimalt 2000 ord (ca 5 sider). Indikativ behandlingstid: 1 måned.

2. Prosedyrer og krav for innsending

- a. Manuskript sendes i elektronisk format til tidsskrift@samfunnsokonomene.no. Studentbidrag sendes til våre studentredaktører ved uio@samfunnsokonomene.no.
- b. Artikler, aktuelle analyser og aktuelle kommentarer skal ha en ingress på maksimalt 100 ord. Ingressen skal oppsummere artikkelens problemstilling og hovedresultat.
- c. Unngå store, detaljerte tabeller. Alle figurer og tabeller skal ha figurnummer og tittel, som utgangspunkt for referanser i teksten (unngå «tabellen ovenfor», «tabellen på neste side» o.l.).
- d. Omfanget av fotnoter bør minimeres. Det skal benyttes fotnoter, og ikke sluttnoter.
- e. Figurer og tabeller må legges ved i originalformat.
- f. Referansene skal følge Harvard Style of Referencing. Referansene i teksten skal være som følger ved henholdsvis en, to og flere forfattere: «...Meland (2010), Bårdsen og Nymoen (2011), Finstad m. fl. (2002)...». Referanser i parentes skrives som følger: «... (Finstad m. fl. 2002; Meland, 2010)...».
- g. Referanselisten skal ha overskriften REFERANSER og ha følgende format:
Melberg, H. O. (2010). Animal spirit: Fargerik tomhet? *Samfunnsøkonomen* 64 (2), 4-10.
Bårdsen, G. og R. Nymoen (2011). *Innføring i økonometri*. Fagbokforlaget, Bergen.
Finstad, A., G. Haakonsen og K. Rypdal (2002). Utslipp til luft av dioksiner i Norge – Dokumentasjon av metode og resultater. Rapporter 2002/7, Statistisk sentralbyrå.
- h. Alle bidrag til Samfunnsøkonomen skal være ferdig korrekturlest.
- i. Forfattere av artikler, aktuelle analyser og aktuelle kommentarer må sende inn et høyoppløselig elektronisk portrett-fotografi. Forfatterne presenteres med hovedtilknytning (affiliation). Andre tilknytninger (og eventuelle kontakt-detaljer) oppgis eventuelt i fotnote på side 1.