

Tilbudsvirkninger ved skattereformer: Virkninger av utvalgte skattereformer simulert ved modellen LOTTE-Arbeid*

John K. Dagsvik^A, Tom Kornstad^B, Zhiyang Jia^C og Thor Olav Thoresen^D

Sammendrag

Skatteberegningsmodellen LOTTE er en viktig komponent i modellapparatet som Forskningsavdelingen i Statistisk sentralbyrå har tilrettelagt for dem som arbeider med å utforme politikk. Modellen brukes til å beregne effekter av skatteendringer på inntektsfordeling og det offentlige samlede skatteinntekter. Denne modellen tar ikke hensyn til hvordan skatteendringer påvirker personers eller husholdningers arbeidstilbud. I denne artikkelen beskriver vi arbeidet med å integrere en arbeidstilbudsmodul i LOTTE-systemet, kalt LOTTE-Arbeid. Hovedhensikten med modellen er å gi anslag på proveny- og fordelings effekter av endringer i skattesystemet når det også tas hensyn til at skatteendringer påvirker arbeidstilbudet. Vi viser anvendelser av modellen, blant annet effekter av skattereformen i 2006.

1 INNLEDNING

Å lage modellverktøy til å studere effekter av endringer i skattesystemet har en lang historie i Statistisk sentralbyrå. Skatteberegningsmodellen LOTTE har en historie helt tilbake til begynnelsen av 1970-tallet,¹ og har vært en viktig komponent i modellapparatet som Forskningsavdelingen i Statistisk sentralbyrå har tilrettelagt for dem som arbeider med å utforme politikk, for eksempel politikere og medarbeidere i Finansdepartementet og på Stortinget. Modeller av denne typen kalles ofte mikrosimuleringsmodeller fordi det fokuseres på mikroaktører og fordi en simulerer effekter basert på hvert enkelt individ eller husholdning.

Resultater fra skatteberegningsmodellen LOTTE har så langt ikke tatt hensyn til at skatteendringer påvirker personers og husholdningers arbeidstilbud. Med tanke på at en viktig motivasjon for mange omlegginger av skattesystemet er å bidra til økt arbeidstilbud, har det vært en svakhet ved det foreliggende modellsystemet at en ikke fanger opp slike effekter ved skatte-

* Vi vil takke for gode kommentarer fra redaktøren og en anonym konsulent. Finansdepartementet takkes for finansiell støtte til arbeidet med LOTTE-Arbeid.

^A Cand. real. fra UiO, 1972, og seniorforsker ved Forskningsavdelingen i Statistisk sentralbyrå. Han har vært visiting professor ved flere utenlandske universiteter, blant annet Department of Economics, University of Wisconsin og professor II ved Økonomisk institutt, Universitetet i Oslo.

^B Dr. polit fra UiO, 1994, og seniorforsker ved Forskningsavdelingen i Statistisk sentralbyrå.

^C Dr. philos fra UiO, 2005, og forsker ved Forskningsavdelingen i Statistisk sentralbyrå.

^D Cand. Polit fra UiO, 1990, seniorforsker og forskningsleder ved Forskningsavdelingen i Statistisk sentralbyrå.

¹ Modellen henter sitt navn fra Charlotte Koren, som var en sentral person i arbeidet med prototypen for denne modellen.

analyser. Det har derfor vært et viktig satsingsområde i Forskningsavdelingen i Statistisk sentralbyrå å utvikle en modell som kunne predikere arbeidstilbudseffekter, og å innlemme denne modellen som en del av LOTTE-systemet. Å utvikle en slik modell fordrer en god atferdsmodell for hvordan personer bestemmer sin tilknytning til arbeidslivet, gitt skattesystemet og andre økonomiske rammebetingelser, og gitt diverse kjennetegn ved personene. Det har derfor over mange år i Statistisk sentralbyrå vært utført et omfattende arbeid omkring økonomisk modellering av arbeidstilbud. Oversikten i Dagsvik (2004) redegjør for dette arbeidet. Som en del av dette arbeidet har det vært viktig å teste ut våre tilnærminger i tilsvarende miljøer andre steder i verden, blant annet ved publisering i internasjonale tidsskrift.

Bakgrunnen for den foreliggende artikkelen er at tiden nå er inne til å integrere en arbeidstilbudsmodul i skatteberegningsmodellen LOTTE, kalt LOTTE-Arbeid. Hovedhensikten er å gi mer korrekte anslag på proveny- og fordelings effekter av endringer i skattesystemet slik at beslutningstakere kan nyttiggjøre seg denne informasjonen. I tillegg gir dette modellverktøyet muligheter til å vurdere eksplisitt hvordan slike endringer påvirker arbeidstilbudet, herunder både effekter på yrkesdeltakelse og endringer i antall utførte arbeidstimer. Etter denne utvidelsen inneholder LOTTE-systemet 3 delmoduler, LOTTE-Skatt for beregning av inntekts- og formuesskatter ved uendret atferd for forskuddspliktige skattytere, LOTTE-Arbeid for også å kunne ta hensyn til atferdseffekter i arbeidsmarkedet, og LOTTE-Konsum for å kunne beregne fordelings effekter av indirekte beskatning. LOTTE-Arbeid omfatter tre delmodeller, for ektepar/samboerpar, enslige kvinner og enslige menn.

Formålet med denne artikkelen er å gi en kortfattet fremstilling av elementer i mikrosimuleringsmodellen LOTTE-Arbeid og å vise anvendelser av modellen gjennom beskrivelser av resultater fra utvalgte simuleringseksperimenter basert på modellen. Blant annet diskuterer vi hvorvidt modellen er i stand til å gi plausible resultater når den anvendes til å simulere effekter av endringer i skattesystemet ved skattereformen i 2006.

Temaet som tas opp i denne artikkelen, knytter an til liknende diskusjoner i andre land. Blant annet er liknende modellmiljøer i Sverige og Danmark opptatt av å inkludere arbeidstilbudseffekter i modellapparatet som er tilrettelagt for beslutningstakerne, se f. eks. Pylkänen (2000). Videre kan det nevnes at det i USA har vært en diskusjon om hvilke effekter som bør inkluderes i de budsjettmessige anslagene fra myndighetene på effekter av skatteendringer, se for eksempel Diamond (2005) og Mankiw og Weinzierl (2006), som aktualiserer bruk av modellverktøyet som presenteres her.

Resten av artikkelen er organisert som følger: Først gis det i avsnitt 2 en motivasjon for den valgte arbeidstilbudsmodelleringen og en kort beskrivelse av hvordan modellsimuleringene utføres. I avsnitt 3 viser vi i hvilken grad de estimerte modellene passer med data, og modellens prediksjonsegenskaper drøftes når modellen benyttes til å predikere arbeidstilbud og disponibel inntekt for andre utvalg enn det som er benyttet til estimering. I avsnitt 4 vises elastisitetberegninger som følger av den estimerte modellen mens vi i avsnitt 5 diskuterer simuleringresultater fra utvalgte skattereformer. Avsnitt 6 avslutter artikkelen.

2 DEN METODISKE TILNÆRMINGEN TIL MODELLERING AV ARBEIDSTILBUD

2.1 Motivasjon for en alternativ type arbeidstilbudsmodell

Det eksisterer en rekke tilnærminger til modellering av arbeidstilbud, se oversikten i Blundell og MaCurdy (1999). I Statistisk sentralbyrå er det utviklet en variant basert på at «jobbtype» er en sentral valgvariabel. Dagsvik (1994) har utviklet det teoretiske rammeverket for modellvarianten som er valgt i SSB, mens oversikten i Dagsvik (2004) beskriver dette opplegget nærmere på norsk. Basert på dette rammeverket har det vært publisert en rekke artikler som anvender denne tilnærmingen i ulike anvendte analyser, som for eksempel Aaberge, Dagsvik og Strøm

(1995), Dagsvik og Strøm (2006). Modelltilnærmingen har også vært brukt til å utvikle en arbeidstilbudsmodell for foreldre med førskolebarn, dvs. familier der en velger arbeidstilbud og type barnepass simultant, se Kornstad og Thoresen (2006, 2007).

Den tradisjonelle fremgangsmåten for modellering av arbeidstilbud er å ta utgangspunkt i læreboksmodellen, som er en variant av teorien for konsumentenes tilpasning der fritid er et av godene, se for eksempel oversiktsartikkelen i Blundell og MaCurdy (1999). En antar i dette oppsettet at tilbyderer fritt kan tilpasse fritid og konsum kun begrenset av den økonomiske budsjettbetingelsen og total tid tilgjengelig. Tilbyderen forutsettes å stå overfor én og kun en (individspesifikk) timelønnsrate i markedet og antas å være indifferent med hensyn til hvilke aktiviteter som skal utføres i markedet.

En rekke forskere har modifisert rammeverket for arbeidstilbudsanalyser for å kunne ta hensyn til spesielle typer ikke-lineære budsjettbetingelser som følger dersom en tar hensyn til skattesystemet. Slike budsjettbetingelser skyldes at strukturen på marginals kattene og ulike fradrag i inntektsgrunnlagene for de ulike skatteartene er slik at marginals kattene ikke er en jevnt stigende funksjon av inntekten, men kan i visse inntektsintervaller falle. Dermed blir budsjettmengden såkalt ikke-konveks, og det blir betydelig mer komplisert å representere tilbyderens optimeringsproblem. Hausman (1981, 1985) og andre har gitt viktige bidrag til å modellere denne typen situasjoner der budsjettmengdene kan være ikke-konvekse og representert ved stykkevis lineære budsjettbetingelser med knekkpunkter. Tilnærmingen som Hausman har utviklet er ofte kalt Hausman-metoden. Hausman-metoden er imidlertid svært komplisert å bruke, spesielt dersom en ønsker å modellere den simultane tilpasning for ektepar, se Bloemen og Kapteyn (2007).

Den tradisjonelle arbeidstilbudsmodellen for tilpasning av fritid og konsum har vært kritisert fordi den ignorerer at tilbyderer ofte står overfor restriksjoner under sin tilpasning i arbeidsmarkedet. Tidligere forsøk på å ta hensyn til beskrankninger på individers atferd utover den økonomiske budsjettbetingelsen har stort sett kun sett på beskrankninger på arbeidstiden, se Ilmakunnas og Pudney (1990), Kapteyn, Kooreman and van Soest (1990), Dickens og Lundberg (1993) og Bloemen (2000).

Bruk av diskret valg modeller til å modellere arbeidstilbud har hatt økende popularitet i den senere tid, blant annet fordi denne tilnærmingen fører til at problemet med å håndtere ikke-konvekse budsjettmengder blir enkelt. For eksempel har arbeidet til van Soest (1995), som er basert på denne tilnærmingen, hatt stor innflytelse. I tilnærmingen basert på teorien for diskrete valg antas det at aktøren gjør sitt valg av arbeidstid fra en endelig mengde av mulige arbeidstider. Aktørens tilpasning kan dermed modelleres som en variant av en multinomisk logitmodell med representative nyttefunksjoner som avhenger av disponible inntekt og fritid som følger for hvert gitte arbeidstidsalternativ.

Et sentralt spørsmål er imidlertid om Hausman metoden eller den diskrete valghandlings-tilnærmingen til van Soest (1995) er det mest hensiktsmessige utgangspunkt for å analysere et marked som arbeidsmarkedet. En innvending er at fritid og konsum kun er to, blant flere jobbrelaterte variable, som tilbyderer har preferanser over og tar hensyn til i sin tilpasning. Et annet særtrekk ved arbeidsmarkedet er at arbeidstid og timelønn kan være jobbspesifikke, i tillegg til at jobbene er karakteriserte ved ikke-pekuniære attributter som antydnet overfor. Det å endre arbeidstid vil derfor i et slikt regime medføre å skifte «jobb». På grunnlag av argumentene ovenfor kan det synes mer realistisk å betrakte tilbyderernes atferd som en prosess der personene tilpasser seg ved å velge blant tilgjengelige «jobber», der hver jobb er karakterisert ved jobb-spesifikk arbeidstid, timelønn og ikke-pekuniære attributter. Som vi har vært inne på, er det ulike former for rasjonerer i arbeidsmarkedet som slike modeller burde ta hensyn til. For eksempel er flere heltidsjobber enn deltidsjobber. Valgmengden av mulige jobber i et slikt marked vil videre være individspesifikk blant annet som følge av at ulike typer jobber krever forskjellig kompetanse, og fordelingen av disse valgmengdene i markedet vil avhenge av etterspørselen etter ulike type arbeidskraft, samt av tilbudet som retter seg mot de respektive sektorer/jobbyper.

Det er slike betraktninger som har vært motivasjon for tilnærmingen som benyttes til å modellere strukturelle arbeidstilbudsrelasjoner i LOTTE-Arbeid, basert på Dagsvik (1994) og Dagsvik og Strøm (2006). Her er nettopp utgangspunktet at hver aktør (tilbyder) står overfor en ikke-observerbar (for forskeren) mengde av tilgjengelige jobber. Jobbene er karakterisert ved arbeidstid og timelønn samt latente ikke-pekuniære attributter, så som arbeidsoppgaver, etc. For en gitt jobb er altså arbeidstiden og timelønna antatt gitte. Eventuelle begrensninger på arbeidstiden (til heltid eller deltid) som aktøren står overfor, vil i dette opplegget bli tolket slik at det er flere tilgjengelige jobber i markedet med henholdsvis «lang» deltid eller heltids arbeidstider, enn jobber med andre arbeidstider. I neste avsnitt skal vi gi en mer presis presentasjon av dette alternative modellopplegget.

2.2 Summarisk beskrivelse av det økonometriske rammeverket

Som nevnt ovenfor skiller vårt modellopplegg seg vesentlig fra tradisjonelle tilnærminger, idet rammeverket vårt åpner for en rikere fremstilling av de økonomiske rammebetingelsene som aktørene opererer innenfor. Vi har estimert delmodeller for ektepar, enslige kvinner og enslige menn, men i beskrivelsen nedenfor vil vi nøye oss med å betrakte modellversjonen for én-person husholdninger. Her antas aktøren å stå overfor et sett av jobber, der jobbene er nummerert ved indeksen k , og jobb k har fast arbeidstid, representert ved H_k . Aktøren antas videre å stå overfor en individ- og jobb-spesifikk timelønn som betegnes med W_k for jobb k . La $U(C, h, Z_k)$ betegne aktørens nytte av (C, h, Z_k) der C er totalt konsum (disponibel inntekt), h er årlig arbeidstid, og Z_k representerer andre kjennetegn (attributter) ved jobb k . Generelt vil Z_k være en vektor av kjennetegn der noen er observerbare og andre er uobserverbare for forskeren. I vår modellversjon er Z_k uobserverbar for forskeren. Budsjettbetingelsene som aktøren står overfor, er følgende: Gitt jobb k , så er konsum (disponibel inntekt) gitt ved

$$(1) \quad C_k = f(H_k W_k, I) = H_k W_k + I - t(H_k W_k, I),$$

der f er funksjonen som transformerer bruttoinntekt til inntekt etter skatt, I er arbeidsfri inntekt og t er skattefunksjonen. Alle detaljer ved skatte- og overføringsreglene kan i prinsippet tas hensyn til her, og aktøren kan bare velge mellom jobber som tilhører en aktørspesifikk (og uobserverbar) valgmengde. Nyttefunksjonen antas å ha formen

$$(2) \quad U(C, h, Z_k) = v(C, h) \varepsilon(Z_k)$$

der $v(\cdot)$ er en positiv deterministisk funksjon. Restleddene $\{\varepsilon(Z_k)\}$ antas å være positive, uavhengige og med kumulativ sannsynlighetsfordeling $\exp(-1/x)$, for positive x . La m være en indeks for totalt antall jobber som er tilgjengelige for aktøren og $g(h, w)$ andelen jobber med (gitt) arbeidstid $H_k = h$ og timelønn $W_k = w$, som er tilgjengelige for aktøren. For enkelhets skyld vil vi i det følgende benytte notasjonen

$$(3) \quad \psi(h, w, I, f) = v(f(hw, I), h).$$

Funksjonen på venstre side i (3) har tolkning som den deterministiske delen av nyttefunksjonen etter at budsjettbetingelsen i (1) er tatt hensyn til. Vi lar $\varphi(h, w, I, f)$ videre betegne sannsynligheten for at en nyttemaksimerende aktør skal velge en jobb med arbeidstid h og timelønn w , gitt arbeidsfri inntekt I samt budsjettbetingelsen f . Gitt restleddsfordelingen kan det vises at

$$(4) \quad \varphi(h, w | I, f) = \frac{\psi(h, w, I, f) m g(h, w)}{\psi(0, 0, I, f) + m \sum_{x>0} \sum_{y>0} \psi(x, y, I, f) g(x, y)}$$

for $h > 0$, og tilsvarende er andelen som velger ikke å jobbe lik

$$(5) \quad \varphi(0,0 | I, f) = \frac{\psi(0, 0, I, f)}{\psi(0,0, I, f) + m \sum_{x>0} \sum_{y>0} \psi(x, y, I, f) g(x, y)}$$

der det for praktiske formål kan være nyttig å betrakte h som midtpunktene i nærmere definerte arbeidstidsintervaller. Vi ser altså at sannsynligheten for at aktøren skal velge en jobb med arbeidstid i intervallet korresponderende til midtpunktet h og timelønn w har en relativ enkel form, og den er en funksjon av den deterministiske delen av nyttefunksjonen, veid med totalt antall muligheter (jobbmulighetsindeks) m , og frekvensene av muligheter, $\{g(h, w)\}$. Både frekvensene av muligheter og den deterministiske delen av nyttefunksjonen vil avhenge av personkjenneegn. Imidlertid er verken m eller $\{g(h, w)\}$ observerbare for oss som forskere. Dersom funksjonen $mg(h, w)$, samt den deterministiske delen av nyttefunksjonen v gis en passende parametrisk spesifikasjon, kan en i prinsippet estimere parametrene som bestemmer disse størrelsene.

Vi merker oss at i likhet med modellen til van Soest (1995), som ble nevnt ovenfor, er også vår modell en type diskret valghandlingsmodell (valg mellom jobber). Imidlertid skiller vår modelltilnærming seg fra den tradisjonelle diskrete valgmodellen til van Soest (1995) ved at «jobb» er den sentrale valgvariabel og at det tas hensyn til restriksjoner på valgmulighetene som aktørene står overfor. Dette kommer til uttrykk ved at det er vektleggingen av funksjonen $mg(h, w)$ som særlig atskiller dette rammeverket fra mer tradisjonelle diskret valg tilnærminger. Fra et teoretisk synspunkt er det klart at denne funksjonen er endogen og bestemt av samspillet mellom tilbud og etterspørsel i arbeidsmarkedet, samt lønnsforhandlinger mellom partene i arbeidslivet. Det vil imidlertid føre langt utover rammen for denne artikkelen å drøfte den teoretiske strukturen til denne funksjonen. Vi viser i denne sammenheng til Dagsvik (2000, 2004), som viser hvordan en under bestemte forutsetninger kan gi en operasjonell karakterisering av $mg(h, w)$ som funksjon av fordelingen av preferansene til arbeidstakerne og bedriftene.²

Forutsetningene som er gjort ovenfor kan synes stiliserte. Imidlertid må en huske på at i denne sammenheng inngår «jobbene» kun som uobserverbare teoretiske størrelser og er ikke gitt noe empirisk innhold i den foreliggende modellversjonen. Fordelen med dette rammeverket er imidlertid at, (i) det synes intuitivt mer naturlig enn den konvensjonelle tilnærming, siden det er konsistent med, og tar hensyn til, at personer faktisk forholder seg til jobber og deres innhold når de gjør sine valg på arbeidsmarkedet, (ii) det gir nye praktiske muligheter til å ta hensyn til restriksjoner på latente jobbmuligheter, hvilket er et stort problem i konvensjonelle tilnærminger, og (iii) det blir vesentlig mye enklere å ta hensyn til kompliserte og ikke-lineære budsjettbetingelser, som skyldes egenskaper ved skatte- og overføringssystemet.

Til tross for at dette modellopplegget tar hensyn til flere forhold enn mange andre tilnærminger i litteraturen, skal det ikke underslås at LOTTE-Arbeid på mange måter er et enkelt modellopplegg. For det første er det en statisk modell der det sees bort fra forhold som kan påvirke husholdningenes tilpasning over livsløpet med hensyn på sparing/gjeld og konsum av varige goder (hus, bil, båt). Videre er LOTTE-Arbeid i utgangspunktet en *tilbudsmodell*, dvs. det antas at valgmengder og timelønninger er eksogent gitte. Mens en innenfor tradisjonelle arbeidstilbudsmodeller vanligvis antar timelønnsatsene som eksogent gitte, må en innenfor denne modellrammen i tillegg anta at valgmengdene er gitte når en anslår tilbudseffekter av endringer i budsjettbetingelsen.

² Selv om aktørene antas å stå overfor et diskret valgproblem vil sannsynlighetsmodellen for realisert arbeidstid og timelønn bli kontinuerlige under mer generelle antakelser av uobserverbar heterogenitet i valgmengdene av mulige jobber, se Dagsvik (1994) og Dagsvik og Strøm (2006).

2.3 Spesifisering av den empiriske modellen

Så langt har vi kun diskutert modellrammeverket på et generelt plan og ikke gått inn på hvordan ukjente parametre og funksjoner skal tallfestes. I den empiriske implementeringen av modellen står en i utgangspunktet overfor betydelige utfordringer i og med at de individspesifikke valgmengdene av mulig jobber ikke er observerbare for forskeren, og det er ikke engang klart hvordan disse presist skal defineres, og hvilken informasjon det er rimelig å anta at tilbyderne har om sine respektive valgmengder.³ I tillegg står en overfor det faktum at en del variable som har betydning for individenes preferanser over ulike jobber, ikke er observerbare for forskeren. Bidrag til uobserverbar heterogenitet i dette opplegget kan altså komme både fra heterogenitet i preferanser over jobb-attributter, og fra heterogenitet i valgmulighetene for arbeidstakerne over populasjonen. Videre trengs det forutsetninger om funksjonsformen for jobbmulighetsfunksjonen $mg(h,w)$ og den deterministiske delen av nyttefunksjonen.

For at vi i praksis skal oppnå identifisering av de ulike delene i modellen forutsettes det at $g(h,w)$ er separabel, dvs. $g(h,w)=g_1(h)g_2(w)$. (For en nærmere diskusjon og tolkning av denne forutsetningen viser vi til Dagsvik og Strøm 2004). Funksjonen $g_1(h)$ kan tolkes som andelen av jobber med arbeidstid h som er tilgjengelig for aktøren, mens $g_2(w)$ er andelen jobber med timelønn w som er tilgjengelig for aktøren. Med andre ord kan $g_1(h)$ og $g_2(w)$ tolkes som sannsynlighetstettheter i den forstand at de representerer sannsynlighetene for at en tilfeldig trukket aktør i populasjonen står overfor en mengde tilgjengelige jobber med henholdsvis arbeidstid h og timelønn w . I spesifiseringen av $g_1(h)$ er det antatt at, bortsett fra for heltids- og deltidsjobber med «lang» arbeidstid, er tilgjengeligheten av jobber uavhengig av hvilken arbeidstid som er knyttet til jobbene. Derimot kan det være flere heltidsjobber og deltidsjobber med «lang» arbeidstid tilgjengelig for aktøren enn jobber med andre arbeidstider.

Videre er $g_1(h)$ tillatt å være ulik for kvinner og menn. Spesifikasjonen vår fanger dermed opp effekten av at arbeidstidene kan varierer systematisk mellom typiske kvinnearbeidsplasser og mannsdominerte arbeidsplasser, jf. for eksempel det store innlaget av deltidsbrøker i helsesektoren. I utgangspunktet er det ingen grunn til at fordelingen av mulige arbeidstider skulle avhenge av personkjennetegn dersom modellen er korrekt spesifisert. Imidlertid tas det i denne versjonen av modellen ikke eksplisitt hensyn til at preferansene kan variere systematisk med sektorspesifikke kjennetegn ved jobbene. Dette kan implisere at fordelingen av arbeidstidsmuligheter kan avhenge av preferansene. Men som indikert ovenfor er det her ikke mulig å skille presist mellom preferanser og muligheter i dette tilfellet, se Dagsvik og Jia (2008), der dette diskuteres mer i detalj.

Spesifiseringen av $g_2(w)$ er også problematisk. For å unngå at vår empiriske model blir kritisk avhengig av mer eller mindre vilkårlige forutsetninger om funksjonsform har vi valgt å basere oss på minimale forutsetninger om $g_2(w)$. Prisen vi betaler for dette er at vi må oppgi å estimere en simultan fordeling for realisert arbeidstid og timelønn, og må nøye oss med en modell for fordelingen av realisert arbeidstid. Vi skal nå beskrive kort hvordan vi har valgt å gjøre dette.

Under antakelsen om at variansen i fordelingen av timelønn over mulige jobber er liten følger det fra første ordens Taylor tilnærming at

$$(6) \quad \psi(h, W_k, I, f) \cong \psi(h, \bar{w}, I, f) + (W_k - \bar{w})\psi'_2(h, \bar{w}, I, f),$$

der \bar{w} betegner forventningen i fordelingen av tilgjengelige timelønner g_2 . Likning (6) medfører at

$$(7) \quad \sum_{y>0} \psi(h, y, I, f)g_2(y) \cong \psi(h, \bar{w}, I, f)$$

³ Dagsvik (2000) presenterer en modell for matching mellom tilbydere og etterspørere som gir en mulig tolkning av valgmengdene av jobber som arbeidstakerne står overfor, se Dagsvik (2004) for en populær fremstilling av denne teorien.

som sammen med (4) impliserer at

$$(8) \quad \varphi(h|I, f) = \sum_{y>0} \varphi(h, y, | I, f) \equiv \frac{\psi(h, \bar{w}, I, f) m g_1(h)}{\psi(0, 0, I, f) + m \sum_{x>0} \psi(x, \bar{w}, I, f) g_1(x)},$$

for $h > 0$, og tilsvarende uttrykk for $h = 0$. Uttrykket i (8) er den marginale sannsynlighet for at en aktør skal velge en jobb med arbeidstid i intervallet korresponderende til midtpunktet h .

Modellen uttrykt ved (8) avhenger i tillegg av observerbare personkjennetegn. Disse går inn i strukturdelen i nyttefunksjonen, nærmere beskrevet nedenfor, i forventningen \bar{w} i timelønnsfordelingen $g_2(w)$, samt i indeksen m , som vi overfor har definert som et mål på totalt antall tilgjengelige jobber for aktøren. Indeksen m er tillatt å avhenge av utdanningens lengde. Videre antas det at $\log \bar{w} = X\beta + \eta$, der vektoren X inneholder utdanningens lengde, yrkeserfaring og yrkeserfaring kvadrert.⁴ Størrelsen η er en stokastisk komponent som er ment å fange opp effekten av uobserverbare variable som påvirker gjennomsnittlig timelønn (gjennomsnitt over mulige jobber) for aktøren og som er antatt å være normalfordelt. Dette betyr at vi har innført en såkalt «random effect» i modellen. Siden denne er uobserverbar tas den hensyn til på vanlig måte ved å beregne forventningen av uttrykket på høyre side i (8) med hensyn på η .

Den deterministiske delen av nyttefunksjon for enslige kvinner og enslige menn er antatt å ha formen

$$(9) \quad \log v(C, h) = \alpha_2 \frac{(C - C_0)^{\alpha_1 - 1}}{\alpha_1} + X' \beta \frac{(L - L_0)^{\alpha_3 - 1}}{\alpha_3},$$

mens den deterministiske delen av nyttefunksjonen for ektepar er tilsvarende, men med to ekstra ledd, nemlig fritidsledd for ektefelle samt et interaksjonsledd mellom fritid for de to ektefellene. Her er α -ene og vektoren β ukjente parametre som er estimert, mens L er fritid og størrelsene C_0 , og L_0 er minstekvanta for henholdsvis konsum og fritid. I modellen er fritid definert slik at $L - L_0 = 1 - h/M$, der h er årlig arbeidstid og $M = 3650$, og $C_0 = 40000 \sqrt{N}$, der N er husholdningens størrelse. For å ta hensyn til at personers nytte av fritid (arbeidstid) kan avhenge av alder og antall store og små barn i husholdet, er X' definert som log alder, log alder kvadrert og antall store og små barn i husholdningen. For en ytterligere diskusjon og begrunnelse for denne typen funksjonsform viser vi til Dagsvik og Strøm (2006).

Basert på dette opplegget estimeres modellen for tre undergrupper av lønnstakere, for ektepar, der ektefellene har hovedjobb som lønnstakere hvis de jobber, og for enslige kvinner og for enslige menn som har hovedjobb som lønnstakere hvis de jobber. Eventuell inntekt fra virksomhet som selvstending næringsdrivende behandles som eksogent bestemt. Denne forutsetningen kan være problematisk dersom valg av hovedjobb er bestemt ut fra hvordan en kan kombinere hovedjobben med bijobben, og hvis det er uobserverte forhold ved inntekten som selvstendig som korrelerer med lønnen i hovedjobben. Videre er modellene for ektepar og enslige menn betinget på at mennene jobber. Modellene er estimert ved hjelp av data fra Arbeidskraftsundersøkelsen (AKU) 1997, kombinert med opplysninger fra Inntektsstatistikk for personer og familier. Timelønn beregnes som total arbeidsinntekt dividert på total arbeidstid (dvs. arbeidstid for hovedjobb og eventuell bijobb). I et appendiks rapporteres estimeringsresultatene, både for timelønnsrelasjonene og ekteparmodellen. For nærmere dokumentasjon viser vi til Dagsvik og Jia (2006, 2008). Opprinnelig var det spesifisert interaksjonsledd mellom konsum og fritid for hver av ektefellene i nyttefunksjonen for ekteparmodellen. Foreløpige estimeringer viste imidlertid at koeffisientene foran interaksjonsleddene mellom fritid og konsum i nyttefunksjonen var insignifikante og vi valgte derfor å reestimere modellen uten disse interaksjonsleddene.

⁴ Yrkeserfaring er definert som alder minus antall år med utdanning inklusive grunnskole minus 7.

Modellen skiller seg noe fra versjonen som ble estimert i Aaberge, Dagsvik og Strøm (1995) (ADS). I ADS ble det gjort eksplisitte forutsetninger om fordelingen $g_2(w)$, og det ble videre antatt at denne fordelingen kun varierte over populasjonen via de observerbare kjennetegnene utdanningens lengde, yrkeserfaring og yrkeserfaring kvadrert. Variasjon i timelønnsfordelingen over personer på grunn av uobserverbar heterogenitet i kvalifikasjoner ble med andre ord utelukket. Senere tilnærminger, slik som Dagsvik og Strøm (2006) og modellen beskrevet i denne artikkelen (Dagsvik og Jia 2006, 2008), er konsistent med en underliggende teoriramme der timelønnsfordelingen kan variere over jobber for en gitt aktør, og over populasjonen både med hensyn til observerbar utdanning og erfaring, samt uobserverbare kvalifikasjoner. Videre er minstekvanta for fritid og konsum forskjellige fra verdiene antatt i ADS.

En annen forskjell fra analysen til ADS er at i ADS ble modellen estimert på grunnlag av en annen type datamateriale (Levekårsundersøkelsen) der timelønningene ble observert mens arbeidstid ble beregnet som arbeidstinntekt dividert på timelønn. På grunn av målefeil vil denne måte å beregne arbeidstiden på gi en bredere fordeling av arbeidstiden, der konsentrasjonen omkring heltid og deltid er mindre markert enn det vi finner når arbeidstiden beregnes ved hjelp av AKU. Dette kan også ha vært en av grunnene til de høye arbeidstilbudsresponsene som en ser i ADS.

3 PREDIKSJONSEGENSKAPER TIL DEN ESTIMERTE MODELLEN

Vi skal nå se nærmere på prediksjonsegenskapene til modellen. Simuleringene i LOTTE-Arbeid skjer på individnivå, men det tas hensyn til husholdningssammensetningen i fordelingsanalysene. Modellen har dermed stor fleksibilitet med hensyn til valg av grupperingsvariable ved beregning av arbeidstilbuds- og inntektsfordelingseffekter.

I motsetning til tradisjonelle arbeidstilbudsmodeller hvor timelønn må gis for å anslå tilbudeffekter av endringer i budsjettbetingelsen må en her i tillegg gjøre antakelser om valgmengdene. Slik vi tenker oss modellen brukt vil det som en første tilnærming være naturlig å betrakte frekvensfordelingen av arbeidstider, $g_1(h)$, som konstant på kort sikt. Denne frekvensfordelingen tenker vi oss er bestemt av langsiktige avtaler mellom myndighetene og arbeidslivsorganisasjonene. Som sagt er dette en approksimasjon fordi frekvensfordelingen $g_1(h)$ jo vil endres dersom sammensetningen av jobbtyster i markedet med ulike arbeidstider forandres.

Jobbtilgjengelighetsindeksen m vil opplagt variere med konjunktorene. På kort sikt kan det imidlertid være rimelig å anta at også jobbtilgjengelighetsindeksen er konstant, og det vil bli lagt til grunn i beregningene som følger.

Av plasshensyn kan vi ikke vise figurer for hvor godt modellen tilpasser data som er benyttet til estimering, men viser til Dagsvik og Jia (2006), der det demonstreres at modellen reproducerer den observerte arbeidstidsfordelingen svært godt. Dette er imidlertid ikke noe bevis på at modellen er god i strukturell forstand, dvs. at den er i stand til å gi gode prediksjoner for et annet datasett enn det som ble brukt til å estimere modellen. For å teste hvor godt modellen predikerer «ut av utvalget» har vi gjort to simuleringseksperimenter for å se i hvilken grad modellen er i stand til å reprodusere sentrale størrelser for andre år, og for andre utvalg, enn det som ble benyttet til å estimere modellen.

I det første eksperimentet har vi benyttet samme type data som de som ble brukt til å estimere modellen, men for et annet år, nemlig data fra Arbeidskraftundersøkelsen (AKU) 2003 koblet med data fra Inntektsstatistikker for personer og familier. Fordelen med å bruke dette utvalget er at vi kan konstruere nøyaktig de samme variable som de som ble benyttet under estimeringene.

I det andre eksperimentet har vi benyttet et helt annet type datasett, nemlig datagrunnlaget i den atferdsfrie modellen LOTTE-Skatt. De eneste seleksjonskriterier vi har benyttet her er at personene må være lønnstakere og ha alder mellom 26 og 62 år. Dette datamaterialet inne-

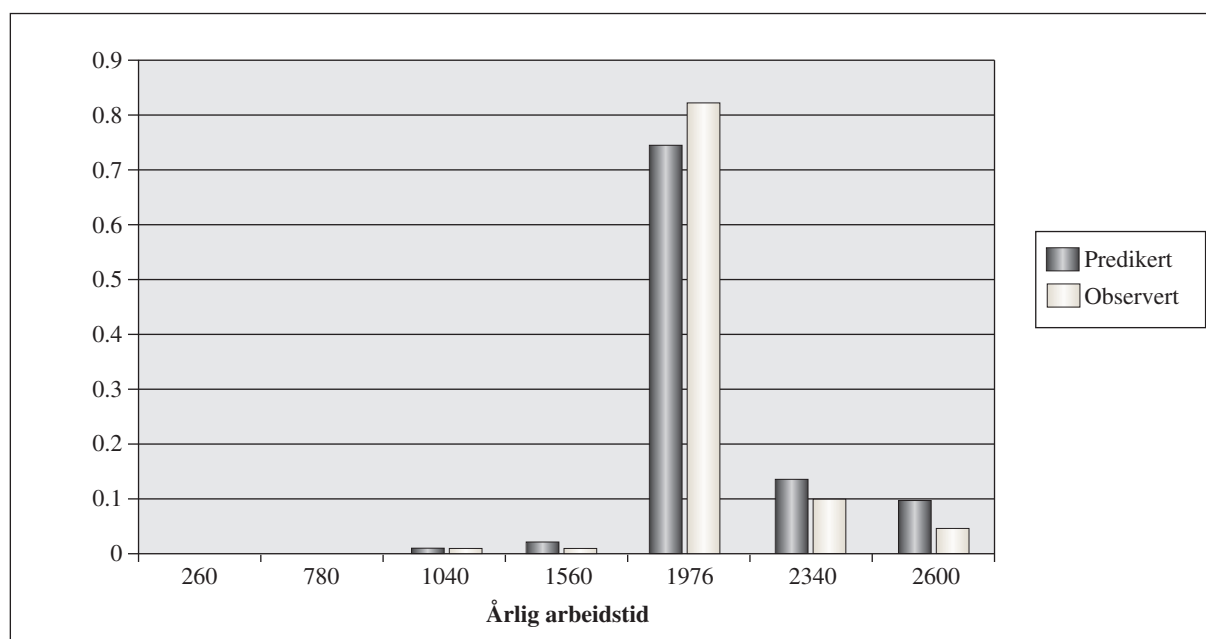
holder detaljerte inntektsdata, men ingen informasjon om timeverk. Vi har derfor sammenlignet prediksjoner av fordelingen av *disponibel inntekt* slik den følger av LOTTE-Arbeid med fordelingen av faktisk disponibel inntekt ifølge datagrunnlaget i LOTTE-Skatt, i dette eksperimentet. Arbeidsinntekten er den viktigste inntektskomponenten i disponibel inntekt, og siden arbeidsinntekten er et produkt av timelønn og arbeidstid, kan prediksjonsfeil i begge disse variablene ha betydning for avvikene mellom observert og predikert disponibel inntekt.

To parametre som er viktige å anslå når vi skal benytte modellen til å predikere for et annet år enn 1997 (estimeringsåret), er endringer i timelønnsratene og endringer i inflasjonsraten, i det aktuelle tilfellet fra 1997 til 2003. Vi har benyttet observert lønnsvekst sammen med regresjonslikningene for timelønn (timelønnsrelasjoner) til å predikere timelønningene for alle personer i 2003. Som nevnt ovenfor er disse lønnsrelasjonene allerede benyttet som instrumentlikninger under estimering av modellen, se Dagsvik og Jia (2006) for detaljer. Den aktuelle lønnsveksten fra 1997 til 2003 er benyttet til å oppdatere konstantleddet i timelønnsrelasjonene. Endringen i prisnivået er benyttet til å justere inntektene slik at de er målt i 1997 kroner når simuleringene gjennomføres. Under modellsimuleringene tas det også hensyn til restleddenes i timelønnsrelasjonene siden en betydelig del av variasjonene i timelønninger fanges opp av restleddene.

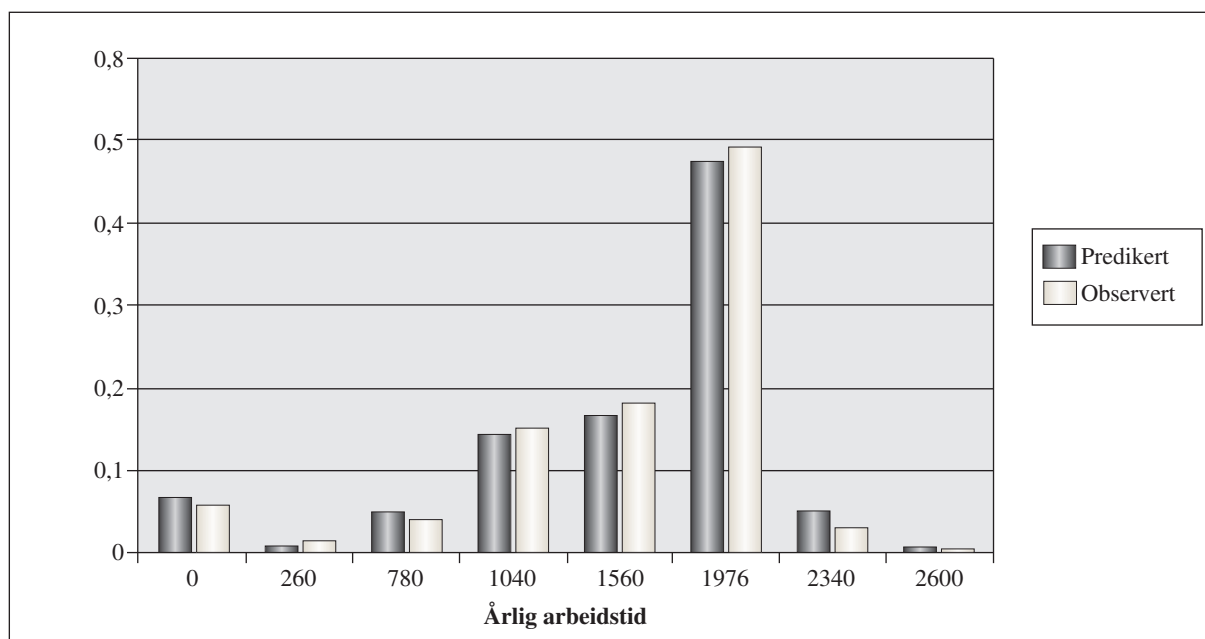
Figur 1 og figur 2 viser at modellen predikerer arbeidstidsfordelingene relativt bra, særlig for gifte kvinner (figur 2). Avvikene for gifte menn (figur 1) kan skyldes svakheter i modellen, men det kan også skyldes at timelønningene ikke er perfekt fremskrevet. Videre minner vi om at dette er en tilbudsmodell hvor vi har antatt at parametrene i funksjonen $mg_1(h)$, som representerer jobbmulighetene, er forutsatt uendret fra 1997 til 2003.

Figur 3 viser fordelingene av disponibel inntekt slik de simuleres ved LOTTE-Skatt sammenliknet med resultater fra LOTTE-Arbeid. Vi ser at det er stor grad av overensstemmelse mellom de to fordelingene. Ved å gjennomføre en rekke simuleringseksperimenter har vi funnet at fordelingene av disponibel inntekt avhenger kritisk av timelønnsrelasjonene og er ganske robuste med hensyn til feilspesifikasjoner i strukturmodellen. Spesielt ser det ut som at fordelingsegenskapene til restleddet i timelønnsrelasjonene er viktige i denne sammenheng. Det er blant annet grunn til å tro at forutsetningen om lognormal fordeling som vi har benyttet, ikke gir helt tilfredsstillende prediksjoner av halene i timelønnsfordelingen.

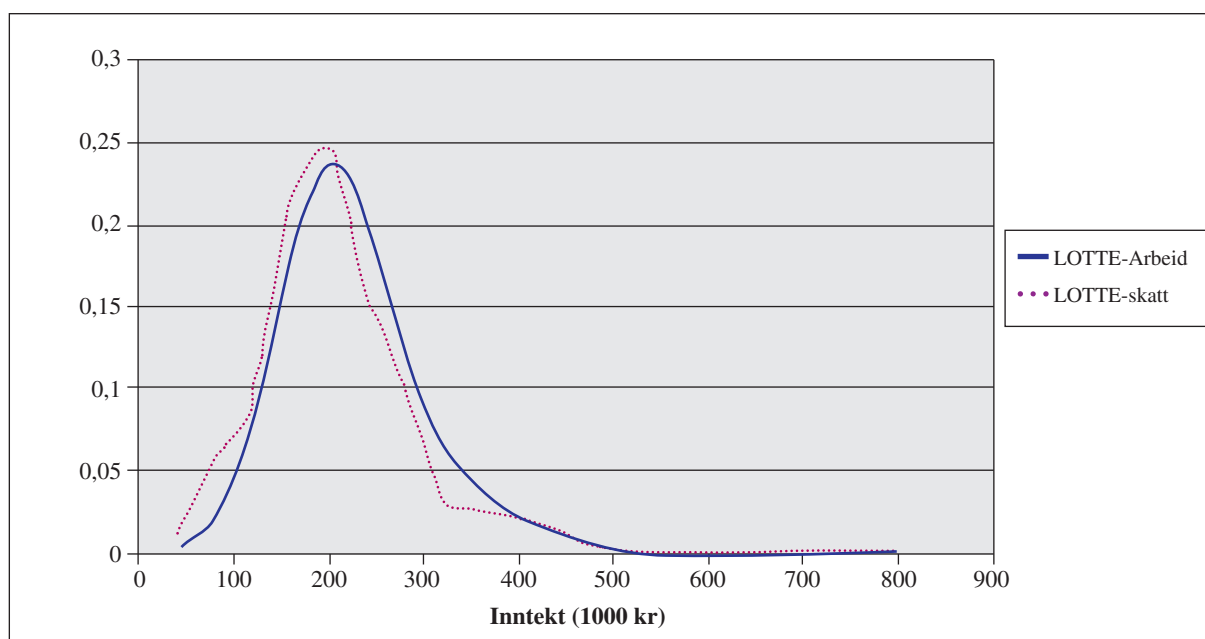
Figur 1 Predikert og observert fordeling av arbeidstid for gifte menn, AKU/LOTTE-Arbeid, 2003.



Figur 2 Predikert og observert fordeling av arbeidstid for gifte kvinner, AKU/LOTTE-Arbeid, 2003.



Figur 3 Fordeling av disponibel inntekt for ektepar, resultater fra LOTTE-Arbeid sammenliknet med resultater fra LOTTE-Skatt for 2003.



4 AGGREGAT TIMELØNNSELASTISITETER

I tabell 1 rapporteres det vi har kalt ukompenserte aggregerte timelønnselastisiteter. Disse elastisitetene beregnes som følger: For hver person simuleres endringer i sannsynligheten for å jobbe og forventet arbeidstid som et resultat av 10 prosent økning i egen eller ektefelles/samboers timelønn. Deretter aggregeres det over alle personene i utvalget slik at vi oppnår et estimat på aggregert endring i andelen som jobber og aggregert endring i arbeidstid. Endelig beregnes de respektive elastisitetene ved at vi multipliserer med 10 og dividerer med henholdsvis aggregert sannsynlighet for å jobbe og aggregert arbeidstid gitt jobb.

En prisendring, her endring i timelønn, kan dekomponeres i to effekter: Personene opplever en inntektsvekst (for uforandret atferd) som gjør at de vil ønske mer av goder som er såkalte normale goder, dvs. de vil ønske mer fritid. Men samtidig velger de seg bort fra det godet som har fått økt pris (økt timelønn innebærer at fritiden øker i pris) og dette kalles substitusjonseffekten. De ukompenserte elastisitetene fanger opp begge disse effektene, som atskiller dem fra de kompenserte elastisitetene, som kun viser substitusjonseffektene.

Siden vi har estimert en modell for par kan vi også beregne krysselastisiteter. I tabell 1 beskriver de, for eksempel, hvordan kvinnens arbeidstilbud påvirkes av endringer i mannens timelønn. Det er også interessant å studere hvordan elastisitetene varierer i forhold til inntektsnivået i husholdningene. For å få frem betydningen av disponibel husholdningsinntekt for størrelsen på elastisitetene, har vi delt utvalget inn i tre innteksgrupper i tabellene. Vi viser også resultater for personer som er i jobb, dvs. vi ekskluderer hjemmearbeidende og arbeidsledige.

Generelt viser tabell 1 at de ukompenserte aggregerte timelønnselastisitetene er moderate for gifte/samboende kvinner, mens de er små for enslige kvinner og menn, uansett sivilstatus. (For enslige, se tabell 5 i Dagsvik og Jia, 2006). For gifte/samboende kvinner er egenelastisiteten for å jobbe lik 0,33, hvilket betyr at dersom lønnsraten for gifte kvinner øker med eksempelvis 5 prosent, så vil andelen gifte kvinner som ønsker å jobbe øke med 0,017, dvs. fra 0,89 til 0,907. Gitt at en er i arbeid, så er egenelastisiteten for gifte kvinner med hensyn på arbeidstid lik 0,28. Vi legger også merke til at de betingede timelønnselastisitetene (betinget på at en er i arbeid) er tilnærmet konstante over desilgrupper. Elastisiteten for jobbsannsynligheten (for gifte kvinner) avtar noe med økende husholdningsinntekt.

Tabell 1 Ukompenserte aggregat timelønnselastisiteter for personer i parforhold, 1997.

		Kvinner basis- nivå	Menn basis- nivå	Kvinner egen elastisitet	Kvinner kryss- elastisitet	Menn egen- elastisitet	Menn kryss- elastisitet	Kvinner elastisitet mhp. begge lønnsrater	Menn elastisitet mhp. begge lønnsrater
Sannsyn- ligheten for å jobbe	Hele utvalget	0,890		0,333	-0,141			0,223	
	Laveste desil	0,870		0,420	-0,181			0,276	
	2 til 9 desil	0,900		0,332	-0,141			0,223	
	Høyeste desil	0,920		0,249	-0,090			0,174	
Gjennom- snittlig arbeidstid, gitt jobb	Hele utvalget	1 478	1 860	0,279	-0,086	0,077	-0,015	0,197	0,063
	Laveste desil	1 581	1 848	0,289	-0,089	0,067	-0,015	0,205	0,053
	2 til 9 desil	1 459	1 860	0,279	-0,087	0,077	-0,015	0,196	0,063
	Høyeste desil	1 493	1 874	0,272	-0,083	0,090	-0,014	0,193	0,076
Ubetinget gjennom- snittlig arbeidstid	Hele utvalget	1 333		0,612	-0,228			0,418	
	Laveste desil	1 383		0,710	-0,263			0,479	
	2 til 9 desil	1 277		0,611	-0,223			0,417	
	Høyeste desil	1 385		0,521	-0,179			0,365	

Det finnes en rekke oversikter over arbeidstilbudselastisiteter, se for eksempel Killingsworth og Heckman (1986) og Blundell og MaCurdy (1999). Disse oversiktene viser svært stor variasjon over ulike studier. Imidlertid er det ikke uten videre enkelt å sammenlikne elastisiteter fordi mange av modellene som er benyttet jo er ikke-lineære, slik at elastisitetene vil avhenge av kjennetegn ved husholdningene, samt nivået på timelønningene og egenskaper ved skattesystemet. For eksempel vil de gjennomsnittlige elastisitetene som er rapportert her avhenge av fordelingen av husholdningenes kjennetegn i populasjonen. Gjennomsittselastisiteter for samme modell i to populasjoner med ulik fordeling av kjennetegn kan altså være forskjellige.

Som illustrasjon av dette poenget, la oss betrakte en forenklet type arbeidstilbudsmodell som er mye benyttet i litteraturen, og som har liknende egenskaper som vår modell. La $P(X)$ være sannsynligheten for at en person med kjennetegn X skal ønske å jobbe. Anta at denne sannsynligheten er spesifisert som en logit-modell som funksjon av logaritmen til timelønn til personen, samt andre relevante variable. Da følger det at timelønnselastisiteten til jobbsannsynligheten er lik $b(1-P(X))$, der b er en koeffisienten foran logaritmen til timelønna, og den gjennomsnittlige elastisiteten i populasjonen er $b(1-P)$, der P er gjennomsnittlig jobbsannsynlighet. Anta videre at b har verdien 3. Dersom timelønn og andre variable er slik at $P = 0,89$ (som er lik andelen gifte kvinner som jobber i vårt datamateriale), blir den gjennomsnittlige elastisiteten lik 0,33. Dersom derimot $P = 0,74$ (som var andelen gifte kvinner som jobbet i 1979 i datamaterialet benyttet av ADS), blir den tilsvarende elastisiteten lik 0,78. I det datamaterialet som er benyttet til estimering av modellen ovenfor er andelen gifte kvinner 0,89. Dette eksemplet illustrerer at selv for samme modell kan elastisitetene variere svært mye og en må derfor være svært varsom når en sammenlikner resultater (f. eks. elastisiteter) fra ulike land, ulike persongrupper og fra ulike tidsperioder.

5 SIMULERING AV TILBUDSEFFEKTER VED ULIKE ENDRINGER I SKATTE-SYSTEMET

5.1 Simulerings-eksperiment (i)

Som nevnt innledningsvis har det vært vanlig å ikke gi eksplisitte estimater på arbeidstilbudseffektene i tilknytning til endringer i skattesystemet, for eksempel i forbindelse med regjeringers budsjettforslag. Med LOTTE-Arbeid kan denne praksisen nå endres. For å øke vår forståelse av hvor store arbeidstilbudseffekter en kan forvente av en typisk endring i skattesystemet fra år til år og for å eksemplifisere hvilke typer effekter vi kan simulere, viser vi i dette avsnittet resultater fra modell-simuleringer basert på henholdsvis skattesystemene i 2004 og 2006. I neste avsnitt vises atferdseffekter av mer partielle endringer i skattesystemet.

Som kjent ble det norske skattesystemet betydelig endret fra og med skatteåret 2006. Skattereformen i 2006 ble i praksis innfasnet gjennom skatteendringer i årene 2005 og 2006, og derfor sammenlikner vi 2004 og 2006 i det følgende. En viktig endring i reformen er at utbytter utover en normalavkastning blir beskattet gjennom den såkalte aksjonærmodellen slik at inntektsgrunnlaget for beskatningen er endret. Alstadsæter, Fjærli og Thoresen (2006) beskriver skattereformen nærmere. En annen viktig endring er at avstanden mellom maksimal marginalsatt på henholdsvis kapital og lønn er redusert ved at marginalsakten på lønn har blitt mindre. Særlig dette siste elementet i reformen vil påvirke lønnstakernes arbeidstilbud. I dette avsnittet fokuseres det derfor på betydningen av endringer i skattesatsene som følge av reformen i 2006.

Hovedtrekkene i endringene i skattesystemet fra 2004 til 2006 er som følger:

- Satsen i minstefradraget for lønnsinntekter ble økt fra 24 til 34 prosent
- Maksimumsgrensen for minstefradraget økte fra 49 100 kr til 61 100 kr
- Innslagspunktet i trinn 1 i toppskatten ble hevet fra 366 000 kr til 394 000 kr (skattekasse 1)
- Toppskattesatsen i trinn 1 ble redusert fra 13,5 til 9 prosent
- Innslagspunktet i trinn 2 i toppskatten ble redusert fra 936 800 kr til 750 000 kr (skattekasse 1)
- Toppskattesatsen i trinn 2 ble redusert fra 19,5 til 12 prosent.

Under simuleringene er populasjonen i LOTTE inndelt i to grupper, nemlig husholdningene som er dekket av arbeidstidsmodellene (dvs. lønnstakere mellom 26 og 62 år) og husholdningene som ikke er dekket av modellene. Eventuelle atferdseffekter for den sistnevnte gruppen blir ignorert da vi ikke har tilbudsmodeller for denne gruppen.

Ikke uventet finner vi at arbeidstilbudet til enslige kvinner og enslige menn endrer seg lite ved en omlegging av skattesystemet som ved reformen i 2006, se tabell 3. Dette er i tråd med de svært små lønnselastisitetene i tabell 2. Når det gjelder menn og kvinner i parforhold, finner vi noe større effekter, se tabell 3. Endringen i fordelingene av arbeidstid er en konsekvens av at både mennene selv og deres kvinnelige partnere står overfor et nytt skattesystem som gir endringer i reallønn etter skatt for begge og av at det er interaksjon i responsene mellom personer i et parforhold, se krysspriselastisiteter i tabell 1. Både den ubetingede og den betingede (gitt at en jobber) gjennomsnittlige arbeidstiden øker noe. Yrkesdeltakingen for gifte/samboende kvinner øker også noe, ca. ett prosentpoeng. Med tanke på at disse kvinnene typisk har større elastisiteter enn deres mannlige partnere skulle en tro at effektene burde vært større enn for mennene, men det forhold at kvinnene har større krysslønnselastisiteter (målt i tallverdi) enn menn trekker i retning av lavere effekter for gifte/samboende kvinner enn for deres menn. En må også ta hensyn til at skatte-endringene innebærer ulike inntektsendringer for kvinner og menn og for personer på ulike inntektsnivåer. For eksempel er det slik at en reduksjon av toppskatten først og fremst berører personer med høy timelønn, og som oftest når det jobbes fulltid. Siden gifte/samboende menn har sterkere preferanser for lang heltid enn sine kvinnelige partnere, og mange av dem i tillegg har høyere timelønn, virker det rimelig at gruppen av gifte/samboende menn med høy timelønn vil respondere sterkere enn deres partnere.

Tabell 2 Yrkesdeltaking og gjennomsnittlig arbeidstid. 2004 og 2006 skattesatser.

		2004 skattesatser	2006 skattesatser
Gifte/samboende kvinner	Sannsynligheten for å jobbe	0,942	0,951
	Gjennomsnittlig arbeidstid gitt jobb	1 548	1 561
	Ubetinget gjennomsnittlig arbeidstid	1 457	1 483
Gifte/samboende menn	Gjennomsnittlig arbeidstid gitt jobb	1 901	1 919
Enslige kvinner	Sannsynligheten for å jobbe	0,938	0,942
	Gjennomsnittlig arbeidstid, gitt jobb	1 638	1 643
	Ubetinget gjennomsnittlig arbeidstid	1 537	1 546
Enslige menn	Gjennomsnittlig arbeidstid, gitt jobb	1 870	1 877

5.2 Simuleringseksperiment (ii)

For ytterligere å belyse en del sentrale egenskaper ved den estimerte modellen, ser vi nå på effektene av følgende partielle endringer i skattesystemet, der skattesystemet for 2007 blir sammenliknet med følgende to alternativer:

1. Skattesystem basert på 2007-reglene uten toppskatt
2. Skattesystem basert på 2007-reglene helt uten minstefradrag/lønnsfradrag

Ved å simulere effektene av endringer i toppskatten rendyrkes effekten av å endre en skatt som hovedsaklig rammer middels og høyere inntekter, mens det å fjerne minstefradraget betyr relativt størst inntektstap for de som har lave inntekter.

Tabell 4 viser prediksjoner av provenyeffekter av endringer i toppskatten, ved LOTTE-Arbeid sammenliknet med resultater fra den atferdsfrie skattemodellen LOTTE-Skatt. Anslagene beregnet

ved LOTTE-Skatt er basert på fremskrivninger av faktiske inntekter fra 2004. Av tabellene ser vi at LOTTE-Arbeid gir et større anslag på samlet skatteproveny, 285 mrd kr mot 265 mrd kr i LOTTE-Skatt i referansesystemet. Det er flere årsaker til dette avviket. I disse simuleringene har vi hatt tilgang til faktiske inntekter frem til 2004. Derfor er resultatene fra LOTTE-Skatt simulert på grunnlag av data for predikerte inntekter for 2007, oppnådd ved å fremskrive data fra 2004. I LOTTE-Arbeid fremskrives arbeidsfri inntekt til 2007 slik som i LOTTE-Skatt mens arbeidsinntekt for 2007 simuleres ved LOTTE-Arbeid, basert på fremskrivninger av de estimerte time-lønnsrelasjonene til 2007. Med andre ord kan forskjellene i skatteproveny mellom de to modellene skyldes at fremskrivningen av inntektene fra 2004 til 2007, brukt som grunnlag for beregningene i LOTTE-Skatt, kan avvike fra inntektene før skatt slik de genereres ved LOTTE-Arbeid. Vi kan naturligvis heller ikke utelukke at simuleringene av arbeidstilbudet er påvirket av svakheter ved LOTTE-Arbeid. Som nevnt ovenfor gir for eksempel de estimerte timelønnsrelasjonene, ikke helt tilfredstillende simuleringer av høyre hale i inntektsfordelingen (jf. figur 3). Selv om det er krevende å anslå presist det korrekte nivået på skatteprovenyet, tror vi imidlertid at modellene gir et godt bilde av *endringene* i skatteproveny som følge av endringer i skattesystemet, og i så måte fyller de to modellene viktige funksjoner, ved at de gir svar som både tar hensyn til arbeidstilbudseffekter (LOTTE-Arbeid) og viser resultater uten arbeidstilbudsresponser (LOTTE-Skatt).

Fra tabell 4 ser vi at LOTTE-Arbeid gir et noe mindre anslag på provenyeffekten av å fjerne toppskatten enn LOTTE-Skatt på tross av at toppskatteprovenyet i referansesystemet ifølge LOTTE-Arbeid er på 14,5 mrd kroner, mens det ifølge LOTTE-Skatt er omkring 2 mrd kroner lavere, dvs 12,5 mrd kroner. Dette skyldes at LOTTE-Arbeid tar hensyn til at fjerning av toppskatten innvirker på skattegrunnlagene gjennom atferdseffekter. Provenyanslaget fra LOTTE-Arbeid er derfor å betrakte som et nettotall, mens anslaget fra LOTTE-Skatt er å betrakte som en øvre grense for provenytapet. Dette temaet er mer utførlig diskutert i Thoresen, Jia og Aasness (2008), men provenyeffektene av atferdsendringene er også nærmere beskrevet i tabell 5. Her har vi dekomponert effektene på skatteprovenyene i en direkte og en indirekte effekt. Med direkte effekt menes her effekter av regelendringer når personenes atferd i arbeidsmarkedet er uendret, mens de indirekte effektene skyldes atferdsendringer med hensyn til arbeidstilbudet. Tabell 5 viser at den direkte provenyeffekten av å fjerne toppskatten er 14,5 mrd kr (=285,4-270,8 mrd kr),⁵ mens den indirekte effekten bidrar til å øke

Tabell 3 Effekter på skatteproveny av å fjerne toppskatten i 2007, beregninger ved LOTTE-Arbeid og LOTTE-Skatt. Millioner kr.

	Lotte-Arbeid			Lotte-Skatt		
	2007	Uten toppskatt	Differanse	2007	toppskatt	Uten Differanse
Inntektsskatt til kommune	110 675,2	112 114,9	1 439,8	103 221,4	103 201,0	-20,4
Felleskatt	96 609,4	97 866,2	1 256,8	90 102,9	90 085,2	-17,8
Trygdeavgift	76 358,2	77 127,8	769,6	72 212,2	72 212,2	0,0
Toppskatt	14 496,4	0,0	-14 496,4	12 548,6	0,0	-12 548,6
Formueskatt kommune	6 640,4	6 640,4	0,0	6 640,4	6 640,4	0,0
Formueskatt stat	3 270,3	3 270,3	0,0	3 270,3	3 270,3	0,0
Andre poster	419,9	419,9	0,0	419,9	419,9	0,0
Samlet skatt	285 363,2	274 372,5	-10 990,7	264 885,1	252 315,3	-12 569,8

⁵ I tabell 4 vises det at den direkte effekten av å fjerne toppskatten beskrevet ved LOTTE-Skatt er noe lavere, om lag 12,6 mrd kr.

Tabell 4 Direkte og indirekte effekter på skatteproveny av å fjerne toppskatten i 2007, simulert ved LOTTE-Arbeid. Millioner kr.

	2007	Uten toppskatt med atferdsendring	Uten toppskatt og uten atferdseffekter
Inntektsskatt til komune	110 675,2	112 114,9	110 640,8
Felleskatt	96 609,4	97 866,2	96 579,4
Trygdeavgift	76 358,2	77 127,8	76 358,2
Toppskatt	14 496,4	0,0	0,0
Formueskatt kommune	6 640,4	6 640,4	6 640,4
Formueskatt stat	3 270,3	3 270,3	3 270,3
Samlet skatt	285 363,2	274 372,5	270 839,3

Tabell 5 Effekter på skatteproveny av å fjerne minstefradrag i 2007, beregninger ved LOTTE-Arbeid og LOTTE-Skatt. Millioner kr.

	Lotte-Arbeid			Lotte-Skatt		
	2007	Uten toppskatt	Differanse	2007	Uten toppskatt	Differanse
Inntektsskatt til kommune	110 675,2	137 526,0	26 850,8	103 221,4	129 809,0	26 587,6
Felleskatt	96 609,4	120 047,7	23 438,3	90 102,9	113 311,6	23 208,6
Trygdeavgift	76 358,2	76 267,1	-91,1	72 212,2	72 212,2	0,0
Toppskatt	14 496,4	14 546,3	50,0	12 548,6	12 507,1	-41,5
Formueskatt kommune	6 640,4	6 640,4	0,0	6 640,4	6 640,4	0,0
Formueskatt stat	3 270,3	3 270,3	0,0	3 270,3	3 270,3	0,0
Samlet skatt	285 363,2	338 154,3	52 791,1	264 885,1	317 478,4	52 593,3

skattene med 3,5 mrd kr (=274,3-270,8 mrd kr). Dette indikerer at det er en betydelig indirekte effekt på skatteprovenyet av å fjerne toppskatten, som ikke fanges opp i de tradisjonelle LOTTE-Skatt beregningene.

Når det gjelder effekter på skatteprovenyet av å fjerne minstefradraget, gir de to simuleringsmodellene omtrent samme anslag, snaue 53 mrd kroner, se tabell 6. Forskjellene i anslagene er små også når vi ser på provenyvirkningene for de ulike skatteartene. En årsak til at anslagene er så like ved de to beregningsmetodene skyldes at med en gang minstefradraget er fullt utnyttet, vil disponibel inntekt ved de ulike arbeidstidene skaleres ned med et bestemt beløp, og omleggingen gir dermed små vridninger i avkastningen av å ha jobber med forskjellig arbeidstid. Tabell 7 viser tilsvarende at det er liten forskjell mellom provenyanslag med og uten atferdseffekter, om lag 0,3 mrd kr.

Tabell 6 Direkte og indirekte effekter på skatteproveny av å fjerne minstefradraget i 2007, simulert ved LOTTE-Arbeid. Millioner kr.

	2007	Uten minstefradrag med atferdsendring	Uten minstefradrag og uten atferdseffekter
Inntektsskatt til komune	110 675,2	137 526,0	137 683,8
Felleskatt	96 609,4	120 047,7	120 185,6
Trygdeavgift	76 358,2	76 267,1	76 358,2
Toppskatt	14 496,4	14 546,3	14 450,8
Formuesskatt kommune	6 640,4	6 640,4	6 640,4
Formuesskatt stat	3 270,3	3 270,3	3 270,3
Samlet skatt	285 363,2	338 154,3	338 451,4

For ytterligere å illustrere hva slags informasjon som kan fremskaffes ved hjelp av LOTTE-Arbeid, viser vi i tabell 8 hvordan atferdseffektene av å fjerne toppskatten og minstefradraget fordeler seg på ulike arbeidstidsintervaller. Vi ser for eksempel at andelen gifte/samboende kvinner som jobber deltid og ordinær fulltid (1976 timer) reduseres noe som følge av fjerningen av toppskatten, samtidig som andelen som jobber «lang» fulltid øker. For gifte menn fører fjerning av toppskatten til betydelige atferdsendringer. Andelen som jobber heltid går ned med 7,7 prosentpoeng og andelen som jobber lang heltid øker med henholdsvis 2,5 og 5,4 prosentpoeng. Som påpekt ovenfor, vil en reduksjon i toppskatten først og fremst berøre personer med høy timelønn, og som oftest når det jobbes fulltid. Siden gifte/samboende menn har sterkere preferanser for «lang» heltid enn sine kvinnelige partnere, og mange av dem i tillegg har høyere timelønn, følger det at gruppen av gifte/samboende menn med høy timelønn vil respondere sterkere enn deres partnere.

Tabell 7 Fordeling av arbeidstid ved ulike endringer i 2007-reglene, simulert ved LOTTE-Arbeid.

Årlig arbeidstid	2007-regler	Uten toppskatt	Uten minstefradrag
Gifte kvinner			
0	0,0503	0,0508	0,0723
260	0,0152	0,0166	0,0171
780	0,0483	0,0485	0,0507
1040	0,1543	0,1504	0,1460
1560	0,1772	0,1669	0,1649
1976	0,4871	0,4820	0,4789
2340	0,0568	0,0687	0,0587
2600	0,0107	0,0162	0,0114
Gifte menn			
260	0,0001	0,0001	0,0001
780	0,0005	0,0005	0,0006
1040	0,0072	0,0069	0,0070
1560	0,0167	0,0142	0,0157
1976	0,7370	0,6602	0,7279
2340	0,1420	0,1674	0,1468
2600	0,0964	0,1507	0,1018

Når det gjelder effektene av å fjerne minstefradraget, ser vi at arbeidstidsfordelingene før og etter fjerningen av minstefradraget er tilnærmet identiske for alle grupper unntatt gifte/samboende kvinner. Resultatene indikerer at en del av de gifte/samboende kvinnene trekker seg ut av arbeidsmarkedet ved denne omleggingen. Det ser også ut til at disse kvinnene i mindre grad enn tidligere ønsker jobber med «lang» deltidsbrøk eller ordinær fulltid.

6 AVSLUTTENDE KOMMENTARER

Etter at en i Forskningsavdelingen i SSB over en lengre periode har arbeidet med modellering av arbeidstilbud er tiden inne for å tilrettelegge for at beslutningstakerne gis mer detaljert informasjon om arbeidstilbudseffekter av endringer i den direkte personbeskatningen. I denne

artikkelen har vi gitt en motivasjon for og en beskrivelse av hovedelementer og sentrale egenskaper i arbeidstilbudsmodellen LOTTE-Arbeid. Videre har vi diskutert prediksjonsevne og diskutert resultater fra noen simuleringseksperimenter utført ved hjelp av modellen. Disse simuleringresultatene tror vi gir verdifull informasjon om arbeidstilbudseffekter ved skatte- og insentivendringer. Vi vil imidlertid understreke det opplagte faktum at siden vi ikke kjenner «fasitsvaret» på disse simuleringene, gir ikke disse, med unntak av prediksjonstestene i avsnitt 5, informasjon om hvor god modellen er i *strukturell forstand*, dvs. evnen til å predikere atferd under alternative timelønninger og skatteregler. På den annen side synes simuleringresultatene å være rimelige. En mer dyptpløyende evaluering av LOTTE- Arbeid ligger imidlertid utenfor rammen av denne artikkelen. Dokumentasjonene i Dagsvik og Jia (2006, 2008) gir mer utførlige diskusjoner av modellen.

Mer generelt er modellevaluering innen økonomifaget et temmelig komplisert og kontroversielt tema, og det er ingen generell enighet om hva som er de beste tilnærminger til empirisk modellering av atferd generelt, og modellering av arbeidstilbud spesielt. Selv forskere med lang erfaring og spisskompetanse på feltet er ofte uenige om hvilken modellstrategi som er den beste. Vanskeligheten består i at siden atferdsmodeller representerer en vesentlig forenkling av fenomenet under studium, vil det alltid være betydelig usikkerhet knyttet til atferdsprediksjoner. Det vil ofte være et skjønnsproblem hva som en skal regne som rimelig og akseptabel usikkerhet i prediksjonene.

Referanser:

- Aaberge, R., J. K. Dagsvik og S. Strøm (1995): «Labor Supply Responses and Welfare Effects of Tax Reforms». *Scandinavian Journal of Economics*, **97**, 635–659.
- Alstadsæter, A., E. Fjærli og T. O. Thoresen (2006): «Om bakgrunnen for og utformingen av skattereformen 2006». *Beta: Tidsskrift for bedriftsøkonomi*, nr 1, 2006 (www.idunn.no).
- Bloemen, H. G. og A. Kapteyn (2007): «The Estimation of Utility Consistent Labor Supply Models by means of Simulated Scores». Kommer i *Journal of Applied Econometrics*.
- Bloemen, H. G. (2000): «A Model of Labour Supply with Job offer Restrictions». *Labour Economics*, **7**, 297–312.
- Blundell, R. og T. MaCurdy (1999): «Labor Supply: A Review of Alternative Approaches». I O. Ashenfelter og D. Card (red.): *Handbook of Labor Economics*, Vol 3A, Amsterdam: Elsevier, 1559–1695.
- Dagsvik, J. K. (1994): «Discrete and Continuous Choice, Max-stable Processes and Independence from Irrelevant Attributes». *Econometrica*, **62**, 1179–1205.
- Dagsvik, J. K. (2000): «Aggregation in Matching Markets». *International Economic Review*, **41**, 27–57.
- Dagsvik, J.K. (2004): «Hvordan skal arbeidstilbudseffekter tallfestes? En oversikt over den mikrobaserte arbeidstilbudsforskningen i Statistisk sentralbyrå». *Norsk økonomisk tidsskrift* **118**, 22–53.
- Dagsvik, J. K. og S. Strøm (2004): «Sectoral Labor Supply, Choice Restrictions and Functional Form». Discussion Papers no. 388, Statistisk sentralbyrå.
- Dagsvik, J. K. og S. Strøm (2006): «Sectoral Labor Supply, Choice Restrictions and Functional Form». *Journal of Applied Econometrics*, **21**, 803–826.
- Dagsvik, J. K. og Z. Jia (2006): «Labor Supply as a Choice among Latent Job Opportunities. A Practical Empirical Approach». Discussion Papers 481, Statistisk sentralbyrå, 2006.
- Dagsvik, J. K. og Z. Jia (2008): «An Alternative Approach to Labor Supply Modeling, Emphasizing Job-type as Choice Variable». Kommer i serien Discussion Papers, Statistisk sentralbyrå.
- Diamond, J.W. (2005): «Dynamic Effects of Extending the 2001 and 2003 Income Tax Cuts». *International Tax and Public Finance*, **12**, 165–192.
- Dickens, W. og S. Lundberg (1993): «Hours Restrictions and Labor Supply». *International Economic Review*, **34**, 169–191.

- Killingsworth, M. R. og J. J. Heckman (1986): «Female Labor Supply: A Survey». I O. Ashenfelter og R. Layard (red.): *Handbook of Labor Economics*, Vol. I, Amsterdam: North-Holland, 103–204.
- Hausman, J. A. (1981): «Labor supply». I H. Aaron og J. Pechman (red.), *How Taxes Affect Behavior*. Washington D.C.: Brookings Institution.
- Hausman, J. A. (1985): «Taxes and Labor Supply». I A. Auerback og M. Feldstein (red.): *Handbook of Public Economics*, Vol. I, Amsterdam: North Holland.
- Ilmakunnas, S. og S. Pudney (1990): «A Model of Female Labour Supply in the Presence of Hours Restrictions». *Journal of Public Economics*, **41**, 183–210.
- Kapteyn, A., P. Kooreman og A. Van Soest (1990): «Quantity Rationing and Concavity in a Flexible Household Labor Supply Model». *Review of Economics and Statistics*, **62**, 55-62.
- Kornstad, T. og T. O. Thoresen (2006): «Effects of Family Policy Reforms in Norway: Results from a Joint Labour Supply and Childcare Choice Microsimulation Analysis». *Fiscal Studies*, **27**, 339-371.
- Kornstad, T. og T. O. Thoresen (2007): «A Discrete Choice Model for Labor Supply and Child Care». *Journal of Population Economics*, **20**, 781–803.
- Mankiw, G. og M. Weinzierl (2006): «Dynamic Scoring: A Back-of-the-Envelope Guide». *Journal of Public Economics*, **90**, 1415–1433.
- Pylkkänen, E. (2000): «Modeling wages and hours of work». Paper presentert på The 6th Nordic Seminar on Microsimulation Models, København 8.-9. juni, 2000.
- Statistisk sentralbyrå (2007): «Skatteberegningsmodellen LOTTE». <http://www.ssb.no/forskning/modeller/lotte>.
- Thoresen, T. O., Z. Jia og J. Aasness (2006): «More Realistic Estimates of Revenue Changes from Tax Cuts». Revise and resubmit. *National Tax Journal*.
- Van Soest, A. (1995): «Structural Models of Family Labor Supply. A Discrete Choice Approach». *Journal of Human Resources*, **30**, 63–88.

Appendiks:**Tabell A1** *Estimater for timelønnsrelasjonen, kvinner og menn, 1997.*

Variable	Menn		Kvinner		Kvinner, korrigert for seleksjon	
	Estimat	<i>t</i> -verdi	Estimat	<i>t</i> -verdi	Estimat	<i>t</i> -verdi
Konstant	4,08	135,1	4,10	132	4,11	109
Erfaring/10	0,22	12,2	0,143	8,6	0,141	7,8
Erfaring kvadrert/100	-0,03	-10,1	-0,022	-6,6	-0,022	-6,1
Utdanningslengde	0,044	26,9	0,0388	23,1	0,0386	19,7
Sivilstatus	0,05	6,02	-0,022	-2,67	-0,21	-2,37
Varians til restledd	0,3029		0,2755		0,2755	
Antall observasjoner	5 448		5 074		5 074	
R ²	0,15		0,10		0,10	

Tabell A2 *Parameterestimater for nyttefunksjonen og mulighetsfordelingen for tilbudt arbeidstid. Ektepar 1997.*

	Parameter	Estimat	Standardavvik
Preferences:			
<i>Konsum</i>			
Eksponent	α_1	0,6643	0,054
Skalaparameter 10^{-4}	α_2	1,8411	0,352
Nødvendighetsinntekt	C_0	$40,000\sqrt{N}$	
<i>Kvinnens fritid</i>			
Exponent	α_3	-0,8334	0,182
Konstant	β_{0F}	11,8387	1,888
Log(alder/10)	β_{1F}	-12,5285	1,945
Log(alder/10) kvadrert	β_{2F}	5,2456	0,733
Antall barn under 6 år	β_{3F}	0,9682	0,168
Antall barn over 6 år	β_{4F}	0,5075	0,094
<i>Mannens fritid</i>			
Eksponent	α_4	-1,8043	0,430
Konstant	β_{0M}	3,8929	1,112
Log(alder/10)	β_{1M}	-4,3054	1,142
Log(alder/10) kvadrert	β_{2M}	1,6682	0,444
Antall barn under 6 år	β_{3M}	0,0547	0,051
Antall barn over 6 år	β_{4M}	0,0083	0,029
<i>Fritids-interaksjonsledd</i>			
Minstekvantum, fritid	γ	0,2047	0,147
	L_0	5,110	
Jobbmulighetsindeks $m_F(X)$:			
Konstant	f_{F1}	-3,5041	0,435
Utdanningslengde	f_{F2}	1,2389	0,366
Jobbmulighetsfunksjon for tilbudte timer			
Menn heltids		2,3769	0,086
Kvinner heltid		1,4380	0,296
Menn deltid		1,0960	0,063
Kvinner deltid		0,5622	0,067
Antall observasjoner		2,511	
Log likelihood		-5 706,5	
McFadden's R²		0,44	